

Aplikacija metodologije časovnih serij na primeru turističnih cen

Sergej Gričar
Štefan Bojnec





Založba Univerze na Primorskem

Uredniški odbor

Katarina Babnik

Štefan Bojnec

Aleksandra Brezovec

Boris Horvat

Dejan Hozjan

Alenka Janko Spreizer

Alen Ježovnik

Lenka Kavčič

Alan Orbanič

Gregor Pobežin

Andraž Teršek

Jonatan Vinkler



Aplikacija metodologije časovnih serij na primeru turističnih cen

Sergej Gričar
Štefan Bojnec



Znanstvena monografija
Aplikacija metodologije časovnih serij na primeru turističnih cen
Sergej Gričar in Štefan Bojnec

Recenzenta
Jernej Turk
Črtomir Rozman

Prelom in grafična priprava: Jonatan Vinkler

Izdala in založila
Založba Univerze na Primorskem
Titov trg 4, SI-6000 Koper

Glavni urednik
dr. Jonatan Vinkler
Vodja založbe
Alen Ježovnik

Koper 2016

ISBN 978-961-6984-47-8 (spletna izdaja: pdf)
<http://www.hippocampus.si/ISBN/978-961-6984-47-8.pdf>

ISBN 978-961-6984-48-5 (spletna izdaja: html)
<http://www.hippocampus.si/ISBN/978-961-6984-48-5/index.html>

© 2016 Založba Univerze na Primorskem

Izdaja je sofinancirana po pogodbi ARRS za sofinanciranje izdajanja znanstvenih monografij v letu 2016.



CIP - Kataložni zapis o publikaciji
Narodna in univerzitetna knjižnica, Ljubljana

338.5:338.48(0.034.2)
519.246.8:338.48(0.034.2)
005.8:663/664(0.034.2)

GRIČAR, Sergej

Aplikacija metodologije časovnih serij na primeru turističnih cen [Elektronski vir] / Sergej Gričar, Štefan Bojnec. - El. zbornik. - Koper : University of Primorska Press, 2016

Način dostopa (URL): <http://www.hippocampus.si/ISBN/978-961-6984-47-8.pdf>
Način dostopa (URL): <http://www.hippocampus.si/ISBN/978-961-6984-48-5/index.html>

ISBN 978-961-6984-47-8 (pdf)
ISBN 978-961-6984-48-5 (html)
1. Bojnec, Štefan
287417600

Kazalo

9	Kazalo preglednic
11	Krajšave
15	Uvod
16	Opredelitev področja in opis problema
17	Namen in cilji raziskave
18	Temeljna teza in hipoteze raziskave
19	Predpostavke in omejitve
20	Raziskovalne metode
20	Prispevek k znanosti
21	Pregled predhodnih raziskav
21	Storitvena ekonomija – Gostinstvo in turizem
22	Opredelitev pojmov raziskave
22	Turizem
23	Opredelitev pojma gostinstvo
24	Dejavniki gibanja cen v gostinstvu
24	Indeks cen življenskih potrebščin
27	Gibanje cen
28	Davki v turizmu
29	Potrošniška družba in turizem
31	Nominalni devizni tečaj
33	Mednarodna menjava versus domača ponudba
34	Nafta
35	Brezposelnost v gostinstvu

37	Metodologija ekonometrične raziskave
37	Uvod v časovne serije
39	Metodologija časovnih serij
39	Linearni trend
40	Opisna statistika
41	Normalna porazdelitev v časovnih serijah
43	Metoda glavnih komponent in faktorska analiza
45	Regresijski model
47	Avtoregresijska analiza
51	Stabilnost stohastičnega modela
53	Trendni model
55	Model kointegracije
57	Statistična metodologija kointegracijske analize
57	Stabilnost vektorske avtoregresije
59	Model kointegracije prvega reda
60	Metoda največjega verjetja za I(1) model
61	Aplikativni testi kointegracijske analize
63	Dinamična regresija
63	VAR model
64	VECM
65	Preučevani sekundarni podatki
65	Opredelitev spremenljivk
70	Obdelava sekundarnih podatkov
73	Zasnova raziskave
73	Opredelitev raziskovalnega problema
74	Cilji raziskave
81	Empirična analiza kvantitativne raziskave
81	Statistična porazdelitev spremenljivk
84	Metoda glavnih komponent in faktorska analiza
85	Interpretacija rezultatov analize metode glavnih komponent in faktorske analize
88	Oblikovanje sintetičnih spremenljivk v metodi glavnih komponent
88	Regresijska analiza
95	Analiza časovnih vrst
96	Avto-regresijska analiza
112	Stabilnost modea z metodo najmanjših kvadratov
118	Spremenljivke integrirane v prvem redu kointegracije
125	Metoda največje verjetnosti (ML) za model prvega reda
130	Dodatni testi kointegracije
135	VAR analiza
149	Robustnost modelov postavljenih s hipotezami
150	Predstavitve rezultatov raziskave in potrditev hipotez
151	Rezultati metode glavnih komponent in interpretacija

155	Rezultati (avto)regresijske analize in interpretacija
157	Ugotovitve in interpretacija rezultatov kointegracijske analize
163	Ugotovitve in interpretacija rezultatov analize VECM
168	Rezultati raziskave, omejitve in implikacija
175	Sklep
179	Viri in literatura
179	Viri
179	Literatura
191	Recenziji
191	I
192	II

Kazalo preglednic

82	Preglednica 1: Statistična porazdelitev časovnih serij
83	Preglednica 2: Vrednost indeksa časovna serije, januar 2000 = 100
84	Preglednica 3: Vrednost indeksa časovne serije, januar 2000 = 100
91	Preglednica 4: Ocena linearne regresijske enačbe
99	Preglednica 5: Ocena avtokorelacijskih koeficientov
101	Preglednica 6: Inšpekcijski ARIMA model
103	Preglednica 7: SPSS ARIMA model in ARIMA letalski model
111	Preglednica 8: Regresijska analiza
115	Preglednica 9: ADF-test
117	Preglednica 10: Test enotskega korena
121	Preglednica 11: Kointegracijski test za hipotezo 1
122	Preglednica 12: Kointegracijski test za hipotezo 2
124	Preglednica 13: Kointegracijski test za hipotezo 3
132	Preglednica 14: Aplikacija časovnih serij z modelom VEC
135	Preglednica 15: Grangerjev test vzročnosti časovnih serij, prve tri hipoteze
137	Preglednica 16: VEC model, postavljen s hipotezo 1
138	Preglednica 17: Deterministični koeficienti za hipotezo 1
140	Preglednica 18: Test šibke zunanosti spremenljivk, postavljenih s hipotezo 1
141	Preglednica 19: VEC model, postavljen s hipotezo 2
142	Preglednica 20: Deterministični koeficienti za hipotezo 2
143	Preglednica 21: Test šibke zunanosti spremenljivk, postavljenih s hipotezo 2
145	Preglednica 22: VEC model, postavljen s hipotezo 3
146	Preglednica 23: Deterministični koeficienti za hipotezo 3, rang 1.
147	Preglednica 24: Test šibke zunanosti spremenljivk, postavljenih s hipotezo 3, rang 1
147	Preglednica 25: Deterministični koeficienti za hipotezo 3, rang 2
148	Preglednica 26: Test šibke zunanosti spremenljivk, postavljenih s hipotezo 3, rang 2
154	Preglednica 27: Ponovljena komponentna matrika

- 162 Preglednica 29: Test šibke zunanosti spremenljivk, postavljenih s hipotezo 4
171 Preglednica 30: Pregled rezultatov raziskave

Krajšave

AC	avtokorelacija
ACF	funkcija avtokorelacije
AD	agregatno povpraševanje
ADF	Dickey-Fuller test
AIC	Akaike informacijski kriterij
AR (p)	avtoregresija p . reda
AR	avtoregresija
ARCH	avtoregresija pogojena s heteroskedastičnostjo
ARIMA (p, d, q)	avtoregresija, integracija, drseča sredina p ., d ., q . reda
ARIMA	avtoregresija, integracija, drseča sredina
ARMA (p, d, q)	avtoregresija, drseča sredina p ., d ., q . reda
ARMA	avtoregresija, drseča sredina
AS	agregatna ponudba
BDP	bruto domači proizvod
BIC	Bayes informacijski kriterij
BS	Banka Slovenije
B-S	Ballasa–Samuelson
CUSUM	rekurzivni test – test, ki se nanaša sam na sebe
CVAR	kointegracijski vektorski avtoregresijski model
DDV	davek na dodano vrednost
D-W	Durbin-Watson statistika
ECB	evropska centralna banka
EIA	centralni ameriški urad za energijo
EMU	evropska monetarna unija
ERM II	evropski mehanizem deviznih tečajev

EU	evropska unija
EUROSTAT	statistični portal evropske unije
HORECA	hoteli, restavracije in catering
HQ	Hannan-Quin kriterij
I(<i>d</i>)	integrirano <i>d</i> . reda
IAC	indeks agroživilskih cen
IBPG	indeks bruto plač v gostinstvu
ICGS	indeks cen v gostinstvu
ICGSEA	indeks cen v gostinstvu v evro območju
ICIPP	indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih
ICN	indeks cen nafte
ICS	indeks cen storitev
ICTG	indeks cen tekočih goriv
ICŽP	indeks cen življenjskih potrebščin
ICŽPEA	indeks cen življenjskih potrebščin evro območja
IDDV	indeks davka na dodano vrednost
ILO	Mednarodna organizacija za delo
KPSS	Kwaitowski-Phillips-Schmidt-Shin test
LJB	Lomnicki-Jarque-Bera test
LM	Lagrange multiplikacijski test
MA	drseča sredina
MARCH	multipla avtoregresija pogojena s heteroskedastičnostjo
ML	metoda največjega verjetja
NEDT	nominalni efektivni devizni tečaj
OLS	metoda najmanjših kvadratov
PAC	parcialna korelacija
PACF	funkcija parcialne avtokorelacije
PMČS	prilagojeni model časovnih serij
PP	Phillips-Peron test
PPP	pariteta kupne moči
RS	Republika Slovenija
S&L	Saikonen in Lütkepohl test
SBIC	Schwartz Bayesian informacijski kriterij
SC	Schwarz kriterij
SP	Studentova porazdelitev
SRB	stopnja registrirane brezposelnosti
St	Studentova <i>t</i> statistika
SURS	Statistični urad Republike Slovenije
SVAR	strukturna vektorska avtoregresija
SVECM	strukturni model s korekcijskim odstopanjem

UMAR	Urad za makroekonomske analize in razvoj
VAR	vektorski avtoregresijski model
VAR(p)	vektorski avtoregresijski model p . reda
VEC	korekcijsko odstopanje
VECM	model s korekcijskim odstopanjem
WTO	Svetovna turistična organizacija
ZDA	Združene države Amerike

Uvod

Aplikacija metodologije časovnih serij na primeru turističnih cen je prva vseobsežna monografija, ki predstavi obrazce in postopke za empirično analizo časovnih serij v Sloveniji. Na primeru spremenljivk cen in drugih determinant pojasni ekonometrični pristop k analizi enotskega korena, ki se pojavi pri analizi sekundarnih podatkov odvisnih od časa. V monografiji avtorja analizirata sekundarne podatke turistične industrije, ki je danes (o. p. 2016) prva industrija na svetu po prihodku in številu zaposlenih v industriji (Gričar et al. 2016).

Monografija dopolni vrzel, ki je zaznana v Sloveniji na metodologiji časovnih serij. V zadnjih letih je izšel učbenik Pfajfar (2014), ki pojasni osnovne pristope ekonometrije. V učbeniku se avtor do časovnih serij posebej ne opredeli. Slednje je tudi razumljivo, saj so časovne serije izjemno nestabilne serije in zato potrebujejo posebno pozornost. Nestabilnost časovnih serij bomo opredelili v monografiji in pri tem nadgradili metode raziskovalnega dela, ki so ga predstavili Bregar, Ograjenšek in Bavdaž (2005) v delovnem zvezku. Avtorja monografije sta objavila številne prispevke in članke na področju časovnih serij, metodologije časovnih serij in metodologije enotskega korena (Gričar in Bojnec 2012; 2013; 2014).

Raziskava obravnava dinamiko cen turističnih storitev v času. Ta vseobsežna raziskava na področju časovnih vrst pridobljenih iz sekundarnih podatkov je kot prva raziskava v obliki monografije in, ki prikazuje napredno metodologijo časovnih serij. Časovne serije zahtevajo poseben metodološki pristop, če želimo veljavne rezultate za interpretacijo in analizo. V ta namen v raziskavi uporabimo metodo glavnih komponent in faktorsko analizo. Z omenjenima metodama pridobimo novi izolirani spremenljivki,

ki ju nadalje vključimo v regresijsko analizo. S široko sprejeto in uporabljeno regresijsko analizo želimo na primeru analize turističnih cen prikazati, kako je uporaba regresijske analize napačna v primeru analize časovnih serij. V raziskavi po uporabi regresijske analize pristopimo k uporabi treh avtoregresijskih (ARIMA), modelov. Z omenjenimi modeli pridobimo podatke o redu integracije posamezne časovne serije, tj. spremenljivke odvisne od časa. Pridobljene rezultate in s tem nove integrirane spremenljivke uporabimo v ponovljeni regresijski analizi, ki nam omogoči, da z razširjenim Dickey-Fuller (ADF) testom preverimo veljavnost modelov postavljenih s hipotezami. S testom preverjamo prisotnost avtokorelacije. Ne preverjamo pa normalnosti, homoskedastičnosti in stabilnosti modela. Slednje preverimo s testom enotskega korena. Za pridobitev veljavnih rezultatov smo vse metode, tj. metode faktorske analize, metode glavnih komponent in regresijske analize ponovili. Ponovno analizo smo izvedli s stacionarnimi spremenljivkami pridobljenimi z ARIMA metodo. Rezultate smo primerjali med seboj in podali smo interpretacijo vsebine.

Aplikacija in rezultati raziskave povezanosti cen in plač ter monetarnih in fiskalnih dejavnikov na cene v turizmu podajo moč dolgoročnih povezav med spremenljivkami časovnih vrst, ki so postavljene s hipotezami. Metoda glavnih komponent poda štiri glavne komponente. Multipla regresijska analiza pojasni dobro polovico povezanosti neodvisnih spremenljivk z odvisno spremenljivko. Robustnost modela regresijske analize pa ni zagotovljena, zato se empirična analiza nadaljuje s kointegracijsko analizo in z modelom korekcijskega odstopanja (VAR in VEC).

Turizem spada v storitveni sektor. V marsikateri razviti državi prispeva storitveni sektor pretežni del bruto domačega proizvoda (BDP). Tako imajo nekatere države več kot 70 % svojega BDP iz storitvenega sektorja in zaposluje več kot polovico aktivnega prebivalstva. Slovenija ustvari s storitvami skoraj 60 % BDP (SURS 2016). Nasproti fizičnemu proizvodu je storitev običajno neotipljiva dobrina, nevidna dobrina, dobrina brez vonja in brez okusa ter uporabljena preden je plačana (Kotler, Bowen in Makens 2003).

Opredelitev področja in opis problema

Predmet obravnave monografije je preučevanje povezav med cenami v gostinstvu in s cenami gostinskih storitev v območju evra s plačami v gostinstvu, s cenami hrane in brezalkoholnih pijač, s cenami industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, s cenami storitev, z davkom na dodano vrednost (DDV), s ceno nafte, z uvedbo evra v Sloveniji, s prihodi domačih in tujih turistov (povpraševanjem), z nominalnim efektivnim deviznim tečajem in s stopnjo brezposelnosti.

Stopnje brezposelnosti ne bomo analizirali ločeno, saj je učinek brezposelnosti posredno vključen v spremenljivko turističnega povpraševanja in v spremenljivko plač in s tem stroškov delovne sile. Ločeno od predhodnih spremenljivk smo preučevali povezave med cenami v gostinstvu in splošno ravno cen v Republiki Sloveniji (RS) ter splošno ravno cen v območju evra. Vsebina monografije torej spada med področja mikroekonomije in makroekonomije in ožjega področja turizma kot storitvenega dela gospodarstva.

Namen in cilji raziskave

V uvodnem delu monografije želimo oblikovati pregled najpomembnejših ugotovitev preteklih raziskav s področja oblikovanja cen, gostinstva in turizma, inflacije in deviznega tečaja. Prikaz pregleda literature bo izhodišče za izvedbo poglobljene raziskave, s katero bo zasnovan konceptualni model za ugotavljanje dinamike in povezanosti med cenami v gostinstvu in ostalimi preučevanimi spremenljivkami. Ob koncu raziskave smo oblikovali ugotovitve. Model bo zasnovan z metodami časovnih vrst podatkov, ki smo jih uporabili v metodah, značilnih za analiziranje in napovedovanje na časovnih podatkih. Predpostavljamo, da bomo z uporabo metode glavnih komponent, regresijske analize, kointegracijske analize in z vektorskim avtoregresijskim modelom (VAR) prikazali najnovejše rezultate gostinstva in turizma v ekonomski znanosti.

Glavni cilj raziskave je ugotoviti dolgoročno linearno povezanost spremenljivke cene v gostinstvu z več različnimi spremenljivkami iz časovnih serij. Na osnovi ugotovitev raziskovalnega dela želimo prikazati, kateri so tisti dejavniki, ki so s cenami v gostinstvu linearno najbolj povezani in ki vplivajo na njihovo dinamiko. S tem želimo ugotoviti, zakaj in kdaj se cene v gostinstvu spreminjajo in kaj vpliva nanje, saj se cene prilagodijo v določenem obdobju in le redko takoj, zato je odločilnega pomena izbira obdobja prilagajanja cen.

Cilje, ki smo jih v sklopu monografije poskušali doseči, smo razdelili na tiste, ki se nanašajo na teoretični del, in tiste, ki se nanašajo na empirični del. V teoretičnem delu monografije smo zasledovali naslednje cilje: pregledali smo relevantno domačo in tujo strokovno in znanstveno literaturo, pregledali in kritično smo ovrednotili raziskave na analizi časovnih vrst, predstavili bomo preučevane dejavnike. Cilji empiričnega dela monografije so razdeljeni na tiste, ki smo jih dosegli v sklopu kvantitativne raziskave in s tem preverjali tudi raziskovalne hipoteze z empiričnimi ugotovitvami.

Temeljna teza in hipoteze raziskave

Temeljna teza raziskave

Na cene v gostinstvu statistično značilno vplivajo dejavniki povpraševanja, dejavniki ponudbe in stroškov, splošni makroekonomski dejavniki ter makroekonomski šoki domačega in zunanjega okolja.

Dinamika cen v gostinstvu je pozitivna, saj so se cene v gostinstvu v preučevanem obdobju realno dvigovale. Temeljno tezo smo empirično analizirali s parcialnim testiranjem prvih treh v nadaljevanju razvitih hipotez, medtem ko smo preverili robustnost celotnega modela s četrto hipotezo, v katero bodo hkrati vključene vse relevantne spremenljivke.

18

Splošni makroekonomski dejavniki in makroekonomski šoki domačega in zunanjega okolja

Hipoteza 1: Cene gostinskih storitev v RS so pozitivno povezane s splošno ravno cen v RS in v območju evra ter s cenami gostinskih storitev v območju evra. Cene gostinskih storitev v RS so kratkoročno pozitivno povezane z dvigom DDV in z uvedbo evra v Sloveniji.

Hipoteza 1 je testirana z regresijsko analizo in z metodo glavnih komponent. Skušali smo ugotoviti smeri in statistične značilnosti povezanosti med analiziranimi spremenljivkami. Pri analizi hipoteze nas zanima tudi povezanost cen v gostinstvu z dvigom DDV in z uvedbo evra zaradi vstopa RS v Evropsko unijo (EU) in v mehanizmu deviznih tečajev (ERM II) ter prevzema evra, s katerimi lahko pojasnimo spremembe cen gostinskih storitev ob uvedbi evra in dvigu DDV. Del hipoteze 1 smo testirali v delu splošnih makroekonomskih dejavnikov tudi s kointegracijsko analizo in modelom VAR, da lahko pojasnimo linearno povezanost splošnih makroekonomskih dejavnikov v času.

Dejavniki domačega in tujega povpraševanja

Hipoteza 2: Spremembe cen v gostinstvu so pozitivno povezane s povečanim povpraševanjem po storitvah (prihodi domačih in tujih turistov) ter negativno povezane z apreciacijo domače valute.

Hipoteza je testirana z regresijsko analizo, z metodo glavnih komponent, s kointegracijsko analizo in modelom VAR. Skušali smo ugotoviti

smeri in statistične povezanosti med analiziranimi spremenljivkami, ugotoviti, ali obstajajo skupni dejavniki, s katerimi lahko pojasnimo spremembe cen gostinskih storitev.

Dejavniki ponudbe in stroškov

Hipoteza 3: Cene gostinskih storitev so pozitivno povezane s stroški nabave inputov (hrane in brezalkoholnih pijač), nafte, industrijskih proizvodov in storitev ter s stroški plač v gostinstvu.

Hipoteza je testirana z regresijsko analizo, z metodo glavnih komponent, s kointegracijsko analizo in modelom VAR. Skušali smo ugotoviti smeri in statistično povezanost med analiziranimi spremenljivkami ter ali obstajajo skupni dejavniki, s katerimi lahko pojasnimo spremembe cen gostinskih storitev. Hipotezo smo testirali tudi s kointegracijsko analizo, da lahko pojasnimo linearno povezanost dejavnikov v času.

Primerjava in analiza robustnosti rezultatov uporabljenih metod iz predhodnih hipotez

Hipoteza 4: Gibanje cen v gostinstvu je značilno povezano z dejavniki ponudbe in stroškov, z dejavniki povpraševanja ter makroekonomski dejavniki domačega in zunanjega okolja.

Hipoteza je testirana z regresijsko analizo in z metodo glavnih komponent. Skušali smo ugotoviti smeri in statistično značilnost povezanosti med vsemi analiziranimi spremenljivkami ter ali obstajajo skupni dejavniki, s katerimi lahko pojasnimo spremembe cen gostinskih storitev. S pomočjo metode glavnih komponent in regresijske analize dobljene rezultate smo primerjali med seboj in ugotavljali, kateri modeli in metode, vključno s kointegracijsko analizo in modelom VAR, so najbolj primerni za analizo podatkov na časovnih vrstah cen v gostinstvu.

Predpostavke in omejitve

Predpostavljamo, da so podatki, zbrani v Statističnem uradu Republike Slovenije (SURS), v evropskem statističnem uradu Eurostat (Eurostat) in US Energy Information Administration (EIA) referenčni in kredibilni. Predpostavljamo, da so (i)zbrane spremenljivke najboljši kazalniki dinamike cen v gostinstvu in da na cene v gostinstvu ostali dejavniki vplivajo v manjši meri.

Omejitve pri izvedbi monografije predstavljajo sekundarni podatki, ki so mesečni tekoči podatki ($I = \text{tekoči mesec/predhodni mesec}$) in je njihova vsebina in kakovost izven dometa raziskovalca, saj je bil namen zbiranja praviloma drugačen kot je bil v konkretni raziskavi.

Raziskovalne metode

V monografiji smo uporabili tri metodološke pristope. Prvič – preučili smo literaturo, ki obravnava teoretična spoznanja preučevanih spremenljivk. Drugič – na osnovi predhodne študije literature in s podatki iz SURS, Eurostat in EIA smo opravili pregled indeksov. Tretjič – hipoteze smo testirali s pomočjo multiple regresijske analize z več neodvisnimi spremenljivkami, s pomočjo metode glavnih komponent, s pomočjo kointegracijske analize in/ali s pomočjo analize VAR.

20

Kvantitativni analizi testiranja hipotez sledi prikaz rezultatov, prikaz pomena in njihovih implikacij. Čeprav je poudarek na vseh treh metodoloških korakih, jedro raziskave predstavlja kvantitativna analiza. V monografiji imamo opravka z velikim številom opazovanih enot ter spremenljivk, ki jih bomo v skladu z namenom in cilji analize smiselno uredili. Pri tem bomo nekaj malega izgubili pri natančnosti, smo pa zato bogato poplačani s povečanjem preglednosti podatkov z možnostjo prepoznavanja določenih zakonitosti preučevanega pojava, ki jih iz množice posamičnih podatkov ni mogoče razbrati.

Prispevek k znanosti

Izvirni znanstveni prispevek monografije predstavlja lastna izvedena kvantitativna analiza. V empirični analizi smo ugotavljali skupne dejavnike, primerjali povezanost med spremenljivkami in linearno povezanost v času z analizo časovnih vrst.

Empirična analiza je potrdila oziroma ovrgla postavljene hipoteze, ki do sedaj v tej obliki še niso bile preizkušene. S predhodno opisanimi metodami za analizo časovnih vrst smo podali ugotovitve in sklepe ter rezultate raziskave. Poleg tega smo s temi modeli izločili možnost napake pri komentiranju končnih rezultatov, kot so stabilnost, heteroskedastičnost, multikolinearnost in avtokorelacija. Tovrstne celovite analize v storitveni ekonomiji v slovenskem prostoru še nismo zasledili, prav tako podobne vseobsežne analize na področju storitvene ekonomije nismo zasledili v mednarodnem prostoru, zato pomeni prispevek k razvoju znanosti. Še posebej velja poudariti, da tovrstne vseobsežne raziskave ni na voljo v slovenskem jeziku.

Pregled predhodnih raziskav

V monografiji smo pristopili k opredelitvi dejavnikov cen v gostinstvu z različnimi metodološkimi pristopi. Dosedanje empirične raziskave na časovnih vrstah z uporabo metode glavnih komponent (Krušec 2007), regresijske analize (Gričar in Bojnec 2012a), avtoregresijsko-drsečih (ARMA)-modelov (Bratina 2011; Čepar 2009; Gričar in Bojnec 2012c), kointegracijske analize (Masten 2008; Irz, Niemi in Xing 2011; Saatçioğlu in Korap 2009), VAR-analize (Bratina 2011; Juselius in Mladenović 2002) in z VECM analizo (Irz, Niemi in Xing 2011; Bakucs, Bojnec in Fertő 2012; Gričar in Bojnec 2012b; Lütkepohl in Krätzig 2004; Juselius 2004; Bonham, Gangnes in Zhou 2009) postavljajo empirične ugotovitve, zastavljene na različnih ekonomskih problemih, povezanih z inflacijo. Večina omenjenih raziskav je na ožjem ekonomskem področju cen hrane, cen v turizmu in dejavnikov ponudbe in povpraševanja v turizmu. Podobno, kot so ugotovili predhodni avtorji, ugotavljamo v naši analizi, ali je za analizo podatkov, ki se s časom spreminjajo, najbolj učinkovita analiza z metodo glavnih komponent, z regresijsko analizo, s kointegracijsko analizo ali z VEC modelom. Raziskavo začinjamo s prikazom teorije gostinstva in inflacije.

Storitvena ekonomija – Gostinstvo in turizem

Številne organizacije storitev, kot so hoteli, podjetja za kreditne kartice in zavarovalnice, opravljajo storitve preko svojih temeljnih funkcij poslovanja, da bi pritegnile kupce. Vendar so te storitvene organizacije zaradi privlačnosti dodatne ponudbe ponudile nove, izboljšane storitve, ki so povzročile dodatne koristi za kupce (Gričar in Bojnec 2012c). Druga pod-

jetja so tem storitvam sledila, zato dodatne storitve postanejo standardne storitve. Mnoge storitve so združene v storitvenih paketih. Številni hoteli na primer ponujajo brezplačen zajtrk, storitev prevoza, prost dostop do bazena in telovadnice ter brezplačen dostop do interneta. Vendar zagotavljanje teh dodatnih storitev in izdelkov povečuje stroške hotela, ki pa zagotavljajo zadovoljstvo gosta. Skupno ceno paketa storitev je treba povečati, sicer hotel izgubi nekaj svojega bruto dobička iz poslovanja. Če hotel postavlja svojo ceno za paket, mora stranka plačati več za nakup te dodatne storitve, ki je postala standardna storitev v okviru paketa. Vendar pa v mnogih primerih kupci dejansko ne uporabljajo celotnega paketa storitev, za katerega so plačali (Yang et al. 2009). Gostinske storitve so specifične v svojem upravljanju. Ker storitve ni mogoče vnaprej izdelati in jo uskladiščiti, je potrebna sinhronizacija ponudbe in povpraševanja, ki je pogosto težka (Gričar in Bojnec 2009). Poleg tega so turisti in druge stranke v mnogih situacijah koproducenti storitev za prosti čas in drugih turističnih storitev. Posebne naloge so dodeljene gostom, ki te storitve izvajajo sami, kot je to značilno v samopostrežnih restavracijah, na avtomatih v nizkocenovnih hotelih za registracijo prihoda in odhoda iz hotela ter drugih storitvah v gostinstvu (Verhoeven, Rompay in Pruy 2009).

Opredelitev pojmov raziskave

Turizem sestavlja zelo veliko različnih storitvenih dejavnosti, a obstaja le malo empiričnih analiz o ekonomiji gostinstva (Bonham, Gangnes in Zhou 2009). Zaradi tega je težko določiti celoten vpliv gostinstva na gospodarstvo, in sicer na podlagi obstoječih državnih statistik. Medtem so tudi teoretična dela s področja gostinstva relativno redka, a z dobro opredeljeno empirično literaturo, predvsem na področju povpraševanja po turističnih storitvah, makroekonomije in ekonometrije. Tako smo s pomočjo te literature, ki jo prikazujemo v prvem delu monografije, oblikovali empirični model dinamike cen v gostinstvu. Model(e) dinamike cen v gostinstvu prikazujemo skupaj z razpravo o pridobljenih rezultatih v tretjem, zadnjem delu monografije. Identifikacija modela bo pridobljena z uporabo Johansen kointegracije (Johansen 1996), ki jo prikazujemo v drugem, metodološkem delu monografije.

Turizem

Razvoj znanstvene misli in znanstveno pojmovanje turizma kot kompleksne družbeno-ekonomske zadeve je potekalo skladno z razvojem turizma. V tem smislu se razlikujejo tri obdobja, in sicer prvo, to je do I. svetovne

vojne, drugo obdobje med obema vojnama in tretje obdobje po II. svetovni vojni (Blažević 2007). Veliko je opredelitev besede turizem, ki so se začele s pojmom enodnevni izletnik do današnjega turista (Blažević 2007). Tribe (1996) je postavil nekaj delovnih definicij prostega časa in turizma. Ena od definicij pravi, da pomeni turizem = obiskati vsaj za eno noč, za prosti čas in počitnice, poslovne in poklicne ali druge turistične namene; aktivnost, ki se izvaja v prostem času. Obiskati pa pomeni začasen premik iz kraja bivanja (domačega okolja) in dela (službe) v drug kraj (destinacijo). Dejavnosti v tej skupini so potovanje do destinacije, bivanje v destinaciji in rekreacija (Tribe 1996).

Svetovna turistična organizacija (WTO) je na svoji konferenci o potovanju in turizmu, ki je bila v Ottawi leta 1991, sprejela koncept povpraševanja (demand-side koncept) kot edini možen pristop k definiranju turizma (WTO 1991). V tem pristopu se definicija turizma glasi: »Turizem je vsaka aktivnost oseb v času njihovega potovanja in bivanja izven mesta stalnega prebivališča, in to brez prekinitve, vendar ne dlje od enega leta, zaradi počitka, zaradi poslovnih ali drugih razlogov.« (Blažević 2007)

Opredelitev pojma gostinstvo

Gostinstvo (angl. hospitality industry, catering, catering industry, hotels and restaurants) je zelo raznovrstna dejavnost, in sicer zato, ker zadovoljuje potrebe dveh osnovnih skupin potrošnikov. Prva skupina potrošnikov storitev v gostinstvu so turisti oziroma osebe zunaj kraja stalnega bivališča. Druga skupina so rezidenti ali stalni prebivalci, ki povprašujejo po gostinskih storitvah zunaj njihovih gospodinjstev (Gričar 2009), torej se ukvarja s storitvami. O storitvenem gospodarstvu govorimo takrat, ko proizvod gospodarske veje ni proizvod ampak storitev. Storitve je čista storitev (usluga) ali sprememba na že obstoječem proizvodu.

Gostinske storitve so take gospodarske storitve, ki se izvajajo v gostinstvu in s katerimi zadovoljujemo potrebe ljudi po stanovanju, hrani in pijači, in to na poseben, gostinski način. Razvoj gostinstva je v veliki meri povezan z razvojem celotnega gospodarstva, še posebej z delom gospodarstva, ki omogoča menjavo blaga, trgovine, prometa in turizma (Štambuk 1975).

Storitve prenočevanja so gostinske storitve, ki zadovoljujejo potrebe ljudi po namestitvah v sobah, posteljah ali stanovanjih (Štambuk 1975). Storitve prenočevanja se opravijo skupaj z drugimi dopolnilnimi dejavnostmi. Oddajanje sob sodi v kategorijo nujenja neoprijemljivih storitev. Hotel ali drug namestitveni objekt proda oziroma odda v najem prostor za določen čas. Vendar posameznik sobe ne kupi, jo le najame in jo uporablja določen čas ter potem zapusti hotel. Hotelska soba je nekoliko obrabljene

na, hotelir pa jo lahko znova proda. Hotelski proizvod, ki je vezan na sobe, imenujemo prenočitev. Je neoprijemljiv, porabniku ostane samo spomin na neko doživetje. Hotelirstvo (hotelska dejavnost) je sestavni del gostinstva in turizma. Turizem je prva najobsežnejša ter še vedno najhitreje rastoča in tekmovalna dejavnost na svetu (Šuligoj 2011), kar kaže na njen izjemen pomen in vlogo. Cerović (2003) trdi, da je hotelirstvo gospodarska dejavnost, ki ponuja storitve, povezane z nastanitvami in drugimi hotelskimi storitvami; njen namen je zadovoljiti potrebe gostov, delavcem in managementu pa dosegati življenjski standard (ekonomski pogled na hotelirstvo). Šuligoj (2011) kot dodatek pretežno ekonomskim in pravnim opredelitvam navaja definicijo hotelirstva s sociološkega zornega kota, saj pravi, da je hotelirstvo »dejavnost, kjer usposobljeni ljudje (zaposleni) skrbijo za zadovoljevanje eksistenčnih in drugih potreb, želja in pričakovanj drugih ljudi (gostov). Potrebe, želje, zahteve in pričakovanja so vezani na hrano, pijačo, spanje, počitek, sprostitve, druženje, rekreiranje, izobraževanje in druge podobne človeške aktivnosti, ki jih ljudje izvajajo zunaj domačega okolja. Vloga človeka v tem smislu je dominantna in nenadomestljiva, pri čemer imajo pomembno vlogo tudi elementi psihološke narave.«

Storitve ponudbe hrane so gostinske storitve, s katerimi zadovoljujemo potrebe ljudi po hrani. Sestojte se iz priprave in postrežbe različnih vrst jedi (toplih, hladnih, sladice). Storitve ponudbe pijač so gostinske storitve, s katerimi zadovoljujemo potrebe ljudi po pijači. Sestojte se iz priprave in postrežbe različnih vrst pijač in napitkov (Štambuk 1975). Vse te storitve se izvajajo tako, da se jedi in pijače ne samo prodajajo oziroma točijo, temveč se v največjem delu tudi pripravljajo in nato postrežejo gostom v gostinskih objektih.

Dejavniki gibanja cen v gostinstvu

S temeljno tezo raziskave in hipotezami smo predpostavili dejavnike, ki so povezani s cenami v gostinstvu. V nadaljevanju monografije želimo opisno predstaviti opredeljene dejavnike.

S hipotezo 1 opredeljeni dejavniki domače in evrske inflacije ter DDV so prvi opisani dejavniki v nadaljevanju. Za njimi smo opisali dejavnike domačega in tujega povpraševanja, ki smo jih postavili s hipotezo 2. Za zaključek prvega dela raziskave smo predstavili nekatere dejavnike ponudbe in stroškov, ki smo jih predpostavili s hipotezo 3.

Indeks cen življenjskih potrebščin

Mikro študije indeksa cen življenjskih potrebščin (ICŽP) kažejo, da zniževanje cen znotraj evro območja ni nenavaden pojav, izjema so le storitve. V

povprečju se v obdobju enega meseca zniža okoli 40 odstotkov cen potrošnih in proizvodnih dobrin (Angeloni in Ehrmann 2005). Pri tem je treba poudariti, da so znotraj evro območja opazne velike sektorske razlike, zato ne moremo govoriti o pojavu padajoče cenovne rigidnosti. Kot navajajo Dhyne et al. (2005), je pri podkategorijah »sveža in predelana hrana« ter »energija« opaziti skoraj popolno simetrijo med pogostostjo zviševanja in zniževanja cen (54 %). Razlika pa je mnogo večja v sektorju storitev, kjer sta le dve izmed desetih cenovnih sprememb tudi znižanji cen. Ta ugotovitev bi lahko bila delno povezana s stroški, saj se variabilni stroški v sektorju storitev le redko znižajo, kar se odraža v delovni intenzivnosti tega sektorja. Prav tako se tudi plače ne znižujejo prav pogosto in tudi sektorska inflacijska stopnja je bila vseskozi višja od inflacijske stopnje (Dhyne et al. 2005). Čeprav je dvigovanje cen v povprečju pogostejše kot zniževanje cen, kar je dokaj normalno za ekonomsko okolje z zmerno inflacijo, pa te asimetrije ne vplivajo na obseg cenovnih sprememb. V povprečju so padci cen večji kot porast cen (10 % proti 8 %) (Dhyne et al. 2005).

Obstaja kar nekaj empiričnih študij o občutljivosti cenovnih reakcij na naravo in smer šokov. Fabiani et al. (2005) so na primer na podlagi anketnih raziskav ugotovili, da so stroški dela in surovin najpomembnejši dejavnik dvigovanja cen. V povezavi s padci cen se najvišje uvrščajo cene konkurentov, sledijo spremembe v pogojih povpraševanja in stroški surovin. Finančni stroški niso tako zelo pomembni. Podjetja v evro območju so bolj nagnjena k spreminjanju cen zaradi šokov, ki vodijo v izgubo dobičkov (višanje stroškov surovin in dela, pa tudi zniževanje cen konkurentov), kot zaradi šokov, ki vodijo v njihovo večanje (zniževanje finančnih stroškov in stroškov dela, izboljševanje pogojev povpraševanja in višanje konkurenčnih cen).

V kolikšni meri se spremeni količina turistične ponudbe, če se spremenijo cene na trgu, je v veliki meri odvisno od značilnosti posameznih delov ponudbe. Vse kaže, da je pri tem odločilni dejavnik razpoložljivost produkcijskih dejavnikov (Brännäs in Nordström 2001). Čim večja je ta, tem lažje in hitreje se ponudba prilagodi drugačnim cenam ali drugačnim razmeram na trgu, s tem pa je tudi stopnja elastičnosti ponudbe glede na ceno večja. Ne glede na podrobnosti velja splošno pravilo, da se količina ponudbe večja, če rastejo cene, torej je krivulja rastoča (Planina 1991).

Stabilnost cen je eden temeljnih ciljev makroekonomske politike. Za normalno delovanje gospodarstva je bistvena usklajenost dohodkovne, fiskalne in monetarne politike v smeri neinflatornega delovanja. Inflacija pomeni splošen dvig cen in povzroča porazdelitev dohodka ter izkrivlja relativne cene. Inflacija dolgoročno naj ne bi vplivala na realne kategorije, saj se nominalne količine gibljejo vzporedno z inflacijo. Pri sestavljanju ce-

novnih indeksov se daje utež posameznim cenam dobrin in storitev glede na njihov ekonomski pomen (Samuelson in Nordhaus 1995). Visoke ravni izkoriščanja zmogljivosti in nizke ravni brezposelnosti ustvarijo v tržnem gospodarstvu pomanjkanja. Zaradi tega se inflacija hitro dvigne na nedopustno visoko raven. Dejansko je bila visoka inflacija v razvitih gospodarstvih v zadnjem desetletju relativno omejena. Toda nizko stopnjo inflacije v Evropi so pospremile vztrajno rastoče stopnje brezposelnosti (Samuelson in Nordhaus 2002). Inflacija se pojavi, ko narašča splošna raven cen. Cene in plače lezejo navzgor. V obdobju ekonomske ekspanzije rastejo hitreje, v recesijah pa ne padajo, ampak rasejo počasneje. V sodobnih razvitih gospodarstvih je inflacija zelo inercialna. To pomeni, da se bo nadaljevala po isti stopnji, dokler je ne bodo spremenili ekonomski dogodki. Eden glavnih šokov v inflaciji so spremembe agregatnega povpraševanja, ki se pojavi, ko agregatno povpraševanje rase hitreje kot proizvodne zmogljivosti gospodarstva, kar vleče cene navzgor, da uravnotežijo agregatno ponudbo in povpraševanje. Dejanski evri povpraševanja tekmujejo za omejeno ponudbo dobrin in tako potiskajo cene navzgor. Ko brezposelnost upade in delavci postanejo redki, se povečajo tudi plače in inflacijski proces se pospeši. Nazorno predstavitev inflacije je razvil ekonomist A. W. Phillips, ki je količinsko opredelil določanje inflacije plač (Samuelson in Nordhaus 2002). V osnovi ta pravi, da je tekoča inflacija pojasnjena z inflacijskimi pričakovanji in z neko mero izkoriščenosti kapacitet v gospodarstvu. V svoji hibridni obliki, ki upošteva, da se nekatere cene v gospodarstvu določajo na podlagi enostavne indeksacije, recimo glede na preteklo inflacijo, nova Philipsova krivulja vključuje tudi vpliv pretekle inflacije na tekočo inflacijo (Mas-ten 2008).

Vzroki za inflacijo so številni in zanje obstajajo različne teoretične razlage. Tradicionalna razlaga je bila, da se inflacija pojavlja zaradi pritiskov na strani povpraševanja (inflacija povpraševanja) ali pritiskov na strani stroškov (stroškovna inflacija). Danes obeh vzrokov inflacije ni mogoče strogo ločiti, saj delujeta vzajemno in se združujeta preko inflacijskih pričakovanj. Inflacija je samo monetarni pojav in je posledica napačnega vodenja denarne politike. Če je agregatno povpraševanje v narodnem gospodarstvu vedno na polnozaposlitveni ravni, lahko samo dva dejavnika dvigujeta splošno raven cen. Prvič – rast ponudbe denarja povzroči rast cen do polnozaposlitvene ravni, kar je enako agregatnemu povpraševanju polnozaposlitvenega gospodarstva. Drugič – če karkoli drugega povzroči rast cen, inflacijo, in država (centralna banka) odgovori na to z dodatnim denarjem v obtoku (tiskanje denarja), bosta denar in raven cen ponovno narastle. Torej je posredno in neposredno država, zaradi tiskanja denarja, odgovorna za gibanje inflacije (Saatçioğlu in Korap 2009).

Razlike v inflacijskih stopnjah in druge ciklične spremembe niso nič novega v velikih monetarnih unijah, vendar pa si te v evropski monetarni uniji (EMU) zaslužijo posebno pozornost. V zgodnjih letih je morala Evropska centralna banka (ECB) monetarno politiko voditi v zelo spremenljivem okolju, podobno kot danes, ko jo spremlja množica različnih šokov, ki precej vplivajo na razvoj srednjeročnih cen.

Gibanje cen

Slovenija si je morala prizadevati za takšno makroekonomsko politiko, s katero je bila inflacijska stopnja sprejemljiva za ERM II in EMU. Ob tem je treba omeniti, da je fiksiranje tečaja smiselno le, če je domača država sposobna živeti z nizko inflacijsko stopnjo in če valuta, na katero je domača valuta vezana, lahko zagotovi stabilno tečajno sidro. V nasprotju s tem ni smiselno vezati domače valute na tujo, če je inflacija visoka in se razvija o svoji poti.

Vzroki za večje spremembe inflacije v Sloveniji so bili do leta 2000 dalje praviloma specifični. Gibanje inflacije je bilo povezano z variabilnostjo in (a)simetričnostjo porazdelitve relativnih cen. Vzroki za večje spremembe v inflaciji niso bili v domeni denarne politike oziroma centralne banke (Čufer 2000). Za boljše razumevanje razvoja inflacije v Sloveniji oziroma za razumevanje vpliva menjalnega sektorja na nemenjalnega in obratno, vpliva administrativno določenih cen, vpliva plač in produktivnosti je pomembno razumevanje prilagajanja relativnih cen in Balassa-Samuelsonovega (B-S) učinka.

Pristope k razlagi teoretičnega ozadja problema sprememb relativnih cen in višine inflacije lahko v grobem razdelimo na razloge med variabilnostjo cen in inflacijo ter analizo povezave asimetričnosti porazdelitve relativnih cen in inflacijo. Relativne cene so razmerje med cenami posameznih izdelkov in storitev. Čufer (2000) ugotavlja, da je s povečano variabilnostjo relativnih cen povezana tudi višja stopnja inflacije. V obdobjih, ko se cene posameznih izdelkov in storitev gibljejo še posebno raznoliko, je torej tudi inflacija višja. Ball in Mankiw (1994) ugotavljata, da je povezava med variabilnostjo relativnih cen in inflacijo povezana z dejstvom, da pri oblikovanju cen obstajajo omejitve, ki povzročajo asimetričnosti pri prilagajanju. Cene se lažje, hitreje in v večji meri prilagajajo spremembam navzgor kot spremembam navzdol. Avtorja razlagata to empirično ugotovitev in asimetrično prilagajanje cen z modelom, ki temelji na predpostavkah, da sprememba posamezne cene za podjetje predstavlja strošek in da je v ekonomiji prisotna trendna inflacija, ki je lahko sicer zelo majhna, toda pozitivna rast splošne ravni cen. Posledica te ugotovitve je, da lahko spremembe v relativ-

nih cenah, torej povečane disperzije v gibanju posameznih cen, obravnavamo tudi kot inflacijski šok s ponudbene strani (Čufer 2000). Bakhshi in Yates (1999) ugotavljata, da povečana razpršenost posameznih sprememb cen ni nujno povezana s šokom s ponudbene strani in je lahko tudi indikator šoka na strani povpraševanja. V ekonomiji, sestavljeni iz heterogenih podjetij, je lahko v primeru šoka na strani povpraševanja samo za del podjetij optimalno, da prilagodijo svoje relativne cene, kar povzroči asimetričnost porazdelitve (Čufer 2000).

Na podlagi ugotovitev avtorjev lahko povzamemo, da (Čufer 2000) sta tako povečana variabilnost relativnih cen kot njihova asimetrična porazdelitev povezani z višjo splošno stopnjo rasti cen. Oba našeta indikatorja (variabilnost relativnih cen in asimetričnost porazdelitve relativnih cen) lahko prispevata k izboljšanju informacij o gibanju inflacije v bližnji prihodnosti. Da so spremembe v asimetričnosti porazdelitve ne glede na njihovo teoretično ozadje dokaj zanesljiv in ažuren indikator šokov na strani ponudbe, je še posebno pomembno pri vodenju monetarne politike. Vsa prilagajanja relativnih cen v nekem gospodarstvu vodijo samo k ponovnemu vzpostavljanju porušeni relativnih cen. Tudi same relativne cene so pod vplivom dinamičnega procesa prilagajanja nekim ustaljenim razmerjem, ki veljajo v različnih gospodarstvih. Pod predpostavko lepljivih cen (navzdol nefleksibilnih) je mogoče prilagajanje opraviti le ob ničelni inflaciji.

Pravzaprav tranzicijske države v procesu konvergence prilagajajo tako svoje nominalne kot tudi relativne cene. Za menjalni sektor predpostavljamo veljavnost zakona enotne cene, v nemenjalnem sektorju pa sta za oblikovanje cen odločilni domača ponudba in povpraševanje. Slednji sta tesno povezani z realnimi plačami, ker te vplivajo na proizvodne stroške in kupno moč. Realne plače so na dolgi rok določene s produktivnostjo v menjalnem sektorju, zato imajo manj razvite države višjo stopnjo inflacije. To je tudi osnova za B-S razlage visoke pozitivne korelacije med ravnjo cen in BDP na prebivalca (Gričar in Bojnec 2009).

Davki v turizmu

V osnovi lahko davčne prihodke v proračun RS delimo na posredne, neposredne, socialne dajatve in druge davščine. Davki so lahko posredni ali neposredni. Posredni davki so tisti, ki se pobirajo od dobrin ali storitev posredno od posameznikov. Neposredni davki se pobirajo neposredno od posameznikov in podjetij. Posredna obdavčenja so zaračunana na trošenje oziroma izdatke, ki so lahko v obliki DDV, trošarin ali podobnih davščin. Posredne davke je mogoče ceneje in lažje pobirati. Deleži neposrednih in

posrednih davkov v celotnih davčnih prilivih se med državami razlikujejo (Bojnec 2006).

Davčno stopnjo opredelimo kot funkcionalno zvezo med davčno osnovo in davčnim dolgom ter posebej kot številko, ki prikazuje odnos med davčno osnovo in davčnim dolgom. Poznamo več vrst davčnih stopenj: proporcionalne, progresivne, regresivne, kombinirane in regresivne. Davčne stopnje so določene z davčnimi predpisi, v odstotku glede na vrednost obdavčljive osnove ali v pavšalnem znesku glede na količinsko enoto (Bojnec 2006).

Proučevanje davkov in drugih dajatev, povezanih s turizmom, pridobiva vse večji pomen, saj je turizem vedno bolj obdavčen (Nemec Rudež in Bojnec 2007). Medtem ko je bil mednarodni turizem v 60-ih letih prejšnjega stoletja pretežno neobdavčen, WTO ugotavlja (WTO 2012), da naraščajo tako število davkov in drugih dajatev, povezanih s turizmom, kot tudi njihove stopnje. S tem postaja turizem pomemben za ustvarjanje prihodkov javnega sektorja. Davki so le ena vrsta javnofinančnih prihodkov. Večina držav, ki ima uveden DDV, uporablja različne stopnje DDV. Slovenija uporablja 8,5 % znižano davčno stopnjo tako za storitve prenočitev v nastanitvenih obratih kot za storitve strežbe jedi v prehrabnih gostinskih obratih, z izjemo strežbe pijač. Razlike v davčnih stopnjah med državami lahko pozitivno ali negativno vplivajo na konkurenčnost določene domače panoge gospodarstva, če se z vzpostavitvijo novih davčnih stopenj te znižajo, in obratno, če se te povečajo (Bojnec 2005). Slovensko turistično gospodarstvo opravlja svoj posel v hudi konkurenci na mednarodnem turističnem trgu. Turizem se je globaliziral in konkurence ne predstavljajo več le bližnje države, temveč ves svet. Zaradi globalizacije postaja turizem tudi cenejši. Z globalizacijo in internacionalizacijo podjetij vse bolj prevladuje težnja po izenačevanju ne samo stroškovne konkurenčnosti proizvodnih dejavnikov, ampak tudi stroškov, ki jih prinašajo različne davčne stopnje med panogami in državami (Gričar in Neary 2016). Če na primer DDV obremenjuje nekatere proizvode, drugih sorodnih proizvodov pa ne, bo to vplivalo na gibanje prodajnih cen, ki bodo spodbudile potrošnike v večje nakupe neobdavčenih ali manj obdavčenih proizvodov, ki jih je mogoče v potrošnji medsebojno nadomestiti (Bojnec 2005).

Potrošniška družba in turizem

Naša družba je potrošniška družba. Potrošnik je oseba, ki troši. Potrošiti pomeni porabiti nekaj; pojesti, ponositi, igrati se z nečim in še drugače povzročiti zadovoljitev posameznikovih potreb ali želja. V našem delu sveta je denar tisti, ki nas vodi med željami in zadovoljstvom. Biti potro-

šnik, običajno pomeni tudi pridobiti stvari, ki jih želimo uporabiti: jih kupiti, plačati zanje in jih s tem narediti za izključno lastnino posameznika in preprečiti vsakomur, da jih lahko uporablja brez privoljenja posameznika. In hkrati potrošnja pomeni tudi uničevanje, saj stvari, ki jih uporabimo (trošimo), izginjajo, pa naj bo to dejansko (fizično), ko nekaj pojemo, ali pa simbolno, ko nekaj izgubi svojo vlogo, saj ni več zelen ali potreben predmet (Trnavčevič in Biloslavo 2009).

Trgi se nenehno spreminjajo, so dinamični in nepredvidljivi, zapleteni in očarljivi, obdobjem vznemirjenj sledijo obdobja zatišja. Študij trgov pod navidezno naključnimi dogodki razkrije določene sile in vzorce. Nepogrešljivemu orodju za razumevanje gibanja cen in izdelkov/storitev na posameznih trgih pravimo analiza ponudbe in povpraševanja (Samuelson in Nordhaus 2002). Na turistično ponudbo vplivajo številni dejavniki. Poleg cene turističnega proizvoda je še veliko necenovnih dejavnikov. Primarna turistična ponudba se v manjši meri odziva na spremembo cene. Glede na to, da v strokovni literaturi ni splošnega modela, ki bi obravnaval dejavnike turistične ponudbe, se lahko pri opredelitvi dejavnikov tovrstne ponudbe destinacije naslonimo na splošne dejavnike v razmerah popolne konkurence, kot jih opredeljujeta Samuelson in Nordhaus (2002) – tehnologija, cene inputov, cene povezanih dobrin, vladna politika, posebni vplivi.

Količina izdelka, ki jo ljudje kupijo, je odvisna od njegove cene. Višja kot je cena izdelka pri nespremenjenih ostalih dejavnikih, manj enot so kupci pripravljeni kupiti. Nižja kot je tržna cena, več bodo kupili. Med tržno ceno dobrine in količino povpraševanja po tem izdelku obstaja določeno razmerje pri nespremenjenih ostalih elementih. To razmerje med ceno in kupljeno količino opisuje krivulja povpraševanja, ki kaže razmerje med ceno in količino povpraševanja. Proučujemo pa lahko tudi premike v krivulji povpraševanja, kot na primer odnos med dohodkom in turistično potrošnjo. Odnos med dohodkom (BDP, narodnim ali osebnim dohodkom) in potrošnjo oziroma dohodkovna elastičnost povpraševanja je eden najpomembnejših odnosov, ki jih proučuje ekonomska veda. V ta namen uporabljamo ustrezno funkcijo potrošnje. Za potrebe turističnega povpraševanja smo uporabili funkcijo turistične potrošnje oziroma dohodkovno elastičnost povpraševanja. Ta je bila na področju turizma prvič uvedena konec petdesetih let prejšnjega stoletja. Opredeljena je z naslednjim: »Funkcija turistične potrošnje prikazuje odnos med turistično potrošnjo in dohodkom (BDP ali narodnim dohodkom ali osebnim dohodkom)« (Planina in Mihalič 2002). Funkcija turistične potrošnje nam torej prikazuje, kako je turistična potrošnja odvisna spremenljivka, povezana z dohodkom kot neodvisno spremenljivko (Nemec Rudež in Bojnec 2007).

Ena izmed glavnih značilnosti mehanizma določanja cen v evro območju je prisotnost cenovne diskriminacije.¹ Običajno so podjetja zainteresirana a njeno uporabo, da bi si tako pridobila čim večji delež potrošnikovega presežka. Večje razlike v postavljanju cen je moč najti predvsem med sektorji. Tako je raziskava pokazala, da je enotna cena bolj pogosto uporabljena strategija predvsem v nemenjalnem sektorju, medtem ko sta strategiji cenovne diskriminacije bolj uporabljene v proizvodnji (Fabiani et al. 2005).

Sistem cen ima v sistemu gospodarstva posebno mesto, kot tudi celotna problematika cen. Ne gre samo za eno področje ekonomije, ki v teoretičnem, metodološkem in tehničnem pogledu spada v najkompleksnejše, temveč na višino cen vpliva celotna družba s svojim povpraševanjem in ponudniki s svojo ponudbo (Kubović et al. 1988). Na cene v gostinstvu vplivajo notranji in zunanji dejavniki.

Nominalni devizni tečaj

Režim deviznega tečaja pred vključitvijo Slovenije v ERM II bi lahko najbolje označili kot izrazito uravnavano drsenje, pri čemer je bila konsistentno vzdrževana pozitivna stopnja rasti deviznega tečaja (Masten 2006). Pri uravnavanem drsečem deviznem tečaju centralna banka s posegi na devizni trg vpliva na višino deviznega tečaja. Devizni tečaj je razmerje, po katerem je mogoče zamenjati eno valuto za drugo (Tribe 1996). Devizni tečaji so pomembni za gostinstvo in turizem iz več razlogov. Podjetja lahko v državo ali uvažajo končne proizvode ali polproizvode oziroma surovine. S 1. januarjem 2007 je Slovenija prevzela neposredno kotacijo deviznega tečaja, kar pove, koliko tuje valute dobimo za eno enoto domače valute. Nominalni devizni tečaj je v tem primeru definiran takole (Tribe 1996):

nominalni devizni tečaj (e) = tuja valuta / domača valuta.

Devizni tečaj je posebej pomemben za dejavnosti, kot sta gostinstvo in turizem, ki sta v veliki meri vključeni v mednarodno menjavo. Vsakršno spreminjanje deviznih tečajev vpliva na mednarodno turistično povpraševanje. Večja kot je sprememba deviznih tečajev, bolj se spreminja turistično povpraševanje zaradi deviznega tečaja. Tako je močan ameriški dolar kar cela tri desetletja po 2. svetovni vojni spodbujal turiste iz ZDA, da so potovali v tujino, hkrati pa je v tem času malo tujih turistov potovalo v ZDA. Dejanski učinek zmanjšanja vrednosti ameriškega dolarja na povečanje izvoza ali zmanjšanje uvoza iz evro območja je odvisen od elastičnosti pov-

1 Cenovna diskriminacija pomeni, da prodajalci za popolnoma enako blago ali storitve, prodane v popolnoma enakih okoliščinah, različnim skupinam kupcev zaračunajo različne cene. V teh primerih posebna skupina kupcev nima svobodne izbire oziroma je ta omejena (SURS 2005).

praševanja na evro območju za ameriškim izvozom (ameriški turistični destinacijami) in od elastičnosti povpraševanja ameriškega uvoza za izvozom v evro območje. Devalvacija ameriškega dolarja bo vplivala na povečanje celotnega izvoznega zaslужka v evrih, če je povpraševanje na evro območju elastično, saj bo znižanje cene za enoto proizvoda v ameriškem dolarju v relativno v večjem obsegu nadomeščeno s povečanim povpraševanjem na trgih evro območja. Znižanje ameriškega dolarja pa hkrati povečuje stroške za uvoz. Kratkoročni učinek na plačilno bilanco je odvisen od tega, kateri kratkoročni učinki so močnejši: ali učinek na povečan izvoz (vključno turizem) ali pa učinek povečanih stroškov uvoza, saj se na spremenjene cene morajo prilagoditi tako ponudniki kot potrošniki. Učinki spremenjenega deviznega tečaja so tako različni za izvoznike in uvoznike. Podjetja, ki izvažajo storitve, pričakujejo večje pozitivne učinke od slabšega ali podcenjenega deviznega tečaja nacionalne valute. Zato je stabilnost deviznega tečaja pomembna za podjetja in druge organizacije, katerih poslovanje je bistveno povezano s transakcijami v tujih valutah. Velja pa poudariti, da je devizni tečaj samo eden od dejavnikov, ki vplivajo na izvozno konkurenčnost (Nemec Rudež in Bojnec 2007).

Honohan in Lane (2004) sta ugotovila, da obstaja močna povezava med gibanjem nominalnega efektivnega deviznega tečaja in inflacijskimi razlikami, poleg tega pa ima nominalna apreciacija (depreciacija) deviznega tečaja pozitiven (negativen) učinek na inflacijo. To pomeni, da so imele države, katerih nominalni efektivni devizni tečaj je depreciiral bolj od povprečja evro območja, tudi višje inflacijske stopnje. Prav tako se je tudi izkazalo, da depreciacija evra vpliva na inflacijo hitreje kot apreciacija evra. Kot v večini tranzicijskih držav je bila tudi v Sloveniji prisotna realna apreciacija domače valute. Uravnavano drsenje je delovalo tako, da je banka Slovenije (BS) skušala sočasno stabilizirati občutljive mednarodne tokove kapitala in realno obrestno mero na stopnjah, ki omogočajo zniževanje inflacije (Masten 2006). Zaradi uradnega stališča tako centralne banke kot Vlade RS, da naj bi bila Slovenija v sistemu ERM II kar najmanj časa, je bilo treba iz previdnosti znižati inflacijo na kar se da nizko raven že pred vključitvijo v ERM II, da bi se izognili morebitnim drastičnim korektivnim ukrepom ekonomske politike in izgubi konkurenčnosti. Stabilizacija nominalnega deviznega tečaja ob vstopu v ERM II se lahko zgodi za ceno nižje stabilnosti realnega segmenta gospodarstva, posebej še, če to pomeni fiksiranje deviznega tečaja in odpoved samostojni denarni politiki. Ocene, ki jih je predstavil Masten (2006), kažejo, da vključitev Slovenije v ERM II ni imela pomembnih destabilizacijskih učinkov. Realni proizvod se je relativno hitro povrnil k potencialnemu, kar nas napeljuje k sklepu, da je vključitev v

ERM II dejansko imela pomemben stabilizacijski učinek na slovensko gospodarstvo, ne da bi bila pri tem ogrožena rast (Masten 2006).

Mednarodna menjava versus domača ponudba

Prvi in najpomembnejši model dolgoročnih odstopanj od paritete kupne moči sta razvila Balassa (1964) in Samuelson (1964). Ko ravni cen vseh držav pretvorimo v skupno valuto po nominalnih deviznih tečajih, imajo države z višjim dohodkom višjo raven cen kot države z nizkim dohodkom. Razlog za ta fenomen ni samo višja absolutna produktivnost v bogatejših državah. V preteklosti je bil v industrijskih državah tehnološki razvoj v storitvah počasnejši kot v industrijskem (menjalnem) sektorju (Boršič 2004). V nemenjalnem sektorju so hoteli in restavracije, transport, komunikacijske storitve, finančno posredništvo, javna uprava, socialno skrbstvo, izobraževanje, zdravstvene storitve, plinovod, oskrba z vodo, kanalščina in druge občinske, socialne in osebne storitve (Vörk 1998).

Ključni atribut uspešnega slovenskega gospodarstva v EU je konkurenčnost sektorjev, ki so vključeni v tokove mednarodne menjave, pa tudi konkurenčnost lokalnih ponudnikov proizvodov in storitev. Pri tem pričakujemo, da bodo pod večjim konkurenčnim pritiskom tiste gospodarske dejavnosti, ki so vključene v mednarodno menjavo. Vzrokov za slabšanje konkurenčnosti slovenskega gospodarstva je več. Pomemben segment so gibanja cen nemenjalnega sektorja, ki predstavljajo tudi več kot 30 % stroškov, ki se prelivajo v kalkulacijo izvozne cene (Žižmond in Novak 2004).

Majhno gospodarstvo, kot je slovensko (Bakucs, Bojnec in Fertő 2012), ne more določati cen svojih izdelkov. Prezeti mora cene mednarodnega trga. Samo v panogah, ki niso vključene v mednarodno menjavo, ali v panogah, v katerih ni izvozne konkurence, obstaja možnost oblikovanja višjih cen kot na mednarodnem trgu. Gospodarstvo lahko razdelimo na dva sektorja – menjalnega in nemenjalnega. Menjalni sektor je pretežno izvozno naravnano, nemenjalni pa pretežno prodaja na domačem trgu, na primer storitve, kar gostinstvo je.

Na strani povpraševanja povečanje produktivnosti povzroči povečanje v dohodku in s tem povečano potrošnjo. Če je povečano povpraševanje po proizvodih obeh sektorjev – menjalnega in nemenjalnega – enako, prevlada ponudbeni učinek, ki v tem primeru inflacije ne nagiba k nemenjalnim proizvodom in storitvam. Le če bi bilo povpraševanje nagnjeno k menjalnemu sektorju, bi bil ponudbeni učinek kompenziran. Toda v realnosti, prav tako tudi v Sloveniji, je povpraševanje nagnjeno k storitvam, ki predstavljajo večino nemenjalnega sektorja. V Sloveniji zaostaja predvsem raven cen v nemenjalnih dejavnostih, medtem ko so cene menjalnih dejavnosti

primerljive s cenami v EU in v evro območju. Primerjava ravni cen posameznih skupin blaga in storitev pokaže, da je raven cen v Sloveniji zelo podobna povprečju cen blaga v evro območju, medtem ko so odstopanja pri storitvah precej večja. Zato so tudi razlike v relativni strukturi cen v Sloveniji večje od povprečja evro območja. To pomeni, da lahko v prihodnje ob realni konvergenci gospodarstva k povprečju enotnega valutnega območja pričakujemo hitrejšo rast cen nemenjalnega dela gospodarstva. Ker se bodo cene menjalnega dela gospodarstva, ki že dosegajo skoraj enako raven kot cene v drugih državah evro območja, ustavile, bo skupna rast cen zaradi hitrejši rasti cen nemenjalnega sektorja hitrejša od povprečja evro območja (Gričar in Bojnec 2012c).

Nafta

34

Nafto smo kot energent začeli uporabljati že pred več kot sto leti. Od takrat njena poraba hitro narašča, temu sledijo tudi cene. Poleg tega je nafta geografsko neenakomerno razporejena, zato se države, ki svojih virov nafte nimajo, bojijo prevelike odvisnosti od tujih dobav fosilnih goriv. Ugotovitve kažejo, da nafte ne bo zmanjkalo. Najdišč je dovolj, poleg tega je prišlo do velikega napredka v učinkovitosti pri črpanju nafte. Po drugi strani je nafta neobnovljiv vir in je pomembna tudi za uporabo v drugih panogah. Morda je glavna slabost nafte, da se pri njenem gorenju izločajo škodljive snovi in toplogredni plini, ki povzročajo globalno segrevanje in negativno vplivajo na kakovost življenja (Gričar in Bojnec 2011).

Nafta je politična dobrina zato, ker je vitalnega pomena za sodobno gospodarstvo, ter zaradi dejstva, da večino nafte načrpamo v politično nestabilnih državah. Pogosto so pravi vzvodi odločanja v rokah vplivnih korporacij in kolonialnih vlad. Razvoj naftne industrije se že od začetka povezuje z vzponom ZDA. Naftna industrija se je razvijala v času, ko so ZDA prehitvale Evropo. Ustvarila je nove priložnosti (na primer kemična industrija) in s tem ZDA omogočile prednost pred Evropo, katere ekonomija je temeljila na premogu in ni bila sposobna dovolj hitro zamenjati energenta (Gričar in Bojnec 2011).

Cena surove nafte je na svetovnih trgih v letih 2008 in 2011 dosegala rekordno visoke ravni in s tem kljub že tako težkim gospodarskim razmeram na svetovnih trgih prispevala k dodatnemu poslabšanju nekaterih makroekonomskih indikatorjev posameznih ekonomij. Konstantno zviševanje cene nafte se je začelo že v sedemdesetih, ko je bilo za sodček surove nafte treba v povprečju odšteti 3,5 dolarja in se je z vmesnimi padci in naglimi dvigi povzpela do 133 dolarjev za sod v juniju 2008 (EIA 2016).

Po letu 2000 so skokovite rasti cen nafte posledica negotovosti in špekulacij na naftnih borzah, rastoče povpraševanje po tej surovini, hiter gospodarski razvoj predvsem v azijskih državah, zmanjšanje proizvodnje, nestabilnost političnih razmer na Bližnjem vzhodu, močna nihanja v trendu rasti ter naravne katastrofe.

Naftni šoki ne prizadenejo samo BDP in inflacije, ampak tudi druge pomembne kazalce gospodarske vitalnosti v neki ekonomiji. Na naftne šoke se odzivajo tudi dejavniki, kot so realne plače, obrestne mere, nihanje domače valute v primerjavi z dolarjem (depreciacija domače valute), brezposelnost. Ponudbeni šok, ki vodi v zvišanje cene nafte, pogosto vpliva na relativno vrednost glavnih valut, kot so dolar, jen in evro. Valute držav, ki so močno odvisne od nafte, se bodo v takem primeru pocenile. Višje cene nafte za podjetje predstavljajo višje stroške, ker so plače navzdol rigidne, to pomeni dodatno odpuščanje delavcev. Višje cene posredno vplivajo tudi na cene ostalih dobrin, ki se z zviševanjem cen nafte tudi zvišujejo. Do zvišanja cen ostalih dobrin pride zaradi zviševanja stroškov produkcije, ki se odraža v višjih cenah outputov. Te višje cene posledično vplivajo na višjo inflacijo. Naftni šoki imajo stagflacijski učinek na makroekonomske indikatorje v državah uvoznicah te surovine. Teorija nas uči, da omenjeni šoki upočasnijo gospodarsko rast ter vodijo v zvišanje cen, kar potencialno vpliva na višjo inflacijsko stopnjo. Zvišanje cen nafte je največji krivec za nastanek recesije, obdobja visoke inflacije, zmanjšanje proizvodnje in posledično nižjo gospodarsko rast (Vašíček 2011).

Brezposelnost v gostinstvu

Glede na ekonomsko aktivnost po Mednarodni organizaciji za delo (ILO) se delovno prebivalstvo (vse osebe, stare 15 let in več) deli na aktivno in neaktivno prebivalstvo. Neaktivno prebivalstvo predstavljajo osebe z lastnimi dohodki in vzdrževane osebe, aktivno prebivalstvo pa se naprej deli na delovno aktivne in brezposelne. Zaradi različnega zbiranja podatkov so posamezne kategorije različno opredeljene, kot sta na primer Statistični register delovno aktivnega prebivalstva in anketa o delovni sili (ADS), ki je mednarodno primerljiva, saj je anketa izvedena skladno s priporočili in navodili ILO in skladno z zahtevami Eurostata. Po ADS štejejo kot delovno aktivno prebivalstvo osebe, ki so v poročevalskem tednu pred anketiranjem opravile kakršno koli delo za plačilo ali dobiček, in osebe, ki so sicer zaposlene, a so v poročevalskem tednu začasno odsotne z dela. Med delovno aktivno prebivalstvo se štejejo tudi zaposlene osebe, ki so začasni ali trajni presežki, pomagajoči družinski člani in osebe na porodniškem dopustu. Brezposelne osebe pa ADS opredeljuje kot tiste, ki v poročevalskem tednu

niso bile zaposlene ali samozaposlene in niso opravile nikakršnega dela za plačilo ter so v zadnjih štirih tednih iskale delo in ga bile takoj pripravljene sprejeti, če bi ga našle, ali so že našle delo in ga bodo začele opravljati v času po poročevalskem tednu (SURs 2011b; Šuligoj 2006).

V prispevku je Šuligoj (2006) ovrgel trditev, da gostinstvo s finančnega vidika in vidika delovnih pogojev ni naklonjeno delavcem, ker je delo psihično in fizično naporno ter razmeroma slabo plačano. Kot vsaka dejavnost ima tudi gostinstvo svoje specifične pogoje dela, ki jih lahko delimo na fizične in na psihološko-sociološke. Med temi so tudi taki, ki negativno vplivajo na človekovo zdravje in počutje, a vsekakor ne pretirano. Plače v gostinstvu so nižje kot v nekaterih primerljivih storitvenih dejavnostih, na primer trgovski dejavnosti ali v dejavnosti prometa, skladiščenja in zveze. Eden glavnih vzrokov je nizka produktivnost. Uradni podatki o plačah ne dajejo prave slike. Pomanjkljivost uradnih statističnih predstavitev je ta, da ne vsebujejo vseh prihodkov gostincev, na primer napitnine, plačil na roko itd. Ena od najboljših rešitev za izboljšanje razmer je uvajanje fleksibilnih oblik dela in zaposlitev, seveda z upoštevanjem zakonitosti trga dela.

Gostinstvo kot dejavnost spada k delovno intenzivnim panogam, kjer sodobna tehnologija ne more nadomestiti človeka (vsaj v celoti ne). Kaj pomenijo zaposleni v gostinstvu, veliko povesta reka, ki bi jih lahko označili kot filozofiji korporacije Marriot (Šuligoj 2006): »Dajajte zaposlenim, kajti oni vam bodo to vrnili, motivirajte jih, usposablajte jih, skrbite zanje in naredite zmagovalce iz njih.« V gostinski dejavnosti se pojavljajo poklici (delovna mesta), ki se pojavljajo tudi v drugih panogah, na primer čistilka, vzdrževalec, tajnica. Predvsem pa specifični gostinski poklici – kuhar, natakar, točaj, receptor, sobarica, vodja kuhinje, vodja strežbe, hotelska gospodinja. Značilno za gostinsko dejavnost je dejstvo, da potreba po številu usposobljenih delavcev venomer niha. Šuligoj (2006) in Avelini Holjevac (2002) ugotavljata, da je število zaposlenih odvisno od količine dela, kakovostne ravni ponudbe in strukture povpraševanja. Pričakovano je, da manager v gostinstvu pozna glavne značilnosti zaposlovanja v dejavnosti. Prvič – količina dela je odvisna od gostov. Drugič – največ dela se pojavlja ob t. i. konicah, so pa tudi obdobja v dnevu ali tednu, ko je gostov malo ali jih ni in takrat bi potrebovali zelo malo delavcev. Zaradi tega bi podjetje potrebovalo malo stalno zaposlenih delavcev in več takih, ki bi jih zaposlili le takrat, ko bi jih potrebovali (Šuligoj 2006). Zaradi tega je težko zagotavljati enako raven kakovosti produktov in storitev, delo po standardih, da si podjetja zagotovijo lojalnost delavcev, ki v njem niso stalno zaposleni, jim nudijo vse ugodnosti, ki jih imajo stalno zaposleni delavci, delovni pogoji v dejavnosti so velikokrat za delavca neugodni; razmeroma nizke plače, fluktuacija in absentizem so v gostinstvu zelo pogosti pojavi (Šuligoj 2006).

Metodologija ekonometrične raziskave

V raziskavi smo uporabili tri metodološke pristope. Prvič – predhodno smo preučili literaturo, ki obravnava teoretična spoznanja preučevanih spremenljivk. Drugič – na osnovi predhodne študije literature in s podatki iz SURS, Eurostat in EIA smo opravili pregled indeksov. Tretjič – hipoteze smo testirali s pomočjo multiple regresijske analize z več neodvisnimi spremenljivkami, s pomočjo metode glavnih komponent in s pomočjo kointegracijske analize. Kvantitativni analizi testiranja hipotez sledi prikaz rezultatov, prikaz pomena in njihovih implikacij. Čeprav je poudarek na vseh treh metodoloških korakih, jedro raziskave predstavlja kvantitativna analiza.

Uvod v časovne serije

Cene so enostavno razmerje, po katerem se denar zamenja za blago ali storitev (dobrino). Če ima dobrina ceno P , to pomeni, da je treba P enot denarja zamenjati za eno enoto dobrine. Vsaka enota proizvoda Q ima ceno P tekočega razdobja. Gričar in Bojnec (2010b) ugotavljata, da se cene v gostinstvu odzovejo na gospodarske in finančne dejavnike v RS negativno, medtem ko se v primeru pozitivnih cenovnih gibanj v sektorjih, ki za gostinstvo pomenijo input, cene gibljejo premosorazmerno tem gibanjem. Analiza je pokazala, da so se cene v gostinstvu ob uvedbi evra statistično značilno gibale negativno za 0,58 % na mesec. Tudi v času gospodarske in finančne krize v RS se cene v gostinstvu gibljejo negativno; tokrat za 0,45 % na mesec. Ob cenovnih gibanjih v drugih sektorjih, kot je bila visoka rast cen hrane v drugi polovici leta 2007 in leta 2008, so se cene v gostinstvu gi-

bale pozitivno za 0,32 % na mesec v obdobju junij do september 2007 in 0,46 % na mesec v obdobju oktober 2007 do januar 2008.

Ekonometrija temelji na razvoju metod, s pomočjo katerih poskuša poiskati povezave med različnimi ekonomskimi spremenljivkami, preizkusiti verodostojnost ekonomske teorije ter oceniti kakovost oziroma učinkovitost vseh vrst vladnih in poslovnih politik. Ena izmed pogosteje uporabljenih aplikacij ekonometrije je analiziranje in napovedovanje gibanja ekonomskih spremenljivk, kot so na primer inflacija, gospodarska rast, obrestne mere, brezposelnost in cene (Gujarati 2003; Pfajfar 2014). V raziskavi se bomo srečali z različnimi metodami, ki jih lahko uporabimo za rešitev naloge, s katerimi se srečamo v procesu povezav in ocenjevanj parametrov znotraj ekonometrije. Najprej se bomo srečali z metodo glavnih komponent, kjer iščemo največjo varianco linearne funkcije slučajnih spremenljivk (Jesenko in Jesenko 2007). Nadalje smo kot drugo metodo uporabili regresijsko analizo, ki je v primeru proučevanja dveh spremenljivk enostavna regresija. Kadar nastopa v medsebojni odvisnosti več pojavov, govorimo o večkratni ali multipli regresiji. Nazadnje smo uporabili kointegracijo in model VAR, ki sta postala v zadnjem obdobju največje in najmočnejše ekonometrično orodje za analiziranje monetarne in fiskalne politike (Gričar in Bojnec 2010a).

Pri razumevanju raziskovanja cen v gostinstvu je treba nameniti pozornost razvoju in naravi gostinske dejavnosti, ki je v sektorju terciarnega gospodarstva namenjena vsem skupinam potrošnikov – tako domačih kot tujih. Ker smo se odločili za ekonometrično analizo turističnih cen, na tem mestu poudarjamo, da je ekonometrija del ekonomske teorije, ki je kot amalgam (skupek) matematične ekonomije, statistične ekonomije in matematične statistike.

Matematična statistika uporablja veliko podatkov iz gospodarstva. Te podatke pogosto uporabijo tudi ekonometriki, ki so v večini primerov po svoji naravi pridobljeni izven nadzorovanega empiričnega poskusa in so torej pridobljeni iz njihovega naravnega nastanka v ekonomiji. Tako kot meteorologi tudi ekonometristi ne morejo izdelovati empiričnih raziskav iz podatkov, pridobljenih iz nadzorovanega okolja. Tako so največkrat podatki poskusa opazovani podatki. Zato imamo dva dejavnika, ki se prenašata na empirične modele v ekonometriji. Prvič – opazovalec pri modelu mora imeti veliko izkušenj za analiziranje opazovanih podatkov in drugič – pri različno pridobljenih podatkih in podatkovni analizi je priporočeno, da se opazovalec vklopi v naravo empiričnega modela in strukturo podatkov v njem (Gujarati 2003).

Metodologija časovnih serij

Mnogi pojavi se s časom spreminjajo. Njihove spremembe so posledica najrazličnejših dejavnikov. Predstavo o takšnem pojavu dobimo, če poznamo stanja tega pojava v določenih, običajno enakih časovnih razmikih v nekem časovnem obdobju. Stanja pojava podajamo s podatki. Časovna vrsta je zaporedje istovrstnih podatkov, ki se nanašajo na zaporedne časovne razmike ali trenutke. S časovnimi vrstami proučujemo časovni razvoj pojavov, ker prikazujejo njihove spremembe v odvisnosti od časa. Poglavitni namen proučevanja časovnih vrst je proučevanje zakonitosti pojavov in napovedovanje njihovih prihodnjih stanj (Jesenko 2001; Gričar in Bojnec 2009; Bregar, Ograjenšek in Bavdaž 2005).

Z metodami, ki so značilne za analizo časovnih vrst, proučujemo dinamiko časovne vrste in napovedujemo prihodnja stanja časovne vrste. Pri analizi časovnih vrst s stališča vplivov različnih dejavnikov na pojav proučujemo naslednje štiri komponente: trend, sezonsko komponento, ciklično komponento in slučajno komponento (Jesenko 2001).

Linearni trend

Vzemimo, da poznamo vrednosti časovne vrste v n preteklih časovnih trenutkih, tako da je razmik med dvema zaporednima trenutkoma stalen. Če označimo s t_1, \dots, t_n trenutke, v katerih poznamo vrednosti v časovni vrsti y_1, \dots, y_n , potem velja $t_i - t_{i-1} = d$ za vsak indeks i , d pa je konstanta. Z orodji regresijske analize lahko določimo premico, ki se točkam (t_i, y_i) za $i = 1, 2, \dots, n$ najbolj približa. Z njo lahko prikažemo prihodnja stanja pojava (Jesenko 2001). Dobljeni premici pravimo *linearni trend*:

$$y(t) = \hat{a} + b \cdot t,$$

kjer oznake pomenijo:

- \hat{a} – regresijska konstanta ali nivo,
- b – regresijski koeficient ali linija trenda in
- t – čas.

Računanje regresijskih koeficientov lahko nekoliko poenostavimo, če nove vrednosti neodvisne spremenljivke pretvorimo v nove vrednosti tako, da bo njihova vsota enaka nič. Vsota novih vrednosti T_i , $i = 1, 2, \dots, n$ je nič. Tako spremenjenemu času T_t pravimo tudi tehnični čas (Jesenko 2001).

Ocena trenda je statistična tehnika za pomoč pri razlagi podatkov. Ko se niz proučevanih podatkov obravnava kot časovna vrsta, se lahko ocena

trenda uporabljaja za analizo tendenc v podatkih. Ocenjen trend je mogoče zgraditi v popolnoma neznan model, ki je neodvisen od narave podatkov (na primer fiziološki, ekonomski ali drug sistem). Tak model se nato uporabi za opis obnašanja opazovanih podatkov. Predvsem je pomembna analiza na časovnih serijah, ko imamo opravka s slučajnimi spremenljivkami (E_t). Primer takega determinističnega člena časovne serije je spremljanje povprečnih cen v panogi gostinstvo na določenem območju (Slovenija), v določenem obdobju (T) in času (t). V našem primeru je dolžina časovne vrste obdobje, ki teče od decembra 1999 do septembra 2011. V fazi preučevanja linearnega trenda je pomemben tudi redosled dolžine časovne vrste oziroma čas opazovanja. V našem primeru je celotna dolžina časovne vrste homogena in ima čas na mesečnih podatkih (Košmelj in Rovan 2007).

Model trenda je torej običajen in tradicionalen pristop k analizi časovnih vrst. Modeliranje opravimo s pomočjo matematične funkcije $y(t) = \hat{a} + b \cdot t$. Model trenda (Y_t) tako oblikujemo z neodvisno spremenljivko trend (μ_t) in stohastično komponento ali slučajnostno spremenljivko (ε_t). Spremenljivka trend je izračunana na osnovi polinoma nizke stopnje s funkcijo trenda, ki je z omejitvami ali brez omejitev trigonometrične funkcije in jo lahko zapišemo kot:

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

Opisna statistika

Vrednosti indeksov smo predstavili z opisnimi statistikami (minimum, maksimum, aritmetična sredina, standardni odklon oziroma koeficient variacije). Aritmetična sredina kot mera srednjih vrednosti, ki podaja informacije o sredini podatkov, kaže velikost učinkov pojava na indeks. Variacijski razmik kot mera variabilnosti podatkov, s katerimi merimo velikosti odmikov posameznih vrednosti od srednjih vrednosti, je interval, v katerem so vse vrednosti indeksa. Določen je z najmanjšo vrednostjo (minimum) in največjo vrednostjo (maksimum) (Jesenko 2001).

Pogosto za mero variabilnosti podatkov jemljemo kvadratni koren iz variance, ki ima isto mersko enoto kot podatki sami in jo imenujemo standardni odklon. Varianca je povprečni kvadratni odmik vrednosti od aritmetične sredine. Standardni odklon predstavlja absolutno mero variabilnosti. Kadar bi iz mere, s katero želimo izraziti variabilnost podatkov, radi izločili vpliv merske enote, vpeljemo količino, ki ji pravimo koeficient variacije, in jo definiramo kot razmerje med standardnim odklonom in aritmetično sredino. Ta mera je torej neimenovano število, ki izraža variabilnost podatkov v odnosu na njihovo aritmetično sredino in je torej relativna mera variabilnosti (Jesenko 2001).

Normalna porazdelitev v časovnih serijah

Pri proučevanju pojavov, ko opazujemo lastnosti enot, lahko dobimo pri razvrščanju enot po vrednosti opazovane spremenljivke porazdelitev, ki je normalna ali normalni vsaj podobna. Že v začetku statističnih raziskovanj so ugotovili, da so vrednosti za mnoge spremenljivke v danih populacijah vsaj približno normalno porazdeljene. To jih je privedlo do sklepa, da je opazovana lastnost posameznih pojavov odvisna od velikega števila neodvisnih dejavnikov in da jo zamenjujeta na eni strani idealna norma in na drugi strani slučajni vplivi. Rezultati obeh naj bi se odražali v normalni porazdelitvi. Tudi napake pri ponavljajočih se meritvah dane lastnosti so pogosto normalno porazdeljene. Predpostavimo, da izraža meritev dejansko stanje in napako. Slednja je odvisna od vrste dejavnikov, ki delujejo na pojav, in vsak dejavnik neznatno vpliva na velikost in smer napake. Če napake niso odvisne med seboj, so opazovane vrednosti zaradi napak enkrat višje in drugič nižje od dejanskih vrednosti in učinki napak se pri velikem številu opazovanih enot izenačijo. V tem primeru govorimo, da so napake pri meritvah odraz t. i. slučajnih vplivov in so normalno porazdeljene z aritmetično sredino 0. Imenujemo jih slučajne napake $N[0,1]$ (Košmelj in Rován 2007).

Normalno porazdelitev v splošni ali standardizirani obliki lahko obravnavamo tudi kot verjetnostno porazdelitev, ki je porazdelitev za slučajno spremenljivko, to je spremenljivko, ki zavzame vrednost v katerem koli intervalu z znano vrednostjo. Ker lahko dele ploščine pod normalno porazdelitvijo izrazimo z deleži vrednosti, torej z relativnimi frekvencami, lahko tudi z normalno porazdelitvijo izračunamo ustrezne verjetnosti z integriranjem gostote verjetnosti za normalno porazdelitev na ustreznem intervalu (Košmelj in Rován 2007).

Skratka – slučajne spremenljivke se lahko porazdeljujejo normalno. Ob pogoju, da poznamo aritmetično sredino in standardni odklon, lahko z upoštevanjem tablic za standardizirano normalno porazdelitev določimo ustrezne verjetnosti. V tem primeru razlagamo posamezne dele ploščine za standardizirano normalno porazdelitev kot verjetnost, da ima slučajna spremenljivka vrednosti na določenem intervalu (Košmelj in Rován 2007).

Izkaže se, da se enote vzorca pogosto porazdeljujejo v normalni porazdelitvi. Če je vzorec velik, to je, če vključuje več kot 100 enot ($n > 100$), je porazdelitev ocene

$$g_v \left(v = 1, 2, \dots, \binom{N}{n} \right)$$

za izračunano vrednost parametra Γ približno normalna $N[0, \sigma^2]$. Splošno lahko porazdelitev vzorčnih ocen pri velikih vzorcih prikažemo z normalno porazdelitvijo. Ker so enote zbrane v vzorec slučajno, je cenilka slučajna spremenljivka. Za porazdelitev vzorčnih ocen sta pomembna dva parametra: pričakovana vrednost vzorčnih ocen in standardna napaka. Cenilka in porazdelitev vzorčnih ocen sta temeljna elementa za razumevanje statističnega sklepanja iz vzorca na populacijo. Treba je upoštevati, da je vzorčna ocena g_v , ki jo dobimo z izbranim vzorcem, le ena od mogočih ocen, ki bi jih dobili ob enakih pogojih vzorčenja. Zato lahko o kakovosti dobljene vzorčne ocene sklepamo le na osnovi porazdelitve vzorčnih ocen. V tem primeru porazdelitve vzorčnih ocen približamo s standardizirano normalno porazdelitvijo, torej z normalno porazdelitvijo za standardizirano spremenljivko Z . Če pa so vzorci manjši, se izkaže, da je normalna porazdelitev le izjemoma primeren približek za porazdelitev vzorčnih ocen, zato je treba pri opisu porazdelitev vzorčnih ocen upoštevati druge teoretične porazdelitve (Košmelj in Rován 2007). Za potrebe naše raziskave predstavljamo χ^2 , t in F porazdelitev.

χ^2 porazdelitev je pomembna v zvezi s sklepanjem o varianci spremenljivke σ_y^2 , če ocenjujemo varianco iz vzorčnih podatkov. Z varianco vzorčnih ocen merimo razlike med vzorčnimi ocenami parametara g_v ($v = 1, 2, \dots, \binom{N}{n}$) in jo označimo z $Var(g)$ in jo za vse vzorčne ocene g_v izračunamo:

$$Var(g) = \frac{1}{\binom{N}{n}} \sum_{v=1}^{\binom{N}{n}} (g_v - \mu_g)^2,$$

pri čemer je N število enot populacije, n število enot vzorca in μ_g aritmetična sredina (Košmelj in Rován 2007).

Če so razlike med vzorčnimi ocenami velike, je $Var(g)$ večja kot v primeru, če so razlike majhne. Zato je varianca vzorčnih ocen eden od temeljnih kazalcev v teoriji vzorčenja. Varianco vzorčnih ocen lahko izrazimo kot pričakovano vrednost vsote kvadratov posameznih ocen g_v od pričakovane vrednosti teh ocen E_g (Košmelj in Rován 2007):

$$Var(g) = E [g - E(g)]^2 = \sum_{v=1}^s [g_v - E(g)]^2 \cdot P(g_v).$$

Če iz variance vzorčnih ocen izračunamo pozitivni kvadratni koren, dobimo standardni odklon vzorčnih ocen. Označimo ga kot SE_g in ga imenujemo standardna napaka: $SE_g = \sqrt{Var(g)}$. Tudi SE_g je zelo pomemben kazalec v vzorčenju. Standardna napaka je sestavni del vsakega sklepanja na podlagi vzorčnih podatkov. Čim manjše so razlike med vzorčnimi ocenami, tem manjša je standardna napaka in tem višja je kakovost vzorčne ocene. Standardna napaka je torej mera za kakovost vzorčne informacije.

χ^2 porazdelitev je pozitivno asimetrična. Čim večje je število stopinj prostosti m , tem bolj se χ^2 porazdelitev približuje normalni porazdelitvi s parametroma μ_g in standardnim odklonom $SE_g = \sqrt{\mu_g}$. Ker je χ^2 porazdelitev odvisna od stopinj prostosti, m ustreza posebna porazdelitev χ_m^2 . V tablicah so za vsako vrednost m navedene le nekatere vrednosti χ_m^2 . Ponavadi so to tiste vrednosti, ki so pomembne za preizkušanje domnev in so povezane s stopnjo tveganja α (Košmelj in Rován 2007).

t -porazdelitev, imenovana tudi Studentova porazdelitev (SP), izhaja iz enakih izhodišč, kot smo jih upoštevali pri χ^2 porazdelitvi. Če vrednost σ ni znana, je izraz $St = (\bar{y} - \mu_y) / s_y \cdot \sqrt{n}$ osnova za SP preizkuse o vrednosti parametra, pri čemer je \bar{y} aritmetična sredina vzorca, σ standardni odklon slučajne spremenljivke Y , ki se goste okoli aritmetične sredine μ_y , in s_y standardni odklon vzorca. Podobno kot standardizirana normalna porazdelitev je tudi SP simetrična, njene vrednosti so na intervalu med $-\infty$ in $+\infty$ in se porazdeljujejo okoli 0. Parametra SP sta: $E_t = 0$, če je $m > 1$ in $Var(t) = \frac{m}{m-2}$, če je $m > 2$. Tako vidimo, da ima SP enako pričakovano vrednost kot standardizirana normalna porazdelitev. Toda medtem ko je v standardizirani normalni porazdelitvi varianca enaka 1, je varianca pri SP večja od 1, zato je SP bolj sploščena kot standardizirana normalna porazdelitev pri enakem številu enot. Čim večje pa je število stopinj prostosti m , tem bolj se SP približuje standardizirani normalni porazdelitvi (Košmelj in Rován 2007).

Za potrebe naše raziskave na kratko omenimo še pozitivno asimetrično F porazdelitev, ki ima pomembno vlogo pri primerjanju varianc iz dveh populacij. Ker je vrednost F enaka razmerju dveh kvadratov, so vrednosti F porazdelitve na intervalu med 0 in ∞ .

Metoda glavnih komponent in faktorska analiza

Glavna ideja metode glavnih komponent je v tem, da iz množice spremenljivk izvedemo eno ali več novih spremenljivk (po možnosti čim manj), ki naj zajamejo kar največ variance osnovnih spremenljivk. Gre za metodo redukcije podatkov – z le nekaj spremenljivkami imamo boljši pregled nad podatki kot ob celi množici spremenljivk. Nove spremenljivke so urejene od najpomembnejše do najmanj pomembne, kjer pomembnost pomeni, da prva glavna komponenta pojasnjuje kar največ variance osnovnih podatkov (Gričar 2009).

Študij povezav med spremenljivkami, s katerimi poskušamo najti novo množico spremenljivk (manj kot je merjenih spremenljivk), ki predstavljajo, kar je skupnega opazovanim spremenljivkam, se imenuje faktorska ana-

liza. S faktorško analizo analiziramo povezave med spremenljivkami tako, da poskušamo najti novo množico spremenljivk, ki predstavljajo to, kar je skupnega opazovanim spremenljivkam. Cilj raziskave je ugotoviti, ali so zveze med opazovanimi spremenljivkami pojasnjene z manjšim številom posredno opazovanih spremenljivk ali faktorjev (Fulgosi 1988).

Faktorski model in metodo glavnih komponent ocenjujemo v dveh korakih (Gorsuch 1974):

- ocena deleža variance proučevanih spremenljivk, pojasnjenega s skupnimi faktorji (komunalitete) z metodami ocenjevanja modela;
- ocena faktorške uteži s poševno in pravokotno rotacijo.

Metode ocenjevanja faktorškega modela so (Gorsuch 1974):

44

- metoda glavnih osi (principal axis factoring),
- metoda največjega verjetja (maximum likelihood),
- metoda najmanjših kvadratov (unweighted least squares),
- posplošena metoda najmanjših kvadratov (generalized least squares) in
- metoda slike (image factoring).

S pomočjo metode glavnih komponent in s pomočjo faktorške analize smo poskušali ugotoviti, ali obstajajo določeni skupni dejavniki (faktorji), s pomočjo katerih je mogoče pojasniti, kar je skupnega v model vključenim spremenljivkam. Namen faktorške analize je predvsem preveriti rezultate metode glavnih komponent.

Osnova faktorškega modela je domneva, da med spremenljivkami X_i ($i = 1, \dots, m$), F_i ($r = 1, \dots, k$) in E_i ($i = 1, \dots, m$) velja zveza (Gorsuch 1974; Gričar 2009):

$$X_i = \sum_{r=1}^k a_{ir} \cdot F_r + E_i \quad i = 1 \dots m \text{ in } k < m,$$

kjer oznake pomenijo:

X_i – merjene spremenljivke,

F_i – skupni faktorji,

E_i – specifični faktor, ki vpliva samo na X_i ,

a_{iy} – faktorška utež, ki kaže na vpliv faktorja F_i na X_i .

Predpostavke splošnega faktorškega modela so: a) specifični faktorji so pravokotni med seboj ($cov(E_i, E_r) = 0$, če velja j), b) vsak specifični faktor E_i je pravokoten na vsak skupni faktor F_i ($cov(E_i, F_i) = 0$ za vsak i in j), c) skupni faktorji so pravokotni med seboj ($cov(F_i, F_r) = 0$, če velja j), d) spremenljivke X_i , F_i in E_i naj bodo centrirane ($E(X_i) = E(F_i) = E(E_i) = 0$).

Sedaj lahko izpeljemo naslednjo faktorsko enačbo:

$$\delta^2 = \sum_{j=1}^k a_{ij}^2 + \psi_{ii}$$

kjer oznake pomenijo:

$\sum_{j=1}^k a_{ij}^2$ – varianca skupnih faktorjev,

ψ_{ii} – varianca specifičnih faktorjev (slednja mora biti seveda čim manjša).

S tem smo varianco merjene spremenljivke X_i razbili na del, ki je pojasnjen s skupnimi faktorji, in na specifično varianco. Delež variance, ki je pojasnjena s skupnimi faktorji, imenujemo tudi komunaliteta (Gorsuch 1974).

Regresijski model

V zvezi s proučevanjem odvisnosti za numerične znake, pa naj gre za regresijsko ali za korelacijsko analizo, je za izračunavanje ustreznih kazalcev odvisnosti pomembno, ali je zveza med opazovanima pojavoma linearna. Postopek je enostavnejši za linearno odvisnost že zaradi tega, ker je v nasprotnem primeru treba določiti tudi ustrezno obliko odvisnosti. Postopki izračunavanja kazalcev povezanosti so enostavnejši pri bivariatni kot pri večkratni (multipli) povezanosti. S pomočjo regresijske analize testiramo zastavljene hipoteze, s katerimi ugotavljamo povezanost odvisne spremenljivke z neodvisnimi spremenljivkami. Uporaba regresijske analize vključuje napovedovanje, predvidevanje, odrejanje pomembnih spremenljivk, ki so povezane z nekimi rezultati, in postavljanje optimalnih delovnih pogojev.

O regresiji govorimo, kadar sta dva ali več pojavov (količin) v medsebojni povezanosti. Regresija je enostavna, kadar nastopata v medsebojni povezanosti samo dva (dve) pojavi (količini). Naloga regresije je poiskati tako funkcijo $y = f(x)$, ki najbolje podaja medsebojno povezanost količin. Povezanost je enostranska $X \rightarrow Y$, kadar je količina X vzrok, količina Y pa posledica. Kadar je količina Y slučajna spremenljivka, njene vrednosti ne moremo natanko predvideti vnaprej, ko je vrednost neodvisne spremenljivke x znana, to je količina X zavzame vrednost x . Določimo pa lahko matematično upanje slučajne spremenljivke Y , dejanske vrednosti pa nihajo okrog matematičnega upanja v skladu s porazdelitvenim zakonom slučajne spremenljivke Y . Lahko zapišemo zvezo: $M(Y/x) = f(x)$. Če je ε odmik realizirane vrednosti slučajne spremenljivke (pojava) Y od matematičnega upanja $M(Y/x)$; $\varepsilon = Y - M(Y/x)$ lahko zapišemo model; $Y = M(Y/x) + \varepsilon = f(x) + \varepsilon$. Količina ε je slučajna spremenljivka in se imenuje napaka, modelu pa pravimo regresijski model. Kadar iščemo pove-

zanost v obliki linearne funkcije $M(Y/x) = \alpha + \beta \cdot x$, govorimo o linearni regresiji, regresijski model zapišemo v obliki: $y_i = \alpha + \beta_1 \cdot x_1 + \varepsilon$.

Regresijska analiza temelji na regresijskem modelu. Model multiple linearne regresije se glasi:

$$y_i = \alpha + \beta_1 \cdot x_1 + \beta_2 \cdot x_2 + \beta_3 \cdot x_3 + \dots + \beta_k \cdot x_k + \varepsilon,$$

kjer oznake pomenijo:

α – regresijska konstanta,

β_i – regresijski koeficient in

ε – slučajni odkloni.

Iz regresijskega modela izpeljana linearna regresijska funkcija je (Košmelj 1987; Dolenc 2009):

46

$$y' = \alpha + \beta_1 \cdot x_1 + \beta_2 \cdot x_2 + \beta_3 \cdot x_3 + \dots + \beta_k \cdot x_k,$$

kjer oznake pomenijo:

α – regresijska konstanta,

β_i – regresijski koeficient multiple regresije,

x – neodvisna spremenljivka in

y – odvisna spremenljivka.

Linearni regresijski model temelji na predpostavkah (Košmelj 1987): a) neodvisne spremenljivke so fiksne in niso slučajnostne, b) med dvema poljubnima slučajnostnima spremenljivkama lahko obstaja značilna linearna povezanost, toda povezanost ne sme biti funkcijska, c) odvisna spremenljivka y je slučajnostna spremenljivka in njena porazdelitev je normalna, d) slučajnostni odkloni ε so normalno porazdeljeni, e) varianca za odvisno spremenljivko je konstantna in identična z varianco za slučajnostne odklone, f) slučajnostni odkloni so neodvisni in g) število enot v vzorcu naj bo večje od števila regresijskih koeficientov.

Z analizo variance preizkušamo domnevo o enakosti regresijskih koeficientov ($H_0 \equiv \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$) in s *St*-testom preverjamo povezanost odvisne spremenljivke od posamezne neodvisne spremenljivke ($H_0 \equiv \beta_i = 0$). Če pri stopnji tveganja ($\alpha \leq 0,05$) zavrnejo ničelno domnevo, lahko sprejmemo sklep o povezanosti odvisne spremenljivke od posamezne neodvisne spremenljivke (Košmelj 1987). Za regresijsko analizo so pomembne tudi vrednosti regresijskega koeficienta¹ (β_i) in popravljenega determinacijskega koeficienta² (R^2) (Košmelj 1987; Pfajfar 2014).

1 β_i nam pove, za koliko enot se poveča (oziroma zmanjša, če je β_i negativen) odvisna spremenljivka (y_i), če se vrednost neodvisne spremenljivke (x_i) poveča za eno enoto.

2 R^2 nam pove, kakšen delež variance odvisne spremenljivke lahko pojasnimo z linearno odvisnostjo od neodvisne spremenljivke.

Avtoregresijska analiza

Regresijska analiza se v glavnem uporablja na presečnih podatkih. Druga vrsta podatkov v ekonomiji so podatki časovnih vrst, kjer si vrednosti ene spremenljivke, kot je na primer cena, sledijo skozi čas. Za dolgo obdobje velja dominantna, da je cena danes blizu ceni včeraj. Osnovno orodje za modeliranje odvisnih opazovanj je avtoregresija (Hendry in Nielsen 2007). Za serijo cen je značilno, da je cena v času t povezana s ceno v prejšnjem obdobju. Ta časovna odvisnost krši pravilo neodvisnosti, ki je predpostavljeno v regresijskih modelih in smo jih proučevali do sedaj. Dva glavna koncepta, ki analizirata časovno odvisnost, sta avtokorelacija in delna avtokorelacija.

Najenostavnejši način opisovanja časovne odvisnosti je vzorec povezave med današnjo vrednostjo časovne vrste in vrednosti iz predhodnega obdobja, kar imenujemo vzorčna avtokorelacija ($\tilde{\rho}_h = \frac{\tilde{\gamma}_h}{\tilde{\gamma}_0}$). Če opazovane spremenljivke indeksiramo in jih označimo s časovno vrsto y_1, \dots, y_T , nam to prinaša (Enders 2004):

$$\tilde{\gamma}_h = \frac{\sum_{t=h+1}^T (y_t - \bar{y}_{1+h}^T) \cdot (y_{t-h} - \bar{y}_1^{T-h})}{\sqrt{\sum_{t=h+1}^T (y_t - \bar{y}_{1+h}^T)^2 \cdot \sum_{t=h+1}^T (y_{t-h} - \bar{y}_1^{T-h})^2}}$$

kjer oznake pomenijo:

$\tilde{\gamma}_h$ – varianca neodvisna od časa. Varianca je odvisna od dolžine h v času,

$\tilde{\gamma}_0$ – varianca neodvisna od časa,

$\tilde{\rho}_h$ – vzorčna avtokorelacija,

h – sprememba pozicije stacionarnih časovnih spremenljivk

y_t, \dots, y_{t-h} za vsako celo število v času,

\bar{y}_{1+s}^T in \bar{y}_1^{T-s} – povprečje dolžine časovne vrste y_{1+s}, \dots, y_t oziroma povprečja predhodnih slučajnih spremenljivk y_1, \dots, y_{T-s} ,

T – dolžina časovne vrste,

t – čas.

Pri izrisu grafikona dobimo grafični prikaz koeficientov korelacije (ACF) v pravokotnem koordinatnem sistemu, kjer je abscisna os opredeljena s časovnim zamikom, ordinatna os pa s koeficientom korelacije z zamikom in ga imenujemo korelogram. Čeprav so korelogrami enostavni za izračun, pa ekonometrične programske opreme pogosto izračunajo po manjšano avtokovarianco $g_{0,h}$ (Enders 2004):

$$g_{0,h} = \frac{\sum_{t=h+1}^T (y_t - \bar{y}_1^T) \cdot (y_{t-h} - \bar{y}_1^T)}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y}_1^T)^2},$$

kjer oznake pomenijo:

\bar{y}_1^T – povprečje dolžine časovne vrste y_1, \dots, y_T .

Korelogram za časovno serijo se lahko uporablja za testiranje hipoteze neodvisnosti časovne vrste. To je moč dokazati, ker je časovna neodvisnost $T \cdot \tilde{\rho}_h^2 \approx \chi^2[1]$ v skladu z $\sqrt{T}g_{0,s} \approx N[0, 1]$ in nam na primeru 129 opazovanj cen ($T=129$) vodoravne črte $\pm 2/\sqrt{T}$ kažejo kritične vrednosti za testiranje neodvisnosti pri 5 % stopnji tveganja (Hendry in Nielsen 2007).

Delna avtokorelacija nam iz korelograma prikaže odvisnost prvega reda, ki ima visoko začetno vrednost korelacije $\tilde{\rho}_{0,1}$ in nizko naslednjo, drugo vrednost korelacije $\tilde{\rho}_{0,2,1}$. Delno avtokorelacijo lahko prikažemo z enačbo (Enders 2004):

$$\tilde{\rho}_{0,2,1} = \frac{\tilde{\rho}_{0,2} \cdot \tilde{\rho}_{0,1} \cdot \tilde{\rho}_{1,2}}{(1 - \tilde{\rho}_{0,1}^2)^{1/2} (1 - \tilde{\rho}_{1,2}^2)^{1/2}},$$

s pomočjo katere analiziramo, ali sta y_{t-2} in y_{t-1} v korelaciji. Analiza delne avtokorelacije prikaže, ali so Y_t in y_{t-1} v korelaciji, medtem ko ju analiziramo. Zaporedje delne korelacije označimo z $(\tilde{\rho}_{0,1}, \tilde{\rho}_{0,2,1}, \tilde{\rho}_{0,3,1,2})$ in jo imenujemo delna avtokorelacijska funkcija in grafikon te funkcije je delni parcialni korelogram (PACF).

Postavitev avtoregresijskega modela je podobna regresijskemu modelu za presečne podatke. Slučajne spremenljivke časovne serije y_t so indeksirane $t = 0, \dots, T$, tako da je skupno število opazovanj $T + 1$. Statistični model je oblikovan v smislu normalne porazdelitve. Model je pogojen z neodvisnostjo $(y_t | y_0, \dots, y_{t-1}) =^D (y_t | y_{t-1})$, normalno porazdelitvijo $(y_t | y_{t-1}) =^D N[\alpha_1 + \alpha_2 \cdot y_{t-1}, \sigma^2]$, kjer je $t \geq 1$ in območjem spremenljivk $\alpha_1, \alpha_2, \sigma^2 \in \mathbb{R}^2 \times \mathbb{R}_+$. Obstajata dve razliki od običajnih dveh spremenljivk regresijskega modela. Prvič – porazdelitev prvotne spremenljivke y_0 ni oblikovana, zato v model vstopi pogojna spremenljivka y_0 in drugič – neodvisna spremenljivka (regresor) je časovno zaostala spremenljivka časovne vrste, imenovana tudi zaostala odvisna spremenljivka (*lagged dependent variable*). Podobna in enakovredna formulacija je tako podana v smislu enačbe (Lütkepohl in Krätzig 2004):

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ za } t = 1, \dots, T,$$

kjer oznake pomenijo:

α_i – stalna spremenljivka ali koeficient,

- y_t – opazovana vrednost ali slučajna spremenljivka,
 y_{t-1} – opazovana vrednost ali slučajna spremenljivka za eno obdobje nazaj (en mesec) in
 ε_t – slučajni odkloni ali napaka – stohastična spremenljivka, ki gre proti 0.

V okviru napake časovne vrste slučajne odklone ε_t pogosto imenujemo stohastična spremenljivka in tako lahko časovno vrsto zapišemo kot $y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$, ob predpostavki normalne porazdelitve $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_t$, podane z y_0 ($\varepsilon_t \stackrel{D}{=} N[0, \sigma^2]$). Delni (parcialni) korelogram nam poda možnost sklepanja iz grafikona. Vendar na osnovi normalne porazdelitve ne moremo sklepati o porazdelitvi ε_t , kjer je odvisna spremenljivka y_t porazdeljena z neodvisno spremenljivko y_{t-1} . Da bi lahko izvedli takšen test, moramo model oceniti in test se lahko izvaja do ostankov ($\hat{\varepsilon}_t$), o čemer govorimo v nadaljevanju.

Verjetnost univariatnega avtoregresijskega modela AR (1)

Za analizo avtoregresijskega modela moramo uporabiti vse vrednosti (y_1, \dots, y_T) v model vključene spremenljivke, ki je pogojen z začetno vrednostjo spremenljivke y_0 . To vodi v pogojno verjetnost glede na začetno opazovanje. Izpeljava je tesno povezana z regresijskim modelom dveh spremenljivk. Novost pri izpeljavi verjetnosti je odvisnost med podatki. Za ta namen se iz skupne vrednosti spremenljivk (y_1, \dots, y_T), pogojenih s spremenljivko y_0 , premaknemo v samostojno opazovanje spremenljivke y_t . Odvisna spremenljivka y_t je sedaj pogojena s spremenljivkami (y_{t-1}, \dots, y_0). Te neodvisne spremenljivke so spremenljivke preteklosti. Tako dobimo enačbo (funkcijo) verjetnosti, ki je pogojena z verjetnostjo spremenljivke y_0 :

$$L_{y_1, \dots, y_T / y_0}(\beta \cdot \alpha_1, \alpha \cdot \beta_2, \sigma^2) = (2 \cdot \pi \cdot \sigma^2)^{-T/2} e \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \cdot \sum_{t=1}^T (y_t - \alpha_1 - \alpha_2 \cdot y_{t-1})^2 \right\}.$$

Interpretacija stacionarnih avtoregresijskih koeficientov

Za razumevanje rezultatov avtoregresijskega modela pogledjmo najprej najenostavnejši avtoregresijski model prestrezanja, kjer izhajamo iz modela trenda:

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t;$$

če upoštevamo časovno vrsto x_0, \dots, x_T , je enačba:

$$x_t = \alpha \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ za } t = 1, \dots, T; \varepsilon_t \stackrel{P}{\Rightarrow} N[0, \sigma^2],$$

kjer oznake pomenijo:

x_t – opazovana vrednost ali slučajna spremenljivka,

x_{t-1} – regresijski koeficient ali trend in

$\overset{p}{\Rightarrow}$ – se porazdeljuje.

Prva enačba je rekurzivno rešena. Za tem pogledamo mejno porazdelitev funkcije x_t in izračun avtoregresijskega modela. Tu je sedaj pomembna vrednost α . Model je stacionaren, ko je $|\alpha| < 1$, in model je nestacionaren, ko je $|\alpha| = 1$. Stabilnost modela je za analizo časovnih vrst zelo pomembna. Če je $|\alpha| = 1$, imamo prisotnost enotskega korena in v tem primeru model ni stabilen.

50

Do sedaj je bila porazdelitev avtoregresijske stacionarnosti nekoliko ohlapna, zato podajamo natančnejšo opredelitev. Pojem izvira iz statistične verjetnosti. Natančna opredelitev je, da je postopek v mirovanju in da vrednosti spremenljivk $(x_{t+1}, \dots, x_{t+s})$ niso odvisne od časa. Stacionarnost velja takrat, kadar je izpolnjen pogoj, da je $|\alpha| < 1$. V tem primeru časovno konstantno povprečje, varianca, kovarianca in avtokorelacija izpolnjujejo nekatere pogoje:

$$E(x_t | x_0) \approx 0, \quad \text{Var}(x_t | x_0) \approx \sigma^2 / (1 - \alpha^2), \quad \text{Cov}(x_t, x_{t-h} | x_0) \approx \alpha^h.$$

Regresijska analiza temelji na standardizirani normalni porazdelitvi neodvisnih spremenljivk x_1, \dots, x_T , pogojenih s prvo spremenljivko x_0 . Skupaj s spremenljivko x_t nas pripelje do mejne porazdelitve. Naše sklepanje lahko zaključimo, da ima naša spremenljivka porazdelitev, ki jo lahko zapišemo kot:

$$x_0 \overset{p}{\Rightarrow} N[0, \sigma^2 / (1 - \alpha^2)].$$

Avtokorelacija za enostavno avtoregresijo ima naslednji izraz, če začnemo s kovarianco v današnji vrednosti in za obdobja nazaj:

$$x_t = \sum_{j=0}^{h-1} \alpha^j \cdot \varepsilon_{t-1} + \alpha^h \cdot x_{t-h},$$

kjer oznaka pomeni:

j – utež.

Ker stohastična spremenljivka $\varepsilon_t, \dots, \varepsilon_{t-h+1}$ ni povezana s preteklostjo, ki je zastopana kot x_{t-h} , v tem primeru ni težko najti kovariance za x in x_{t-h} . Tako je kovarianca za x_0 podana kot:

$$\text{Cov}(x_t, x_{t-h} | x_0) = \text{Cov}\left(\sum_{j=0}^{h-1} \alpha^j \varepsilon_{t-j}, x_{t-h} | x_0\right) + \alpha^h \text{Var}(x_{t-h} | x_0).$$

Predpostavka prikaza z enačbo zgoraj, kjer s pomeni vrednosti predhodnih opazovanj, je $|\alpha| < 1$, $\alpha^t \rightarrow 0$ kot $t \rightarrow \infty$, medtem ko razmerje va-

rianc konvergira k enotnosti. Tako se za velike t , avtokorelacijska funkcija eksponentno zmanjša. V literaturi časovnih vrst se pogosto na tej točki domneva, da je mejna varianca časovnih vrst nespremenjena dalj časa, tako da je $Var(x_t) = Var(x_{t-h})$ za vse h, t . Ko to velja, je avtokorelacija enaka normalni avtokovarianci in jo lahko zapišemo kot predpostavko (d):

$$\text{Corr}(x_t, x_{t-h}) = \frac{\text{Cov}(x_t, x_{t-h})}{\{\text{Var}(x_t) \text{Var}(x_{t-h})\}^{1/2}} = \frac{\text{Cov}(x_t, x_{t-h})}{\text{Var}(x_{t-h})} = \alpha^h.$$

Predpostavka je veljavna za večino podatkov časovnih vrst, izraženih na primer s ceno p_t , ki običajno izražajo nestacionarnost, ki je problem večine ekonomskih analiz časovnih serij (Hendry in Nielsen 2007). Problemu enotskega korena se lahko izognemo s preoblikovanjem spremenljivk (Gričar in Bojnec 2010a).

Stabilnost stohastičnega modela

Problem nestabilnosti v varianci modela je v časovnih serijah pogosto navzoč. Ekonomska teorija časovnih vrst nam poda razlago, da so spremenljivke, ki se lahko spremenijo za več kot 100 % od začetne vrednosti, nestacionarne, prav tako je njihova sprememba lahko tudi negativna. V večini primerov postanejo stacionarne s prvo diferenco $I(1)$, kot so makroekonomske spremenljivke, na primer cene (Gričar in Bojnec 2012b), BDP in devizni tečaj, redki so primeri v višjih diferencah (Juselius 2004; 2015). Nekatere spremenljivke so stacionarne že z $I(0)$, kot sta na primer DDV in nezaposlenost.

Za omilitev ali celo odpravo tega problema je moč uporabiti več pristopov. Bazo podatkov (običajno cene) logaritmiramo, a s tem homogenost variance še ni zagotovljena, problem je zgolj omiljen. Ob prisotnosti heteroskedastičnosti, kar pomeni, da je varianca različna skozi čas, je mogoče ubrati drugo pot, in sicer eksplicitno vključitev v model, na primer ARMA specifikacijo (Autoregressive (AR)/Moving Average (MA)), s katero je moč zajeti variabilnost – poleg enačbe povprečja dobimo še enačbo variance. $AR(p)$ je avtoregresijski proces, ki s stopnjo (p) poda linearno enakost modela, kar pomeni, da imamo le eno stohastično napako ε_t (Gričar in Bojnec 2012c). Podobno kot $AR(p)$ je tudi $MA(q)$ polinom in prevod nestacionarnega modela po stopnjah odlogov v stacionarnega. V drsečem povprečju ($MA(q)$) imamo stohastične napake ε_t za pretekle dogodke (q), povprečje ni enako in imamo enak odlog. Box in Jenkins (1976) sta v stohastičen proces generirala podatke in ga poimenovala proces oblikovanja podatkov. Gledamo časovno območje, kjer so spremenljivke na premici brez mej, torej so $+\infty$; $-\infty$. Spremenljivke so slučajno izbrane, kar pomeni, da imajo verjetnostno porazdelitev in v primeru različnih spremenljivk

je ta verjetnostna porazdelitev napoved prihodnje vrednosti. Torej možno je prihodnje vrednosti napovedati iz preteklosti, pri tem pa je v ozadju teorija. Stohastičen model ima beli šum (η_t) (White noise), ki izhaja iz analize stohastične komponente ali šuma ter belega spektra ali kroga, kjer gre za niz enako porazdeljenih neodvisnih slučajnih spremenljivk s povprečjem 0 in konstantno varianco in kovarianco. Kovarianca je neodvisna. Beli šum je odvisen od s -vrednosti predhodnih obdobij opazovanja in ne od $t - \text{časa}$ (Lütkepohl in Krätzig 2004). Zapišimo sedaj ARMA (p,q) model (Lütkepohl in Krätzig 2004):

$$y_t = \alpha_1 \cdot y_{t-1} + \dots + \alpha_p \cdot y_{t-p} + u_t + m_1 \cdot u_{t-1} + \dots + m_q \cdot u_{t-q},$$

za $t = 1, \dots, T$;

kjer oznake pomenijo:

52

u_t – neopazovano ničelno povprečje slučajnega sprehoda s časovno neodvisno varianco ali beli šum,

$\alpha_1 \cdot y_{t-1} + \dots + \alpha_p \cdot y_{t-p} + u_t$ – AR (p) del modela,

p in q – stopnja p . reda v AR modelu oziroma q . reda v MA modelu,

m_i – stalna spremenljivka ali koeficient v MA modelu in

$u_t + m_1 \cdot u_{t-1} + \dots + m_q \cdot u_{t-q}$ – MA(q) del modela.

Box in Jenkins (1976) sta predvidela inšpekcijo modela v treh korakih. Prvič – vizualen pregled modela, drugič – selekcija modela – izberemo tisti model, ki se najbolj približa normalni porazdelitvi; in tretjič – kontrola rezultatov. V modelih s trendom, ki so značilni za časovne serije makroekonomskih podatkov, moramo vedeti, kaj se z njimi dogaja. Za linearne modele smo uporabili test enotskega korena. Ugotavljamo, ali gre za determinističen ali stohastičen model oziroma trend, stacionaren del modela in del modela z belim šumom. Box in Jenkins tehnika modeliranja sezonskih podatkov je le nekoliko drugačna od nesezonskih podatkov. Pri tem so odlogi v korelogramih $s, 2s, 3s \dots$ in ne $1, 2, 3 \dots$. Tako na primer novoletni nakupi privedejo do nenavadno veliko transakcij in centralna banka mora s svojo ponudbo denarja temu slediti. To so očitni sezonski vplivi, ki jih lahko diferenciramo z naravnim logaritmom, da postanejo stacionarni. Vsi sezonski avtokorelacijski odlogi so visoki in ne kažejo tendence padanja. Tako lahko uporabimo sezonsko diferenco za prvo diferenco. Pri tem se lahko zgodi, da je avtokorelacija za AR(1) bolj primerna za Box in Jenkins metodologijo (Enders 2004).

Vključevanje in/ali združevanje dveh tipov diferenciranja označimo kot spremembo števila nesezonskih diferenc in spremembo sezonskih diferenc v obdobju ($\Delta^d \Delta_s^D$). Multiplikativni modeli so tako zapisani kot

ARIMA (Autoregressive (AR)/Integrated (I)/Moving Average (MA))
 $(p, d, q)(P, D, Q)_s$,

kjer oznake pomenijo:

Δ – diferenca

p in q – nesezonski ARMA koeficienti,

d – število nesezonskih diferenc,

P – število multiplikativnih avtoregresijskih koeficientov,

D – število sezonskih diferenc,

Q – število multiplikativnih koeficientov drsečih sredin,

s – obdobje sezonskosti.

Trendni model

V modelih s trendom, ki so značilni za časovne serije iz makroekonomskih podatkov, nastajata dve obliki trenda. Prvi, ki ga imenujemo deterministični trend, je trend, ki je naraščajoč. Oblikuje se polinomialni trend, ki je običajna regresijska analiza. Vsi koeficienti so v tem primeru statistično značilni. Toda ekonomska teorija se s tem ne strinja, saj naj bi bil determinističen trend naraščajoč brez motenj. Teorija iz gospodarstva pravi, da je zelo pomembno imeti inovacije, ki vodijo do gospodarske rasti, in inovacije so slučajni šoki. Slučajni šoki so tudi visoke cene hrane, visoke cene nafte in pogonskih goriv, finančna in gospodarska kriza, ki jih na dolgi rok imenujemo slučajni odkloni, napake ali priložnosti. Če imajo ti slučajni šoki ali motnje konstantno rast na makroekonomsko spremenljivko, potem gre za determinističen trend, če gre za redni vpliv na makroekonomsko spremenljivko, pa gre za stohastičen trend. Spremembe pri determinističnem trendu so direktne na ε_t in so pričakovane, da je $\varepsilon_t = 0$, kar je stacionaren trend časovnih vrst, ki ga lahko izračunamo z regresijsko analizo. Vendar obstajajo motnje preteklosti, saj so vse spremembe v mejnem času y_t stohastične spremembe. Rezultat motenj je stalen in spremenljivko premika naprej (Hendry in Nielsen 2007). Motnje niso 0, saj predhodna spremenljivka vpliva na naslednjo spremenljivko navzgor ali navzdol, zato gre pri tem za stohastičen trend. Stohastičen trend je serija slučajnega prehoda. Stohastičen trend ima enotski koren. Običajno se v ekonometriji na analizi makroekonomskih podatkov pojavi serija slučajnega prehoda z zanosom, na katero vplivajo motnje preteklosti, saj gredo vrednosti malo gor malo dol, zato imamo dve nestacionarni komponenti:

$$y_t = y_0 + \underbrace{a_0 \cdot t}_{\text{deterministični trend}} + \underbrace{\sum_{i=1}^i \varepsilon_i}_{\text{stohastičen trend}} \cdot$$

Običajen primer nestacionarnosti je serija, ki se giblje po slučajnem sprehodu. Serija slučajnega sprehoda je diferenčna stacionarna serija, saj so prve difference serije y_t stacionarne. Diferenčno stacionarno serijo imenujemo integrirana serija in jo označimo z $I(d)$, kjer je d red integriranja. Red integriranja je število enot korena oziroma število potrebnih operacij diferenciranja, da serija postane stacionarna. Za primer slučajnega sprehoda je red integriranja ena, saj vsebuje le eno enoto korena enote in uporabimo oznako $I(1)$. Podobno je stacionarna serija označena z $I(0)$ (Enders 2004).

Formalna metoda za testiranje stacionarnosti (Lütkepohl in Krätzig 2004) je test enotskega korena, katerega primer so Augmented Dickey-Fullerjev test (ADF), Phillips-Perron (PP) in Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS) (Enders 2004). Pri ADF testu s pomočjo tau (τ) statistike, ki ima podobno vlogo kot St -statistika, ugotovljamo veljavnost ničelne hipoteze. Za ilustracijo ADF-testa predpostavimo prisotnost avtokorelacije prvega reda $AR(1)$ v časovni seriji:

$$y_t = \mu + \rho \cdot y_{t-1} + u_t$$

kjer sta μ in ρ parametra in u_t stohastična komponenta oziroma beli šum. Serija je stacionarna, če je $-1 < \rho < 1$. Če je vrednost $\rho = 1$, je y nestacionarna serija in gre za serijo slučajnega sprehoda z zanosom, kar pomeni, da ko se serija začne v nekem trenutku, varianca spremenljivke y narašča s časom in gre proti neskončnosti. Če je absolutna vrednost koeficienta ρ večja od 1, je serija eksplozivna. Hipoteza stacionarne časovne serije je tako lahko ocenjena s testiranjem in je absolutna vrednost koeficienta ρ strogo manjša od 1. Ničelna hipoteza ADF-testa je enotski koren, $H_0 \equiv \rho \geq 1$. Eksplozivne serije nimajo ekonomskega smisla, zato je ta ničelna hipoteza testirana v kombinaciji z enostransko alternativno hipotezo $H_1 \equiv \rho < 1$. ADF-test poteka z ocenitvijo koeficienta γ , ki ga dobimo v enačbi, ki je preoblikovana gornja enačba, tako da od nje na obeh straneh odštejemo y_{t-1} , in dobimo:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma \cdot y_{t-1} + u_t$$

Razvidno je, da je koeficient $\gamma = \rho - 1$, ničelna in alternativne hipoteze pa so enake:

$$\begin{aligned} H_0 &\equiv \gamma \geq 0, \\ H_1 &\equiv \gamma > 0. \end{aligned}$$

Četudi je na prvi pogled morda videti, da bi lahko za preverjanje te ničelne domneve uporabili St -statistiko, ni tako. Ta se namreč v pogojih, ko je prisoten enotski koren, ne porazdeljuje po SP . Dickey in Fuller (1979)

sta pokazala, da je porazdelitev nestandardna. Simulirala sta tudi kritične vrednosti za izbrane velikosti vzorcev. Kasneje, leta 1992, je MacKinnon (Davidson in MacKinnon 2004) uporabil veliko večjo serijo simulacij kot tisto, ki sta jo tabelirala Dickey in Fuller (1979). Opisani postopek ADF-testa je uporaben samo, če je v seriji prisoten $AR(1)$. Če je serija korelirana z odlogi višjih redov, je predpostavka o stohastični komponenti oziroma šumu napačna. Za te primere obstaja prilagojena verzija ADF-testa. Ta je korigiran v parametrih glede na predpostavko, da je v testni seriji prisotna avtokorelacija p $AR(p)$.

Model kointegracije

Pri analizi časovnih vrst je pogosto treba omogočiti prelome v determinističnih komponentah. Ko omogočamo prelome, je čas zelo pomemben, kar je pomembno tako za v naprej kot tudi, da bi uporabili logaritmiranje prelomov. Obe vprašanji sta namreč v literaturi (Juselius 2006; Johansen in Juselius 2000) obravnavani v glavnem le za univariatne modele, kointegracijska analiza pa obravnava tudi multiple modele prelomov v času. Tak analitični pristop je predlagan z metodo največjega verjetja, ki je osnovana na kointegracijski analizi za model VAR, ki ga priporoča Johansen (1996).

Več avtorjev je prispevalo k razvoju teorije kointegracije, zato se sklicujemo na Juselius (2006), Johansen in Juselius (2000) in Bellulo (2009), kjer je mogoče najti veliko drugih referenc (Gričar in Bojnec 2012; 2013; 2016). Teorija kointegracije je kot zanimivost ekonometrične tehnike za analizo časovnih vrst, vendar pa je glavni interes in uporabnost metode aplikacija makroekonomskih problemov. Engle in Granger (1987) sta postavila definicijo kointegracije. Pravita, da so elementi vektorjev slučajnih spremenljivk kointegrirani z rangi.

Vektor imenujemo kointegracijski vektor. Če so vse spremenljivke kointegrirane, to pomeni, da med njimi obstaja dolgoročna linearna povezanost. Če imamo v vektorju z_t več kot dve spremenljivki, potem imamo lahko več kot en kointegracijski vektor. Število neodvisnih kointegracijskih vektorjev določenega procesa imenujemo kointegracijski rang.

Za kointegrirane spremenljivke je značilno, da na njihovo kratkoročnost vpliva dolgoročno ravnotežje, ki je predstavljeno s kointegracijskim vektorjem. Takšne modele so pred uvedbo kointegracije testirali s t. i. modeli s korekcijskim odstopanjem. Predpostavimo sedaj, da so elementi vektorja z_t integrirane spremenljivke $I(1)$:

$$x_t = v + A_1 \cdot z_{t-1} + \dots + A_p \cdot z_{t-p} + u_t$$

Če z obeh strani enačbe odvezamemo x_{t-1} , dobimo dinamičen stohastičen model za vse spremenljivke x_t :

$$\Delta x_t = v + \Pi x_{t-1} + \Gamma \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p} + 1 + u_t,$$

kjer je $\Pi = \alpha \cdot \beta'$. β' je prenesena kointegracijska matrika ali matrika kointegracijskih vektorjev, α je matrika polnjenja, njeni parametri prikazujejo hitrost prilagajanja spremenljivk dolgoročnemu ravnovesju v modelu, prikazanemu s kointegracijskim vektorjem. u_t je linearno obrnjen proces, opredeljen s standardno napako ε_t , s povprečjem 0 in varianco Ω ($0, \Omega$) in je od njega neodvisen. v je stacionarni proces, ki meri spremembo od začetne točke v času t .

Vrednosti in v matriki je treba določiti hkrati, zato metoda najmanjših kvadratov ni zanimiva za ocenjevanje parametrov modela. Zaradi tega v kointegracijski analizi temeljimo na metodi največje verjetnosti, ki sta jo razvila Johansen (1996) in Juselius (2006). Za testiranje kointegracijskega ranga uporabljamo Johansenov test razmerja verjetnosti testa v sledovih λ_{trace} :

$$\lambda_{trace}(r) = -T \cdot \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i).$$

λ_{trace} statistika ali statistika v sledovih testira ničelno hipotezo, da je številka različnih kointegracijskih vektorjev manjša ali enaka r , in je nasprotna alternativni hipotezi, ki pravi, da je večja, kjer je r kointegracijski rang $r = (0, \dots, p); r = p$. To pomeni – čim večja je verjetnost za vsak r in čim večja je verjetnost za $r = p$, dobimo test verjetnosti za razmerje kointegracijskega ranga, t. i. rang test ali test v sledovih λ_{trace} . Test v sledovih je statistika, ki se uporablja pred uporabo drugih statistik za merjenje kointegracijskega ranga (Lütkepohl, Saikkonen in Trenkler 2001; Gričar in Bojnec 2012b).

Če so lastnosti matrike (z) takšne, da izkazujejo prisotnost enotskega korena, potem je matrika $z = -\Pi$ enotska, rang r pa nestacionaren. Eksponentne koeficiente najlažje poiščemo z enostavnim obračanjem matrike, če so poti odloga izven enotskega kroga. Če ta postopek ne uspe, imamo nestacionarno obliko enačbe in koeficienti se ne bodo eksponentno zmanjšali. To je tako imenovani linearni proces in je osnova za integracijo in kointegracijo. Stabilnost modela je torej odvisna od stacionarnosti procesa, v katerega vstopa. Procese s stohastičnim trendom lahko stacioniramo z diferenciranjem; imenujejo se integrirani procesi in jih označujemo z $I(d)$, kjer je d red integracije. Če lahko ta postopek stacioniramo preko ene diferenciacije, kar pomeni, da ima samo eno lastno vrednost, je to $I(1)$ proces. Na splošno lahko $I(d)$ proces stacioniramo tako, da ga d -krat diferencira-

mo. Determinističnega trenda ne moremo stacionirati preko diferenciranja, temveč ga lahko stacioniramo s pomočjo trenda časovne regresije. Testiranje, ali gre za determinističen ali stohastičen trend, lahko izvedemo z ADF-testom in/ali PP-testom (Bellulo 2009).

Statistična metodologija kointegracijske analize

Predhodno smo podrobno obravnavali univariatni AR(1) model v mirovanju in model enotskega korena. Želeli smo predstaviti koncepte in metode, ki smo jih uporabili v raziskavi. Le redko je mogoče izračunati največjo verjetnost cenilke, zato smo se osredotočili na analizo največje verjetnosti s svojimi asimptotičnimi lastnostmi, ki jo podajamo v nadaljevanju. Povzeto lahko rečemo, da je metodologija za analizo AR(1) model, prvič – največja verjetnost funkcije (normalizirana s T^{-1}), njena mejna vrednost, kjer je meja verjetnost ali za nestacionarne primere porazdelitev; drugič – funkcija rezultata $s_t(\theta) = D_t(\theta)$, ki je gradnik (vektor parcialnih odvodov) v zvezi z nekaterimi parametri (θ), za logaritem (splošno naravni logaritem) metode verjetnosti normalizirana s $T^{-1/2}$ in ima mejno vrednost porazdelitev resnične vrednosti, in tretjič – informacija in njena mejna vrednost sta v povezanosti okoli prave vrednosti. Mejna vrednost je za nestacionarne primere v porazdelitvi in za stacionarne primere v verjetnosti.

Stabilnost vektorske avtoregresije

Veliko dosedanjih aplikativnih raziskav (povzeto po Cavaliere, Rahbek in Taylor 2009) je v zadnjih tridesetih letih (o. p. 2016) pokazalo različno ravnanje s časovnimi vrstami predvsem na področju makroekonomije. Tako se v literaturi namesto alternativne variance uporablja nična originalna varianca za empirično raziskavo časovnih vrst na primeru borznih tečajev, inflacije in tečajev valut. Prevladujejo raziskave z avtoregresijsko analizo na nestacionarnih podatkih in na stohastičnih modelih.

Te ugotovitve so ekonometriste pripeljale do ugotovitve, da je treba jasno predstaviti in opredeliti učinek nestanovitnosti na univariatnem testu prisotnosti enotskega korena in na stacionarnem testu. Avtorji (Enders 2004, Johansen 1996, Juselius 2006, Gričar in Bojnec 2012b, Mladenović 2004) prikazujejo, da lahko test prisotnosti enotskega korena in stacionarni test na osnovi konstantne nestanovitnosti vodita do značilnega izkrivljanja nestabilnosti.

Glede na to, da je bilo za nestabilnost ugotovljeno, da je pogost pojav v univariatnih makroekonomskih in v finančnih časovnih vrstah in da imajo postopki velik vpliv na univariatne časovne serije, je pomembno in praktič-

no koristno raziskati vpliv takšnega vedenja v multivariatnih metodah časovnih vrst. Pravzaprav je z uporabo podatkov za ZDA raziskava pokazala, da je regresijska napaka kointegracije v štirih objavljeni člankih, ki vključujejo različne spremenljivke (poraba na prebivalca, realni razpoložljivi dohodek na prebivalca, realne cene delnic, kratkoročne in dolgoročne obrestne mere, velika, saj v svoje modele vključujejo nestacionarno varianco (Cavaliere, Rahbek in Taylor 2009). Avtorji za odpravo teh napak – mejno nično porazdelitev na osnovi asimptotičnega modela, ki bi vplivala na teste nestacionarnega kointegracijskega modela, katere dejanske značilnosti presejajo nominalne ravni značilnosti – predlagajo, da se vpelje pristop z naključno zamenjavo iz različnih podatkovnih točk za posamezne odloge kointegracije. Tak pristop ni vezan na določena parametrična nihanja modela in se pokaže kot ustrezen standardni model, ki zagotavlja povezovanje odlogov statističnih podatkov.

V primeru časovne vrste je stacionarnost definirana kot pričakovanje, ki je konstantno in enako začetni vrednosti x_0 , saj varianca narašča linearno v času. Naslednje vrednosti x_t pa so primer nestacionarne časovne vrste. Bolj natančno tak proces imenujemo prva stopnja integracije, ki jo označimo z $I(1)$ (Hendry in Nielsen 2007). Pri tem upoštevajmo, da združevanje diferenciacije vodi nazaj do $I(1)$, katerega proces naj bi bil integriran z nič in ga označimo z $I(0)$. To nas vodi do zapletene definicije modela $I(1)$, ki ga podajamo v nadaljevanju. Pred tem prikazujemo še stacionarnosti časovne serije in stacionarnost avtoregresijskega modela. Za stacionarnost časovne serije razlikujemo, če je $|\alpha| < 1$ in $|\alpha| = 1$, stacionaren primer časovne vrste $X_t \Rightarrow N[0, \sigma^2 / (1 - \alpha^2)]$, če je $|\alpha| < 1$ in nestacionaren primer $x_t \Rightarrow N[X_0, \sigma^2 \cdot t]$, če je $|\alpha| = 1$ (Hendry in Nielsen 2007).

V primeru avtoregresijskega modela nastopi problem enotskega korena z linearnim trendom, če je $\alpha_2 = 1$ in $\alpha_1 \neq 0$, ki je daleč od stacionarnega procesa okoli konstantne vrednosti. V primeru, da pa je $\alpha_1 = 0$, pride do naključne vsote vrste $\sum_{j=1}^t \varepsilon_j$ s konstantno vrednostjo y_0 . Zanimivo je primerjati te rezultate s stacionarnim primerom, kjer je $|\alpha_2| < 1$. V takem primeru so rezultati vsota stacionarnega procesa in konstantne vrednosti $\mu \cdot y = \alpha_1 / (1 - \alpha_2)$. Z združevanjem primerov nestacionarnosti in stacionarnosti imamo: prvič – $Y_t =$ konstantna stopnja (ali linearni trend) + stacionaren proces, če je $|\alpha_2| < 1$, in drugič – $Y_t =$ konstantna stopnja (ali linearen trend) + nestacionaren proces, če je $\alpha_2 = 1$, $\beta_1 = 0$, kjer je linearen trend podan z $\alpha_2 / (1 - \alpha_3)$ v stacionarnosti in α_1 v nestacionarnosti. Tako je avtoregresijski linearni model zapisan kot (Hendry in Nielsen 2007) $y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot t + \alpha_3 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$.

Model kointegracije prvega reda

Cavaliere, Rahbek in Taylor (2009) svoj članek začenjajo s trditvijo, da so mnoge mesečne makroekonomske spremenljivke normalno in enakomerno porazdeljene ter da so pogojno heteroskedastične. Prav tako se ostanki na podlagi primerjave porazdelitve standardiziranih ostankov in normalne porazdelitve porazdeljujejo približno normalno. Pravijo, da so sklepanja v takih primerih, ki temeljijo na metodi notranje moči (the bootstrap), asimptotično veljavna in prinašajo bistvene izboljšave v ostalih osnovnih vrednostih (Cavaliere, Rahbek in Taylor 2009). Metodo notranje moči smo uporabili pri testiranju strukturnega loma v kointegracijski analizi in pri metodi notranje moči smo pristopili k oblikovanju naključnih spremenljivk iz porazdelitve empiričnega opazovanja.

Splošni kointegracijski p -dimenzionalni $I(1)$ model z determinističnim časom D_t (Johansen 1996):

$$x_r \equiv \alpha \cdot \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1} + \Phi \cdot D_t + \varepsilon_t$$

kjer oznake pomenijo:

β' – koeficient prenesene matrike,

$\beta' x_{t-1}$ – stacionarna kointegracijska povezava,

α – matrika polnjenja,

x_r – model asimptotične porazdelitve $I(1)$,

$\Gamma_1 \Delta x_{t-1}$ – kointegracijska nestacionarna matrika,

D_t – vse deterministične komponente linearnega trenda, ki ga proučujemo v naši raziskavi,

Φ – koeficient povezane spremenljivke deterministične komponente,

i – predhodno opazovanje,

k – opazovanje,

x_{t-1} – opazovana vrednost ali slučajna spremenljivka za eno obdobje nazaj (en mesec).

V model vnašamo asimptotično sklepanje za primer, ko je $\Phi = 0$, $\Gamma_i = 0$, $i = 1, \dots, k - 1$, tako da bo model vključeval le spremenljivke $\theta = (\alpha, \beta, \Omega)$ in kjer sta α in $\beta \cdot p \cdot r$:

$$\Delta X_t = \alpha \cdot \beta' X_{t-1} + \varepsilon_t$$

ali skrajšan kointegracijski model, kjer oznaka pomeni:

Ω – varianca.

Iz tega definiramo, kot smo zapisali zgoraj, da se ostanki normalno porazdeljujejo, enačbo skrajšanega kointegracijskega modela z uporabo statističnega rezultata v modelu verjetnosti (Cavaliere, Rahbek in Taylor 2009).

Govorimo le o tem modelu, ki ga uporabimo v empiričnem delu monografije, zato ne nadaljujemo z drugimi modeli kointegracijske analize. Ta model je podrobno analiziran v Johansen (1996) z eksplisitno oceno regresijskega ranga.

Metoda največjega verjetja za $I(1)$ model

Majhna moč univariatnih testov enotskega korena in multivariatnih testov enotskega korena ali kointegracije je bila podobna sestavljanju koščkov, vse dokler ni prišlo do formalne uvedbe analitičnih procesov enotskega korena oziroma izračunov. Prvotna literatura testov enotskega korena temelji na normalni porazdelitvi, kar je razvidno iz tehnike testiranja teh testov z metodo najmanjših kvadratov in normalno Gausovo porazdelitvijo (Boswijk in Lucas 2002). Da bi izboljšali moč testiranja, sta bila v literaturi predstavljena dva med seboj združljiva pristopa. Prvi, katerega raziskovanje ima osnovo v normalni porazdelitvi, je težaven v raziskovanju, saj je moč pogojena z določeno točko optimalnega korena enote testa enotskega korena. Pristop k moči testa se lahko bistveno izboljša, če v točki optimalnega korena vpeljemo alternativno ali tehtano povprečje. Drugi pristop se osredotoča na predpostavke konvencionalne porazdelitvene testov enotskega korena. Kljub temu, da je predpostavka o normalni porazdelitvi lahko v nekaterih primerih smiselna, je vseeno vprašljiva v nastavitvah modela, kot na primer, če stohastičen model ni normalno porazdeljen. V našem primeru smo se odločili za normalno porazdelitev funkcije, ki jo nadaljujemo iz predhodnega poglavja in jo zapišemo kot:

$$\ell_{T,r}(\theta) = -2 \cdot T^{-1} \log L \cdot (\theta) = \log \det(\Omega) + \text{tr}\{\Omega^{-1} \cdot T^{-1} \cdot \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \cdot (\theta) \cdot \varepsilon_t \cdot (\theta)'\},$$

kjer oznake pomenijo:

$\ell_{T,r}(\theta)$ – metoda največjega verjetja,

$-2 \cdot T^{-1}$ – normalizacija,

$\log L \cdot (\theta)$ – meja metode največjega verjetja,

$\log \det(\Omega)$ – največja varianca,

$\Omega^{-1} \cdot T^{-1}$ – konveksna varianca za nadomestitev največjega problema z minimalnem problemom,

$T^{-1} \cdot \sum_{t=1}^T \varepsilon_t$ – empirično povprečje,

$\varepsilon_t \cdot (\theta) \cdot \varepsilon_t \cdot (\theta)'$ – ostanki opazovanih spremenljivk.

Vemo, da je metoda največjega verjetja neomejena s kointegracijsko matriko Γ_i , saj imamo $\ell_{T,r}(\theta) \rightarrow \infty$, če pustimo, da je β_1 kot del $y_1 = x_1^T \cdot \beta_1$ in da gre $\sigma_1 \rightarrow 0$ (Xu, Tan in Zhang 2010). Cenilka metode največjega verjetja ne obstaja ne glede na to, kako velik je vzorec. Xu, Tan in Zhang (2010)

so pokazali, da je metoda največjega verjetja pod določenimi pogoji kointegracijske matrike dosledna, asimptotično normalno porazdeljena, učinkovita in uporabljena v empiričnem delu raziskave.

Aplikativni testi kointegracijske analize

Grangerjev test vzročnosti

Testi vzročnosti poskušajo določiti, ali ena časovna serija določa drugo oziroma ali seriji vzajemno določata drugo. V zadnjih letih je največ pozornosti dobil Grangerjev test vzročnosti (Lütkepohl in Krätzig 2004; Gričar in Bojnec 2014; Gričar et al. 2016).

Predpostavljamo dve časovni vrsti cen z enakim številom opazovanj P_1 in P_2 . P_1 je Grangerjev vzrok za P_2 , kadar je z upoštovanjem informacij o P_1 moč doseči boljšo napoved P_2 kot brez njih. Zelo tesno je s konceptom vzročnosti povezan koncept zunanosti. V linearnem, dinamičnem, simultanem modelu enačb lahko rečemo, da je P_1 zunanja glede na P_2 le, kadar determinante P_1 ne vključujejo tudi P_2 . Test Grangerjeve vzročnosti uporabimo za test šibke zunanosti (eksogenosti) spremenljivke (Irz, Niemi in Xing 2011). Test lahko zapišemo v obliki spodnje enačbe, kjer y_{1t} predstavlja P_1 .

$$y_{1,t+h|\Omega_t} = y_{1,t+h|\Omega_t \setminus \{y_{2,s}|s \leq t\}}, h = 1, 2, \dots$$

Časovna serija s t spremenljivkami prikazuje vse pomembne informacije v območju Ω z označitvijo analiznega prostora $y_{1,t+h|\Omega_t}$, pri čemer lahko oblikujemo y_{2t} , ki prikazuje Grangerjevo nevzročnost za y_{1t} . Nevzročnost velja le, če je zadoščeno pogojem gornje enačbe. V našem primeru y_{2t} prikazuje opazovanje P_2 . Ne glede na to, da je izbira časovnih odlogov stvar presoje, se običajno začne z velikim številom časovnih odlogov ter enakim številom časovnih odlogov za obe časovni vrsti, nato pa se število časovnih odlogov manjša z izpuščanjem tistih, ki niso pomembni (Lütkepohl in Krätzig 2004).

Preverjanje ustreznosti kointegracijskega modela

Avtokorelacija ostankov je korelacija ostankov modela pri različnih opazovanjih. Odsotnost avtokorelacije je pogoj, da so pri avtoregresijskih modelih ocene parametrov, pridobljene z metodo najmanjših kvadratov, še vedno nepristranske in konsistentne. Za test avtokorelacije smo izbrali test Lagrangovega multiplikatorja (LM), ki testira ničelno hipotezo, da v modelu ni prisotna avtokorelacija katerega koli reda do izbranega odloga. Ničelna hipoteza je zavrnjena, če je LM_h večji in presega kritično vrednost $\chi^2(h)$ porazdelitve. Ničelna hipoteza LM statistike je opredeljena kot popravljen determinacijski koeficient R^2 iz pomožne regresijske analize

in jo zapišemo v obliki enačbe $L \cdot M_h = T \cdot R^2$, kjer je T število opazovanj (Lütkepohl in Krätzig 2004).

Druga predpostavka, ki zagotavlja učinkovitost ocen parametrov, je normalna porazdelitev ostankov. Če predpostavki ni zadoščeno, ocene parametrov regresije niso več učinkovite. Posledice so lahko podobne tistim ob prisotnosti heteroskedastičnosti. Hipotezo o normalnosti porazdelitve ostankov smo testirali z Lomnicki-Jarque-Bera testom nenormalnosti (LJB). LJB test nenormalnosti testira ničelno hipotezo, da so ostanki modela normalno porazdeljeni na tretjem in četrtem trenutku oziroma, z drugimi besedami, meri asimetrijo in stopnjo sploščenosti porazdelitve. Testna statistika LJB ima $\chi^2(2)$ porazdelitev, če ničelne hipoteze ne zavrnemo. Če ničelno hipotezo zavrnemo, je zavrnjena tudi normalna porazdelitev in LJB test je visok. Rezultat LJB testa nenormalnosti nam lahko prikaže nelinearen trend ali, da je model napačen. Za rešitev problema je smiselno uporabiti s heteroskedastičnostjo pogojen avtoregresijski model (ARCH), ki nam prikaže nihanje serije skozi čas. V našem primeru smo uporabili ARCH-LM test za testiranje heteroskedastičnosti (Lütkepohl in Krätzig 2004).

62

Ocene parametrov so učinkovite, ko je pogojna varianca ostankov modela konstantna. To lastnost imenujemo homoskedastičnost. Nasprotje temu je, da je v modelu prisotna heteroskedastičnost oziroma da pogojna varianca ostankov ni konstantna. Če temu pogoju ni zadoščeno, ocene parametrov niso več učinkovite, ostajajo pa konsistentne in nepristranske. Z drugimi besedami, t vrednosti regresijskih koeficientov so precejšene, kar pomeni, da težje zavračamo ničelne hipoteze (Gujarati 2003). Test ARCH-LM ima $\chi^2(q)$ porazdelitev, če vzdrži ničelna hipoteza, da ima model konstantno pogojno varianco in heteroskedastičnost ni prisotna (Lütkepohl in Krätzig 2004). Model zapišemo v obliki enačbe kot $ARCH_{LM}(q) = T \cdot R^2$, kjer je q pretekli dogodki. ARCH učinek zaznamo, ko ničelno hipotezo zavrnemo in imamo visoke vrednosti testne statistike (Lütkepohl in Krätzig 2004).

Stabilnost modela je pomembna naloga preverjanja modela. Za potrebe preverjanja analize stabilnosti ostankov smo uporabili test *cumulative sum of recursive residuals* (CUSUM) (Nielsen in Sohkanen 2011), ki se nanaša sam na sebe, ali t. i. rekurzivni test. Tak test ostankov padajoče funkcije, ki pomeni, da se v definiciji padajoče funkcije sklicujemo na isto funkcijo, je opredeljen kot $CUSUM_\tau = \sum_{t=K+1}^{\tau} \hat{u}_t^{(r)} / \hat{\sigma}_u$ in nam lahko razkrije morebitne strukturne spremembe modela. Pogosto je izrisan v obliki diagrama za preverbo modela za $\tau = K + 1, \dots, T$, kjer je τ manjša izposojena vrednost števila opazovanj med T_1 in T ; K označuje x_t , torej število regre-

sorjev (odvisnih spremenljivk) v modelu, $\hat{u}_t^{(r)}$ označuje padanje ostankov modela in $\hat{\sigma}_u$ varianco ostankov. Model je namenjen odkrivanju ostankov, ki se ne prilagajo povprečju (Lütkepohl in Krätzig 2004).

Dinamična regresija

Z dinamično regresijo in kointegracijo določimo obseg upoštevanega trga in analiziramo mehanizme, s katerimi se cenovne spremembe prenašajo med analiziranimi procesi. Cene v gostinstvu se prilagodijo v določenem obdobju in le redko takoj, zato je pri odločitvi, ali so trgi integrirani, odločilnega pomena izbira obdobja prilagajanja cen. Proces prilagajanja spremembe cen v gostinstvu pri skupini ostalih procesov lahko predstavimo s skupino ekonometričnih modelov. Dve, v zadnjem obdobju najbolj poznani skupini predstavljamo v nadaljevanju.

VAR model

VAR je sistem enačb, v katerem so vse tekoče vrednosti odvisnih spremenljivk odvisne od lastnih preteklih vrednosti. VAR pomeni razširitev univariatne avtoregresije s p odlogi (AR(p)) v niz ali vektor časovnih serij. Če imajo vse serije enako število odlogov, govorimo o sistemu enačb VAR(p). Variančno-kovariančna matrika je neenotska, če ni drugače definirano. Matrike koeficientov dimenzij ($K \times K$) običajno ocenimo z metodo najmanjših kvadratov (OLS) (Bellulo 2009).

OLS ocenjuje regresijske koeficiente kot linearno funkcijo, zaradi tega je linearna cenilka. Ker z njo dobimo nepristranske ocene regresijskih koeficientov, je tudi nepristranska cenilka. Pri izračunu variance ocen regresijskih koeficientov na podlagi ponovljenih vzorcev lahko dokažemo, da je dobljena varianca najmanjša možna v primerjavi z drugimi možnimi linearnimi cenilkami. Ocene regresijskih koeficientov so učinkovite in nepristranske. Vsak VAR(p) lahko izrazimo kot VAR(1). V analizi VAR najprej v okviru specifikacije modela določimo predmet analize, število in vrsto spremenljivk, število odlogov, omejitve in podobno.

Model VAR odloga p in nizov K je (Bellulo 2009; Juselius 2006):

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \alpha \cdot \beta' x_{t-1} + \phi_p \cdot D_{p,t} + \phi_{tr} \cdot D_{tr,t} + \mu_0 + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \Rightarrow NI(0, \Omega), t = 1, \dots, T$$

kjer oznake pomenijo:

μ_0 – povprečje dano z normalno porazdelitvijo za vse slučajne spremenljivke $E(x_t) = \mu_0$

$D_{p,t} - d_1 \times 1$ vektor stalnega šoka (... ,0,0,1,0,0, ...) in

$D_{tr,t} - d_2 \times 2$ vektor prehodnega šoka $(\dots, 0, 0, 1, -1, 0, 0, \dots)$.

Model VAR ima difference in stopnje spremenljivk, zato so slamnate spremenljivke nekoliko drugače oblikovane kot v običajni regresijski analizi (Juselius, 2006). Kjer je $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{Kt})'$ K -dimenzionalni vektor slučajnih spremenljivk, β_i so matrike fiksnih koeficientov reda $(K \times K)'$, $a = (a_1, \dots, a_K)'$ je K -dimenzionalni vektor konstante, $\varepsilon = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Kt})'$ je K -dimenzionalni vektor napak, za katerega velja $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_t') = \Sigma$, $E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_s') = 0$, za $s \neq t$. Matrika kovariance Σ je diagonalna matrika, kar pomeni, da člani vektorja ε_t med seboj niso korelirani. Matrika β_0 ima ničle na glavi diagonale, medtem ko elementi izven te diagonale omogočajo trenutni vpliv ene spremenljivke na drugo iz vektorja x_t .

VECM

64

Model VAR, ki prikaže stohastične spremenljivke kot kointegrirane, ni najbolj primeren model za razlago dolgoročnih kointegracijskih razmerij med spremenljivkami (Lütkepohl in Krätzig 2004; Bakucs, Bojnec in Fertő 2012). V primeru kointegracijske analize je poznan primernejši kointegrirani model VEC, ki ga lahko zapišemo v obliki enačbe (Lütkepohl in Krätzig 2004):

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

kjer je $\Pi = -(I_K - \beta_0 - \dots - \beta_p)$ in $\Gamma_i = -(\beta_{i+1} + \dots + \beta_p)$ za $i = 1, \dots, p-1$.

Vidimo, da je VECM prevzet iz modela VAR z dodajanjem x_{t-1} z obeh strani in s preureditvijo pogojev. Δx_t namreč nima stohastičnih elementov, kajti vse spremenljivke so obravnavane kot $I(1)$. Ko je torej Πx_{t-1} enak $I(0)$, imamo kointegracijsko povezanost med spremenljivkami.

Z VECM lahko testiramo dve ali več časovnih vrst podatkov o cenah, ki predstavljajo stabilno dolgoročno razmerje, in ocenimo potreben čas za vzpostavitev takega razmerja po šokih, ki povzročajo odmik od ravnotežnega položaja. Čeprav analiza cen v gostinstvu ni dovolj za odločitev o obsegu sprememb upoštevanega trga, so podatki o cenah velikokrat edini dostopni in je opisana tehnika s statističnega vidika najbolj pravilna. VECM so pomembno ekonometrično orodje, saj omogočajo oceno ravnotežja ob uporabi časovnih vrst, ki niso stacionarne. Na splošno lahko rečemo, da imajo stacionarne časovne serije aritmetično sredino, h kateri težijo, medtem ko so za nestacionarne časovne serije značilna večja odstopanja. Stacionarne časovne serije imajo končno varianco, kar pomeni, da imajo šoki zgolj prehodne učinke, za avtokorelacijo pa je značilno, da se izniči, ko se širi interval zajemanja podatkov. Ekonometriki so sicer odkrili (Lütkep-

ohl in Krätzig 2004), da je veliko časovnih serij, ki so sicer nestacionarne, a gre za integrirane časovne serije prvega reda. Serija je integrirana prvega reda, če je razlika prvega reda stacionarna. Dve nestacionarni časovni seriji sta kointegrirani, če imata linearno kombinacijo, ki je stacionarna. Namesto, da bi bilo treba ocenjevati statistične modele z upoštevanjem diferenciranih časovnih vrst, rešimo z oceno VECM, kjer lahko direktno ocenimo hitrost prilagoditve cenovnih gibanj v ravnotežni položaj po šoku. Lahko torej uporabimo podatke o ravni cen, ki vsebuje več informacij kot diferencirane časovne vrste (razlike med vrednostmi spremenljivk) (Lütkepohl in Xu 2011).

Preučevani sekundarni podatki

Za izbrane metode smo uporabili mesečne, sezonsko neprilagojene podatke časovnih serij. Ugotavljamo, da je preučevano obdobje od decembra 1999 do septembra 2011 referenčno obdobje za dinamiko cen v Sloveniji, kajti Slovenija je v tem obdobju vstopila v EU, ERM II in je prevzela evro. Za to obdobje so tudi značilne za visoke cene hrane in nafte ter je obdobje finančne in gospodarske krize. Za uvedbo evra smo uporabili slamnate spremenljivke. Spremenljivke so preračunane na indeks s stalno osnovo v januarju 2000 (januar 2000=100). Za uporabo podatkov iz SURS in Eurostat smo se odločili, ker so to edini kvantitativni podatki, ki jih znanstvena in strokovna literatura uporabljata za merjenje inflacije v posameznem sektorju in za raven cen v RS in v državah EU.

Opredelitev spremenljivk

Statistika cen spremlja cene v posameznih fazah proizvodnje oz. prodaje po metodoloških osnovah za spremljanje in obdelavo cen. V slovenski uradni statistiki med drugimi cenami proizvodov in storitev spremljajo tudi cene gostinskih storitev (Gričar 2009). Cene teh storitev so vključene v izračun dveh mesečnih indeksov, in sicer indeksa cen življenjskih potrebščin in indeksa cen gostinskih storitev. Indeksi cen so izračunani po (modificirani) Laspeyresovi formuli; to pomeni, da se primerjajo cene izbranih proizvodov/storitev v tekočem obdobju z njihovimi cenami v baznem obdobju na osnovi cen predmetov in storitev ter njihovih uteži (ponderjev). Uteži predstavljajo relativne deleže izdelkov in storitev v skupni vrednosti vseh opazovanih izdelkov in storitev in tako določajo relativno pomembnost (težo) spremembe cene posameznega izmed njih glede na skupno spremembo cen. Uteži se praviloma spreminjajo najmanj na vsakih pet let oziroma pri ICŽP od leta 2009 vsako leto (Gričar 2009; SURS 2011a).

Indeks cen gostinskih storitev (ICGS) meri spremembe v ravni končnih cen gostinskih storitev z vidika strukture njihove prodaje na domačem trgu. Cena gostinskih storitev je cena, po kateri gostinski subjekti zaračunavajo svoje storitve porabnikom na podlagi jedilnega lista oziroma cenika prenočitev. Cena prenočišča zajema tudi vse druge pripadajoče stroške: prijavo in odjavo ter ogrevanje sob. Ponderiranje temelji na podatkih o vrednostnem prometu hrane, pijač in prenočitev v gostinstvu v Sloveniji (SURs 2011a; Gričar 2009). ICŽP meri spremembe maloprodajnih cen izdelkov in storitev glede na sestavo izdatkov, ki jih domače prebivalstvo namenja za nakupe predmetov končne porabe doma in v tujini (načele nacionalne potrošnje). Košarico za izračun indeksov cen življenjskih potrebščin sestavlja 666 reprezentativnih proizvodov. V košarico so izbrani tisti proizvodi, ki imajo najpomembnejši delež v skupni potrošnji in katerih gibanje cen obenem najbolje odraža gibanje cen sorodnih proizvodov (SURs 2011a).

ICŽP zajema spremembe cen proizvodov in storitev, ki v skladu z 'Anketo o porabi gospodinjstev' (APG) predstavljajo potrošniške navade gospodinjstev v Sloveniji, zato ICŽP zajema skupine cen, na katere vplivajo tako dolgoročni kot kratkoročni dejavniki inflacije. Za razumevanje in napovedi inflacije so ključni dolgoročni dejavniki. Dejavnike inflacije tako lahko razdelimo na kratkoročne in dolgoročne. Kratkoročni dejavniki vplivajo na nekatere skupine cen, kot na primer sezonski, enkratni šoki raznih vrst, in na dolgoročni vpliv na vse proizvode in storitve v enaki meri, kot na primer ukrepi ekonomske politike ECB (Trošt 2009).

ICGS je v statistični analizi kot del ICŽP in ima utež pri izračunu inflacije (SURs 2011a; Gričar 2009). Skupine izdelkov in storitev so tehtane glede na njihov pomen v povprečnem proračunu gospodinjstva. Uteži se redno prilagajajo in so izračunane na podlagi rezultatov anket, ki jih opravi SURs, kjer gospodinjstva odgovarjajo, za kaj trošijo svoj denar. Uteži so nacionalna povprečja, ki kažejo izdatke vseh vrst potrošnikov (bogatih in revnih, mladih in starih) (Gričar 2009; SURs 2011a). Iz skupnega indeksa ICŽP ne moremo opredeliti gibanje ICGS, zato je v izvedeni raziskavi faktor ICGS, analiziran ločeno od ICŽP (Bonham, Gangnes in Zhou 2009). Gričar in Bojnec (2012) prikažeta, da posamezni faktorji povečujejo korelacijsko in/ali funkcijsko povezanost med spremenljivkami, zato jih je potrebno analizirati ločeno od inflacije. Nadalje Johansen (2012) prikaže korelacijsko in funkcijsko odvisnost v času z uporabo regresijske in korelacijske analize med spremenljivkami. Podobno, kot prikazujemo v nadaljevanju raziskave, Johansen (2012) in Juselius (2006) prikažeta, da je za dolgoročni odnos med nestacionarnimi spremenljivkami primeren VAR model in, da

je stopnja inflacije pomembna pri preoblikovanju spremenljivk iz nominalnih vrednosti v realne vrednosti.

Prihodi domačih in tujih turistov v gostinski nastanitveni objekt so opredeljeni s številom oseb, ki prispejo v gostinski nastanitveni objekt in se tam prijavijo. Upoštevajo se vse osebe ne glede na starost (torej tudi otroci). Vsi gostinski obrati se glede na svojo ponudbo razvrščajo v vrste, gostinski obrati, ki gostom nudijo nastanitev, pa se po vrsti in kakovosti ponudbe razvrščajo tudi v kategorije. Gostinski nastanitveni objekti so razporejeni v naslednje vrste gostinskih nastanitvenih objektov: hoteli, moteli, penzionni, prenočišča, gostišča, hotelska in apartmajska naselja, planinski in drugi domovi ter kampi. Gostinsko dejavnost lahko opravljajo kot sobodajalci in kmetje tudi fizične osebe, če izpolnjujejo z zakonom določene pogoje. Poleg podatkov o naštetih gostinskih nastanitvenih objektih, za katere je obvezna kategorizacija, se zbirajo tudi podatki o gostinskih nastanitvenih objektih, ki se ne razvrščajo v kategorije po prej omenjenem zakonu. Taki objekti so planinski domovi, delavski počitniški domovi, otroški in mladinski počitniški domovi, drugi domovi in začasne nastanitvene zmogljivosti (zmogljivosti študentskih domov in internatov, ki so med počitnicami na voljo turistom) (SURS 2011c).

Kljub temu, da storitve v sodobnih gospodarstvih ustvarijo več kot polovico BDP in zaposlujejo velik del aktivnega prebivalstva, so statistično slabo pokrite. To še zlasti velja za statistično spremljanje cen storitev. Spremljanje cen storitev (ICS) je sicer v večini držav EU zajeto v ICŽP, vendar je nepopolno, ker kaže le gibanje cen tistih vrst storitev, ki jih kupujejo gospodinjstva. Tako nekatere storitvene dejavnosti v celoti sploh niso pokrite, nekatere pa so pokrite le deloma. To je v tistem delu, ki je namenjen prodaji storitev za široko potrošnjo. Nadalje kaže gibanje maloprodajnih cen, ne pa »neto« cen oziroma cen proizvajalcev storitev. Zaradi nezadostnih in nepopolnih informacij o dinamiki cen storitev in s tem informacij o dogajanju v celotnem gospodarstvu je postal razvoj statistike cen storitev ne le vse pogostejše izražena potreba, temveč tudi ena izmed prednostnih statističnih zahtev v okviru EU (SURS 2011a; SURS 2011d; Gričar 2009). ICS se spremlja od leta 2006 dalje. Pred letom 2006 so bile storitve zajete v ICŽP. Tako smo indeks ICS oblikovali od leta 2000 do leta 2006 iz podatkov ICŽP, od leta 2006 dalje pa kot indeks ICS.

Skupni indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih (ICIPP) je sestavljen iz dveh podrejenih indeksov, in sicer iz indeksa cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih na domačem trgu (ICIPPD) in iz indeksa cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih na tujem trgu (ICIPPT). Skupni indeks meri dinamiko proizvajalčevih prodajnih cen industrijskih

proizvodov, ki so bili proizvedeni na ozemlju Slovenije, prodani pa na domačem in/ali na tujem trgu. Skupni indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih ter indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih na domačem trgu zajemata področja B (Rudarstvo), C (Predelovalne dejavnosti), D (Oskrba z elektriko, plinom in paro) in E (Oskrba z vodo, ravnanje z odpadki, odpadki in sanacija okolja) (SURS 2011c). S temi podatki prikazujemo, da nafta v ICIPP ni vključena, tako jo smo obravnavali s posebnim indeksom.

Indeks cen nafte (ICN) predstavlja povprečje svetovnih cen sodčka surove nafte (EIA 2016). Podatki bodo od EIA (Vašiček 2011). Ker so te izračunane v ameriških dolarjih (EIA 2016), vključujemo tudi slovenske cene (SURS 2011g). V Sloveniji je nafta zajeta v indeksu cen tekočih goriv (ICTG). Ta ima veliko utež že v ICŽP, zato se odločimo tudi za merjenje cen nafte na svetovnem trgu. Tekoča goriva zajemajo utekočinjen naftni plin, motorni bencin, petrolejsko gorivo ter plinsko in kurilno olje. ICTG smo tudi alternativno analizirali (SURS 2011g).

Poleg spremljanja sprememb posameznih tečajev tujih valut statistika ves čas računa tudi gibanje efektivnega tečaja. Nominalni efektivni tečaj pokaže razmerje med domačo valuto in reprezentativnim vzorcem (košarico) tujih valut. Izračunava in prikazuje se seveda samo v indeksni obliki in v bistvu pomeni povprečje indeksov posameznih tečajev, ki sestavljajo košarico (Vašiček 2011). Pri določitvi košarice valut ECB navaja 20 trgovinskih partneric: Avstralijo, Bolgarijo, Češko, Dansko, Hongkong, Japonsko, Južno Korejo, Kanado, Kitajsko, Latvijo, Litvo, Madžarsko, Norveško, Poljsko, Romunijo, Singapur, Švedsko, Švico, Združene države Amerike in Združeno kraljestvo, s katerimi opravimo glavni del blagovne menjave, in sicer glede na njihovo udeležbo (ECB 2012). Pri določitvi košarice valut smo v raziskavi upoštevali tečaj tolarja na evro za obdobje do prevzema evra v RS. Po 1. januarju 2007 je vrednost indeksa 0 (preglednica 2). V indeksu upoštevamo 12 trgovinskih partneric s katerimi opravimo glavni del blagovne menjave, in sicer glede na njihovo udeležbo, kot jih navajata EUROSTAT (2016) in Vašiček (2011): Avstralijo, Dansko, Hongkong, Japonsko, Južno Korejo, Kanado, Norveško, Singapur, Švedsko, Švico, Združene države Amerike in Združeno kraljestvo. Z narodnogospodarskega stališča in tudi z vidika vodenja politike deviznih tečajev ima ta kazalec večjo reprezentativno moč kot sprememba samo ene valute.

V osnovi lahko davčne prihodke v proračun RS delimo na posredne, neposredne in socialne dajatve ter druge davščine. Uporaba različnih stopenj DDV med različnimi državami vpliva na ceno storitev, cenovno konkurenčnost in tudi tokove turistov med državami. Za gostinski sektor na-

mreč velja visoka stopnja cenovne elastičnosti turističnega povpraševanja, zato DDV lahko pomembno vpliva na končno ceno storitev HoReCa sektorja in na povpraševanje (Gričar in Bojnec 2009).

Stopnja registrirane brezposelnosti (SRB) je odstotni delež registriranih brezposelnih oseb med aktivnim prebivalstvom. Registrirane brezposelne osebe so osebe, stare vsaj 15 let, ki izpolnjujejo splošne zdravstvene pogoje za delo, so prijavitelne na Zavodu RS za zaposlovanje, so pripravljene sprejeti zaposlitev in jo same tudi aktivno iščejo. Poleg tega niso v delovnem razmerju, niso upokojene, niso študenti, dijaki, vajenci ali udeleženci izobraževanja odraslih, mlajši od 26 let, in niso na prestajanju zaporne kazni, daljše od šestih mesecev. Prav tako niso samozaposlene osebe, lastniki ali solastniki gospodarskih družb ali lastniki, zakupniki, najemniki ali drugi uporabniki kmetijskega ali gozdnega zemljišča z dobičkom iz dejavnosti oz. s katastrskim dohodkom, ki je v preteklem letu presegal zakonsko določeno višino (SURS 2011b; SURS 2011h).

Dve slamnati (\gg dummy \ll) spremenljivki smo oblikovali arbitrarno glede na predhodne analize in ju označili z D_1 in D_2 (Pfajfar 2014). Glede na predhodne analize, ki so jih opravili v SURS (2007), UMAR (2007) in Gričar (2009), smo predpostavili, da je začetek dviga inflacije decembra 2006 povzročila uvedba evra, in predpostavljamo, da se je marca 2007 pričelo umirjanje inflacije po uvedbi evra. Empirične analize dodatno prikazujejo (Juselius 2006; Gričar in Bojnec 2012a; Gričar 2012), da z uvedbo evra ni prišlo do premika v ravni cen gostinskih storitev, temveč le za prehodni šok, kar lahko prikažemo kot deterministični člen (... 0,0,1, -1,0,0, ...) (Dolenc 2009). V prvi diferenci avtoregresijske analize ostanki slamnatih spremenljivk, z uporabo statičnega regresijskega modela v katerega so vključeni vsi faktorji, vektor VAR matrike in standardna napaka modela, ustrezajo dinamičnemu modelu slamnatih spremenljivk, z ustreznim odlogom. Ostanke slamnatih spremenljivk v dinamičnem modelu lahko prikažemo kot (... ,0,0,1, -2,1,0,0, ...), oziroma tim. dvojni prehodni šok (Juselius 2015; Lütkepohl in Krätzig 2004).

Na osnovi teh podatkov smo postavili dve slamnati spremenljivki D_1 in D_2 . Slamnato spremenljivko D_1 smo poimenovali spremenljivka ob uvedbi evra, ki nam predstavlja obdobje v času uvedbe evra v RS. Pri tem velja, da je $D_1=1$ za mesece od decembra 2006 do februarja 2007 in $D_1=0$ za mesece od januarja 2000 do vključno novembra 2006 in od marca 2007 dalje. Slamnato spremenljivko D_2 smo poimenovali spremenljivka po uvedbi evra in nam predstavlja obdobje po uvedbi evra v RS. $D_2 = 0$ za mesece od januarja 2000 do vključno februarja 2007 in $D_2 = 1$ za mesece od marca 2007 dalje. Tretje analizirano obdobje nam predstavlja obdobje pred uved-

bo evra (Gričar in Bojnec 2012d).

Mesečno poročilo o izplačanih plačah (IBPG) pri pravnih osebah v Sloveniji v gostinstvu je indeks, ki daje vpogled v višino in gibanje povprečnih mesečnih plač v RS (SURS 2011h). Vključene so zaposlene osebe s pogodbami o zaposlitvi. Upoštevane so vse zaposlene osebe, ne glede na to, ali delajo za določen ali nedoločen čas, poln delovni čas ali od polnega krajši delovni čas.

Indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, ki smo ga poimenovali indeks agroživilskih cen (IAC), meri spremembe maloprodajnih cen hrane in brezalkoholnih pijač (SURS 2011a).

Obdelava sekundarnih podatkov

Podatki so oblikovani že ob pridobivanju in so razvrščeni po vrsti nastanka. Tako so bili podatki s spletnih strani SURS, Eurostat in EIA preneseni iz njihove baze podatkov v Excel datoteke in so bili ločeni glede na izvor oziroma po vrsti nastanka že ob pridobivanju. Določili smo tudi dve slamnati spremenljivki, ki smo ju opredelili s hipotezo 1, in dve sintetični spremenljivki. Sintetični spremenljivki smo izolirali z metodo glavnih komponent.

Za uporabo podatkov iz SURS, Eurostat in EIA smo se odločili, ker so to edini kvantitativni podatki, ki jih znanstvena in strokovna literatura uporabljata za merjenje inflacije v posameznem sektorju in za splošno ravnen cen v državi. Pridobljene podatke smo obdelali s programsko opremo Excel, s programom za statistično obdelavo številčnih podatkov (SPSS)³ in s programoma za analizo podatkov časovnih serij EViews in JMulti (Lütkepohl in Krätzig 2004). Sprejemljiva stopnja tveganja je manjša ali enaka 5 %.

V statistiki pogosto vpeljujemo števila, ki določeno lastnost podajajo numerično. Tako lahko ta števila podajajo sredino frekvenčne porazdelitve, njeno razpršenost ali pa lego neke enote v frekvenčni porazdelitvi. Pridobljene rezultate smo primerno uredili za komentiranje. Uporabljeni parametri za izračun spremenljivk za raziskavo so tako bili:

- mesečni indeks, ki kaže spremembe cen v tekočem mesecu glede na pretekli mesec:

$$I = (Y_1/Y_0) \cdot 100 \quad ; \quad I_{FEB06/JAN06} = I_{FEB06/.05} / I_{JAN06/.05} \cdot 1;$$

3 Statistical Package for the Social Sciences (SPSS)

- verižni indeks, za katerega velja, da je izračunan iz zaporednih časovnih obdobj:

$$VI_t = (I_t/I_{t-1}) \cdot 100;$$

- bazni indeks, ki je izveden iz verižnih indeksov v indeks s stalno bazo:

$$I_{t+1} = (I_t \cdot VI_{t+1})/100.$$

Zasnova raziskave

S kointegracijsko analizo, ki je postala standarden element modeliranja modelov časovnih vrst, smo postavili model, ki smo ga predvideli z ekonomsko teorijo in s postavljenimi hipotezami. Uporaba orodij kointegracijske analize je izziv, saj so lahko razmerja v pridobljenih rezultatih ekonomsko nesmiselna. Zato smo pred kointegracijsko analizo izvedli test metode glavnih komponent in multivariatne regresijske analize. Pridobljene rezultate smo na koncu ekonomsko smiselno interpretirali.

Oprelitev raziskovalnega problema

Raziskovalni problem temelji na ugotavljanju dinamike cen v turizmu v povezanosti z različnimi dejavniki gibanja cen v turizmu. Cene so enostavno razmerje, po katerem se denar zamenja za blago ali storitev (dobrino). Če ima dobrina ceno P , to pomeni, da je treba P enot denarja zamenjati za eno enoto dobrine. Vsaka enota proizvoda Q ima ceno P tekočega razdobja. Porter (1990) loči dve vrsti konkurenčnih prednosti: stroškovno, torej sposobnost podjetja, da proizvede in prodaja ceneje in učinkoviteje kot konkurenca, in tisto, ki temelji na diferenciaciji izdelkov, torej sposobnost podjetja ponuditi izdelke boljše kakovosti, posebnih lastnosti, posebne prodajne storitve. Skratka – podjetje mora biti sposobno ponuditi izdelke, za katere so porabniki pripravljeni seči globlje v žep, proizvajati pa jih mora po enakih stroških kot konkurenca (Svetličič 1996).

Vpliv na cene v turizmu smo analizirali z že opisanimi spremenljivkami. Pri razumevanju raziskovanja cen v turizmu je treba pozornost nameniti razvoju in naravi dejavnosti, ki je v sektorju terciarnega gospodarstva

namenjena vsem skupinam potrošnikov. V naši raziskavi smo se odločili za ekonometrično tehniko analize časovnih vrst: analizo dinamike cen v turizmu zato na tem mestu podajamo, da je ekonometrija orodje za analizo, v katero vstopajo ekonomija, matematika in statistika (Gujarati 2003).

Gostinske storitve so pri svojem upravljanju specifične. Ker storitve ni mogoče vnaprej pridelati in jih uskladiščiti, je sinhronizacija med ponudbo in povpraševanjem pogosto težka (Verhoeven, Rompay in Pruyn 2009). Medtem ko so se turistične zmogljivosti v Sloveniji povečale, sta se število turistov in število prenočitev v Sloveniji spreminjali glede na posamezno leto (Gričar in Bojnec 2016). Hoteli so najpomembnejša posamezna vrsta turističnih nastanitvenih objektov. V letu 2010 je bilo 3,2 milijona prihodov turistov in 117.300 delovnih mest v turizmu. Tuji turisti so bili pomembnejši od domačih turistov med prihodi turistov in med prenočitvami. Med prihodi turistov in njihovimi prenočitvami so po državah izvora na prvih štirih mestih turisti iz Italije, Avstrije, Nemčije in Hrvaške (Gričar et al. 2016).

Po razvoju turizma v smislu turistične ponudbe in turističnega povpraševanja so najpomembnejši: gorski kraji, obmorski kraji in zdravilišča (SURS 2011c). Medtem ko je povprečna doba bivanja turistov v Sloveniji tri nočitve, so v zdraviliških krajih štiri nočitve in v obmorskih krajih 3,6 nočitev. Zdravilišča so tako imela najvišjo stopnjo izkoriščenosti turističnih zmogljivosti z manj sezonskih nihanj, ki so bolj pogosta na gorskih in obmorskih turističnih krajih (Gričar et al. 2013). Za mednarodno konkurenčnost gostinstva in njegovo internacionalizacijo, kot to velja za Slovenijo, ima gibanje cen v turizmu sčasoma pomemben vpliv na povpraševanje v turizmu v strukturi ponudbe slovenske turistične industrije, na mednarodno konkurenčnost in transparentnost cen. Zato je v središču raziskave analiza dinamike cen v turizmu v Sloveniji.

Cilji raziskave

Pregledali smo relevantno domačo in tujo literaturo ter sistematično in celovito analizirali teoretična izhodišča gostinstva in turizma, inflacije, uvedbe evra, finančne in gospodarske krize, cen industrijskih proizvodov, cen storitev, tečaja evra in davkov.

Pregledali in kritično smo ovrednotili raziskave na analizi časovnih vrst, predvsem na področju gostinstva. Pregledali smo najnovejšo literaturo, ki obravnava metode, ki smo jih uporabili v naši raziskavi; te so: metoda glavnih komponent, regresijska analiza, kointegracijska analiza in analiza VAR.

Predstavili smo preučevane dejavnike, ki so: cene v gostinstvu, splošna raven cen v RS, splošna raven cen v območju evra, cene gostinskih storitev v območju evra, plače v gostinstvu, cene hrane in brezalkoholnih pijač, cene industrijskih proizvodov, cene storitev, uvedba evra, prihodi domačih in tujih turistov (povpraševanje) in nominalni efektivni devizni tečaj.

Cilji empiričnega dela raziskave so razdeljeni na tiste, ki jih smo dosegli v sklopu kvantitativne raziskave in s tem preverjali tudi raziskovalne hipoteze z empiričnimi ugotovitvami. Cilje navajamo v nadaljevanju.

Z opisno statistiko (najnižja in najvišja vrednost indeksa, aritmetična sredina, koeficient variacije) smo analizirali podatke preučevanih spremenljivk: cene v gostinstvu in splošno raven cen v RS, splošno raven cen v območju evra, cene gostinskih storitev v območju evra, plače v gostinstvu, cene hrane in brezalkoholnih pijač, cene industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, cene storitev, DDV, ceno nafte, uvedbo evra v Sloveniji, prihode domačih in tujih turistov – povpraševanje in nominalni efektivni devizni tečaj. Empirično ugotavljamo povezanost med cenami v gostinstvu kot odvisno spremenljivko in več neodvisnimi spremenljivkami, vključno s spremenljivkami, ki smo jih dobili iz metode glavnih komponent s pomočjo regresijske analize. Z metodami, značilnimi za analizo časovnih vrst, smo proučili dinamiko časovne vrste.

Empirično smo ugotovili, da so spremenljivke med seboj kointegrirane, kar pomeni, da med njimi obstaja dolgoročna linearna povezanost. Poleg ranga kointegracijskega prostora smo testirali tudi možnost, da se spremenljivke lahko izključujejo iz dolgoročne kointegracijske povezanosti, slabe zunanosti spremenljivk in možnost, da so vsi parametri α , ki so vezani za določeno spremenljivko, nič, kar nakazuje, da ta spremenljivka pripada kointegracijskemu prostoru. Ko smo identificirali kointegracijske vektorje in njihove matrike, smo testirali stacionarnost dolgoročnih parametrov modela z omejitvami.

Z modelom VEC smo postavili enostaven linearni sistem, ki označuje verjetnostne porazdelitve spremenljivk. Za testiranje hipotez z več enačbami smo uporabili metodo največjega verjetja. Metodo največjega verjetja sta razvila Johansen (1996) in Juselius (2006). Če so lastne vrednosti modulov skupne matrike manjše od 1, bo linearni sistem diferenciranih enačb nespremenljiv (stabilen). Kakovost modela VEC smo testirali s pomočjo porazdelitev standardiziranih ostankov z analizo ostankov avtokorelacije.

Cilji raziskave sledijo temeljni tezi in hipotezam monografije. Z namenom testiranja temeljne teze raziskave smo razvili štiri hipoteze, ki so testirane v raziskavi. Temeljna teza raziskave se nanaša na povezanost cen v gostinstvu z različnimi dejavniki gibanja cen v gostinstvu in s splošno rav-

njo cen v Sloveniji in v območju evra. Omenjena povezava bo analizirana v kontekstu zbranih podatkov časovnih vrst iz SURS, Eurostat in EIA.

Hipotezo 1 lahko povežemo s trditvijo iz literature, da v Sloveniji zastaja predvsem raven cen v nemenjalnih dejavnostih, medtem ko so cene menjalnih dejavnosti primerljive s cenami v EU in v evro območju. Primerjava ravni cen posameznih skupin blaga in storitev pokaže, da je raven cen v Sloveniji zelo podobna povprečju cen blaga v evro območju, medtem ko so odstopanja pri storitvah precej večja. Zato so tudi razlike v relativni strukturi cen v Sloveniji večje od povprečja evro območja. To pomeni, da lahko v prihodnje ob realni konvergenci gospodarstva k povprečju enotnega valutnega območja pričakujemo hitrejšo rast cen nemenjalnega dela gospodarstva. Ker se bodo cene menjalnega dela gospodarstva, ki že dosega jo skoraj enako raven kot cene v drugih državah evro območja, ustavile, bo skupna rast cen zaradi hitrejši rasti cen nemenjalnega sektorja hitrejša od povprečja evro območja (Juselius 2006). Inflacija, merjena z indeksom cen življenjskih potrebščin je zelo pomembna spremenljivka v majhnih odprtih gospodarstvih, ki so izpostavljena uvozu (Vašiček 2011). Tuja konkurenca preprečuje povišanje cen v menjalnem sektorju, ker pa ni nujno, da tudi v nemenjalnem sektorju (Vašiček 2011; Juselius 2002; Juselius 2015). V ta namen smo vpeljali spremenljivko indeks cen gostinskih storitev evro območja. Produktivnost v menjalnem sektorju kaže, da je produktivnost višja v bogatejših, zahodnih državah in nižja v revnejših državah, medtem, ko je produktivnost v nemenjalnem sektorju bolj podobna (Juselius 2009). Plače v storitvenem sektorju rastejo hitreje kot produktivnost, prikazane kot B-S učinek (Mihaljek in Klau 2004), kar bi se lahko odrazilo na konkurenčnosti gostinstva. Konvergenca cen se na splošno razume kot konvergenca inflacije (Juselius 2002; Juselius 2015). Spremenljivki inflacije sta v hipotezi 1 vpeljani arbitrarno. Johansen in Juselius (1990) ugotovita eno kointegracijsko povezanost med vrednostjo denarja M_3 , realnim dohodkom in dvema obrestnima merama. Juselius (1994) predstavi napako tega empiričnega modela z eno koitegracijsko povezo. Vključitev inflacije v empirični model, kot dodatne spremenljivke, popravi empirični model in ima sedaj na dolgi rok tri kointegracijske povezave.

Slovenija je prevzela evro in se pridružila dvanajstim članicam (2007), ki so evro že uporabljale od leta 2002. Po uvedbi evra so se v Sloveniji širile trditve, da so se cene v gostinstvu nadpovprečno dvignile in da je eden od glavnih krivcev za dvig cen v gostinstvu evro (Bojnec in Gričar 2009; Gričar in Bojnec 2013). Strastni pivci kave znajo povedati, da so pred uvedbo evra bile številne restavracije, kjer je bila cena kave nižja kot en evro, kar je po uvedbi evra le še redko (Gričar in Bojnec 2010b). Iz tega bi izhajalo, da

je z uvedbo evra prišlo do povišanja cene kave v restavracijah. Podjetja so pričakovano povečanje cen skoncentrirala v obdobje po prevzemu nove valute. Uvedba evra naj bi dvignila cene v gostinstvu tudi zaradi zaokroževanja cen navzgor (Gaioti in Lippi 2005; Bojnec in Gričar 2010).

Proučevanje davkov in drugih dajatev, povezanih z gostinstvom in turizmom, pridobiva vse večji pomen (Nemec Rudež in Bojnec 2007). Medtem ko je bil mednarodni turizem v 60-ih letih prejšnjega stoletja pretežno neobdavčen, WTO ugotavlja, da naraščajo tako število davkov in drugih dajatev, povezanih s turizmom, kot tudi njihove stopnje. Za HoReCa sektor velja visoka stopnja cenovne elastičnosti turističnega povpraševanja, zato DDV lahko pomembno vpliva na končno ceno storitev HoReCa sektorja in na povpraševanje. Večina držav, ki ima uveden DDV, uporablja različne stopnje DDV (Gričar in Bojnec 2009).

Hipotezo 2 povežemo s trditvijo iz literature, da je količina izdelka, ki ga ljudje kupijo, odvisna od njegove cene. Višja kot je cena izdelka pri nespremenjenih ostalih dejavnikih, manj enot so kupci pripravljene kupiti. Nižja kot je tržna cena, več bodo kupili. Med tržno ceno dobrine in količino povpraševanja po tem izdelku obstaja določeno razmerje pri nespremenjenih ostalih elementih. To razmerje med ceno in kupljeno količino opisuje krivulja povpraševanja, ki kaže razmerje med ceno in količino povpraševanja (Samuelson in Nordhaus 2002). Finančna in gospodarska kriza od tretjega četrtletja leta 2008 do leta 2012 je povzročila zmanjšanje povpraševanja (Gričar in Bojnec 2012c). Za dejavnost turizma vsekakor ni nepomembno, kakšni so ukrepi ekonomske politike v državah, od koder izhaja najvišje povpraševanje po slovenskem turizmu, niti kakšni so bodoči ukrepi nosilcev slovenske ekonomske politike.

Po prevzemu evra je Slovenija postala del enotnega valutnega območja evra. Realni devizni tečaj je v središču diskusij o mednarodni ekonomski politiki, ker vpliva na konkurenčnost države in imajo spremembe tečaja lahko pomembne ekonomske posledice. Ko je domača valuta podcenjena, so dejavnosti, ki so neposredno povezane s svetovnim trgom, spodbujene, da se (preveč) razširijo. Če pride kasneje do precenjenosti valute, se lahko stanje odraža v odpuščanju delavcev in stečajih v izvoznih in tistih dejavnostih, ki pomenijo neposredno konkurenco uvozu (Gričar 2009). Realni devizni tečaj meri odstopanja od paritete kupne moči glede na neko začetno točko, kjer naj bi pariteta vsaj približno veljala. Uporablja se tudi za merjenje konkurenčnosti držav. Nominalni efektivni devizni tečaj evra izračunava ECB (ECB 2012). Če se indeks nominalnega efektivnega deviznega tečaja dvigne, pomeni, da v povprečju potrebujemo več tuje valute za en evro. Torej gre za apreciacijo evra. S tem postane v povprečju blago draž-

je za tiste, ki želijo zamenjati tujo valuto za evro. Nasprotno pa velja, če ta indeks pada, je za en evro potrebne manj tuje valute. Evro postane cenejši. Torej pride do deprecijacije evra (Gričar in Bojnec 2009).

Hipotezo 3 lahko povežemo s trditvijo iz literature, ki govori o stroških. Pri stroškovni inflaciji predpostavljamo, da je prišlo do negativnega ponudbenega šoka (zvišanje cen hrane in nafte na svetovnem trgu, zvišanje cen industrijskih proizvodov in storitev ali pa zvišanje plač, ki je bilo doseženo na primer s stavko) (Gričar in Bojnec 2009).

Vstop Slovenije v EU se je odrazil na konkurenčnosti med prodajalci živil. Pod povečanimi konkurenčnimi pogoji so bili dani pogoji za začetno nižanje cen hrane in brezalkoholnih pijač (agroživilskih cen) (Bojnec 2009). Začetno stanje na trgu, ki je bilo med novimi članicami v EU različno (Bojnec in Günter 2005), in vedno večja konkurenčnost na trgu živil je s pojavom nizkocenovnih agroživilskih dobaviteljev vodila do spremembe cen živil pri trgovcih. Domači proizvajalci in prodajalci hrane so bili prisiljeni nižati cene živil in trgovskih marž, kar je prispevalo k večji blaginji porabnikov pri nakupu enake količine živil (Gričar in Bojnec 2012d).

Zaradi deficitarnih poklicev, kot sta kuhar in natakar, ter izgube ravnotežja med njuno ponudbo in povpraševanjem prihaja do hitreše realne rasti bruto plač v panogi, ki predstavljajo strošek dela podjetjem v gostinstvu. Plače se dvigujejo v nemenjalnem sektorju, ker dohiteva menjalnega. Značilno za gostinsko dejavnost je dejstvo, da potreba po številu usposobljenih delavcev venomer niha v odvisnosti od povpraševanja po gostinstvo-turističnih storitvah. Največ dela se pojavlja ob t. i. konicah, so pa tudi obdobja v dnevu ali tednu, ko je gostov malo ali jih ni, in takrat bi potrebovali zelo malo delavcev. Zaradi tega bi podjetje potrebovalo minimalno število stalno zaposlenih delavcev in več takih, ki bi jih zaposlili le takrat, ko bi jih potrebovali (Šuligoj 2006).

Hipotezo 4 povezujemo s predhodnimi empiričnimi analizami. V domači in tuji literaturi nismo zasledili preučevanja gibanja cen v gostinstvu z metodami in spremenljivkami, značilnimi za analizo časovnih vrst, zato se odločimo za naslov in temo monografije »Aplikacija metodologije časovnih serij na primeru turističnih cen«. Doslej so številni avtorji, med njimi tudi Alfier (1994), Avelini Holjevac (2002), Blažević (2007), Detela (1986), Planina (1991), Štambuk (1975), Tribe (1996), Nemeč Rudež in Bojnec (2007), Grčar in Bojnec (2013) preučevali ekonomsko teorijo gostinstva. Pri pregledu izvedenih raziskav zasledimo raziskave, ki poskušajo meriti povezanost cen v gostinstvu z delovno silo v gostinstvu (Šuligoj 2006), z (uvedbo) evra (Gričar in Bojnec 2009; Nemeč Rudež in Bojnec 2008; Meller in Nautz 2009; SURS 2007; UMAR 2007), s cenami inputov (Fabiani

et al. 2005; Salman 2011; Yang et al. 2009), z recesijo (Woodworth 2009) in z oblikovanjem cen v gostinstvu in turizmu (Brännäs in Nordström 2001; Gil-Pareja, Llorca-Vivero in Martinez-Serrano 2007). Nekateri avtorji pa v novejšem času povezujejo ekonomsko teorijo gostinstva z empiričnimi spoznanji. Med njimi so Nemeč Rudež in Bojnec (2008), Gričar in Bojnec (2009), Yang et al. (2009), Fabiani et al. (2005), Perez-Rodriguez in Acosta-Gonzales (2006), Chu (2009), Lim in McAller (2002), Assaf in Knežević Cvelbar (2010). Manj raziskav (Cranage 2003; Banker, Potter in Srivinasan 2000; Bonham et al. 1992; Gabriel Brida et al. 2010; Young et al. 2010; Bojnec in Günter 2005) je moč zaslediti na poglobljenem raziskovanju ekonomske teorije gostinstva, cen in nominalnega efektivnega tečaja z analizo časovnih vrst.

Empirična analiza kvantitativne raziskave

Za namene potrjevanja hipotez raziskave je izvedena analiza pridobljenih podatkov z ustreznimi statističnimi in ekonometrijskimi metodami. Uporabili smo opisno statistiko, regresijsko analizo in kointegracijsko analizo. Prve štiri smo izračunali s programom SPSS, slednjo pa s programom EViews in JMulti (Lütkepohl in Krätzig 2004). Najprej prikazujemo porazdelitve indeksov, da se seznanimo z značilnostmi podatkov. Ob tem smo preverili, ali so porazdelitve indeksov glede na višino podobne normalni porazdelitvi.

Statistična porazdelitev spremenljivk

Z zbranimi podatki, ki so predstavljeni v prilogi 1, in z že predstavljenimi metodami v nadaljevanju predstavljamo osrednji del raziskave s komentarji; najprej z opisno statistiko.

Preglednica 1: Statistična porazdelitev časovnih serij.

spremenljivka	max	min	AS	ME	s
ICGS	102,2	87,5	100,4	100,4	1,3109
ICŽP	101,6	99,1	100,3	100,4	0,5421
ICžPEA	101,2	99,0	100,2	100,2	0,3935
ICGSEA	101,4	98,6	100,2	100,3	0,5988
IAC	103,3	97,7	100,3	100,2	1,0023
IBPG	135,2	62,9	100,8	100,7	7,7525
turisti	141,9	57,4	103,1	108,8	21,5000
ICIPP	101,3	99,1	100,2	100,2	0,3445
ICS	102,1	96,3	100,4	100,5	0,8210
ICN	122,6	71,8	101,3	102,1	8,9280
NEDT	90,0	80,7	82,4	81,0	2,6606
IDDV	105,6	100,0	100,0	100,0	0,5158
ICTG	110,9	83,5	100,8	101,4	5,0355

Opombe: max – najvišja vrednost spremenljivke, min – najnižja vrednost spremenljivke, AS – aritmetična sredina spremenljivke, ME – mediana spremenljivke, s – standardni odklon spremenljivke; ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICžPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, IDDV – indeks davka na dodano vrednost, ICTG – indeks cen tekočih goriv; N = 129.

Iz Preglednice 1, v katero smo vključili podatke tekočih cen, lahko razberemo gibanje indeksov. Turisti so se v preučevanem obdobju gibali od minimalnih 57,4 % do maksimalnih 141,9 % v tekočem mesecu glede na pretekli mesec. Podatki o prihodih domačih in tujih turistov so močno razpršeni okoli aritmetične sredine. To nam prikazuje visok standardni odklon (21,5) in mediana, ki je 108,8 %. Aritmetična sredina, ki nam pokaže povprečje, pa je 103,1 %. Plače so se gibale od 62,9 % do 135,2 %, cena nafte od 71,8 % do 122,6 % in cena tekočih goriv od 83,5 % do 110,9 % v tekočem mesecu glede na pretekli mesec v preučevanem obdobju. Podobno kot turisti so tudi plače, cena nafte in cena tekočih goriv imeli visok standardni odklon, mediano in aritmetično sredino. Omenjeni indeksi nam kažejo na relativno nestabilne cene nafte in tekočih goriv v preučevanem obdobju. Največji standardni odklon imata še indeksa cen gostinskih storitev in cen hrane in brezalkoholnih pijač, medtem ko so ostali indeksi raz-

pršeni okoli svojega povprečja. To nakazuje na umirjeno gibanje cen življenjskih potrebščin tako v Sloveniji kot v evro območju, v slednjem tudi cen gostinskih storitev. Indeksa cen storitev in industrijskih proizvodov pri proizvajalcih sta se prav tako gibala umirjeno, saj je njun standardni odklon 0,821 za storitve oziroma 0,3445 za proizvode. Velike spremembe indeksov tudi nista imeli preučevani fiskalni spremenljivki nominalni efektivni devizni tečaj in DDV.

Iz Preglednice 2, v katero smo vključili podatke stalnih vrednosti, kjer je bazno leto januar 2000 (januar 2000 = 100), lahko razberemo rast indeksov časovnih serij. Prihodi domačih in tujih turistov imajo septembra leta 2010 indeks rasti 243,9 glede na bazno leto 2000, januar. Bruto plače v gostinstvu so se v istem obdobju dvignile za 90,2 %, medtem ko se je DDV dvignil za 5,6 % glede na leto 2000. Dvig DDV je bil enkraten, in sicer leta 2002. Nominalni efektivni devizni tečaj se je po vstopu Slovenije v EMR II pričel umirjati in je po prevzemu evra tudi stabilen, kar razberemo iz Preglednice 2.

Preglednica 2: Vrednost indeksa časovna serije, januar 2000 = 100.

leto, mesec	turisti	IBPG	NEDT	IDDV
2000, 01	100,0	100,0	100,00000	100,0
2010, 09	243,9	190,2	0,00008	105,6

Opombe: turisti – prihodi domačih in tujih turistov, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, IDDV – indeks davka na dodano vrednost; N = 129.

Iz Preglednice 3, v katero smo prav tako vključili podatke stalnih vrednosti, kjer je bazno leto januar 2000 (januar 2000 = 100), lahko razberemo rast indeksov časovnih serij. Indeks cen gostinskih storitev v evro območju je rasel počasneje kot indeks cen gostinskih storitev v Sloveniji. Slednji je imel rast 62,8 %, v evro območju pa je imel rast le 34,5 %. V evro območju je indeks dosegel najvišjo vrednost avgusta 2010. Tudi v Sloveniji je indeks cen gostinskih storitev najvišjo vrednost dosegel avgusta 2010, in sicer 186,1. Podobno kot pri cenah gostinskih storitev velja pri indeksu cen življenjskih potrebščin, da se je indeks v Sloveniji dvignil za 29 % bolj kot v evro območju.

Indeks agroživilskih cen se je v preučevanem obdobju dvignil na 153,0. Najvišjo vrednost je imel julija 2010. V preučevanem obdobju so se najbolj dvignile cene nafte, cene storitev in cene tekočih goriv. Najvišjo vrednost je indeks cen nafte imel junija 2008, indeks cen storitev avgusta 2010 in indeks cen tekočih goriv julija 2008.

Preglednica 3: Vrednost indeksa časovne serije, januar 2000 = 100.

leto, mesec	ICGSEA	ICGS	IAC	ICŽP	ICŽPEA	ICIPP	ICS	ICN	ICTG
2000, 01	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
2010, 09	134,5	162,8	153,0	157,8	128,8	137,9	174,5	276,0	247,9

Opombe: ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, ICGS – indeks cen v gostinstvu, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, ICTG – indeks cen tekočih goriv; N=129.

Povečanje cen tekočih goriv vpliva na slovensko gospodarstvo prek substitucijskega in dohodkovnega učinka (Gričar in Bojnec 2011). Substitucijske učinke poveča povpraševanje po ostalih energetskih dobrinah in vpliva na rast gospodarske dejavnosti, zaposlenosti, plač, uvoza in cen. Dohodkovni učinek pa vpliva na manjši dohodek in krčenje gospodarske dejavnosti, zaposlenosti, plač in uvoza. Dvig cen tekočih goriv vpliva na inflacijo zaradi povečanih stroškov in zaradi spremenjene strukture porabe. Posledica je upad konkurenčnosti ter nižji izvoz.

Metoda glavnih komponent in faktorska analiza

Namen tega poglavja je predvsem pridobiti nove (sintetične) spremenljivke za regresijsko analizo (Pfajfar 2014). Ekonomska teorija omogoča izpeljavo jasnih domnev o smeri povezanosti med spremenljivkami, zato je za analizo najbolj običajna regresijska analiza in kointegracija.

V naši raziskavi smo z metodo glavnih komponent poiskali dve najpomembnejši komponenti. V faktorski analizi smo z metodama ocenjevanja faktorskega modela najmanjših kvadratov in slike poiskali dva faktorja, s katerima smo pojasnili variabilnost spremenljivk. Metoda glavnih komponent omogoča povzeti podatke s čim manjšo izgubo informacij, tako da zmanjša razsežnost podatkov. Metoda najmanjših kvadratov minimizira razlike med dejansko in ocenjeno korelacijsko matriko, pri čemer ne upošteva diagonal matrike. Pri metodi slike so komunalitete definirane kot multipli determinacijski koeficienti spremenljivke z ostalimi spremenljivkami, zato tu ni interakcij. Cilj vseh treh metod je ugotoviti, ali so zveze med opazovanimi spremenljivkami (kovariance ali korelacije) pojasnjene z manjšim številom posredno opazovanih spremenljivk ali faktorjev.

V raziskavi smo preverjali stacionarnost spremenljivk. Cene so običajno nestacionarne makroekonomske spremenljivke, zato smo metodo glavnih komponent ponovili tudi s stacionarnimi spremenljivkami. Metoda glavnih komponent »2« nam prikaže štiri glavne komponente. Rezultate ponovljene metode glavnih komponent, v katero smo vključili stacionarne

spremenljivke, smo primerjali z rezultati kointegracijske analize in VECM. V nadaljevanju podajamo ocene za našo raziskavo.

Na podlagi Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) kazalca (vrednost 0,781), ki je večji od 0,5, ocenjujemo, da so podatki povsem primerni za faktorsko analizo. KMO mera ustreznosti meri povezanost med spremenljivkami (oziroma je mera homogenosti spremenljivk). Zavzame lahko vrednosti med 0 in 1. Zaželeno je čim višja vrednost. Na podlagi grafikona lastnih vrednosti ugotovimo, da je smiselno model oceniti z dvema faktorjema (krivulja se močnejše prelomi). Ob pogledu na deleže pojasnjene variance s skupnima dejavnikoma je mogoče ugotoviti, da s prvim faktorjem lahko pojasnimo kar 75,631 % variabilnosti analiziranih spremenljivk. Rezultati analize kažejo, da obstajata dva dejavnika – faktorja, s katerima pojasnimo kar 85,607 % celotne variabilnosti spremenljivk. Drugi faktor pojasnjuje delež variabilnosti spremenljivk v manjši meri.

Interpretacija rezultatov analize metode glavnih komponent in faktorske analize

Na podlagi ocen komunalitet z metodo najmanjših kvadratov 4 je bilo mogoče ugotoviti najvišje deleže pojasnjene variance s skupnima faktorjema pri indeksih IAC, ICŽP, ICŽPEA, ICGSEA, ICIPP in ICS.

Na podlagi ocen komunalitet z metodo slike je bilo mogoče ugotoviti najvišje deleže pojasnjene variance s skupnima faktorjema pri indeksih ICŽP (99,8 % variabilnosti indeksa), ICŽPEA, ICGSEA, ICIPP, ICS, IAC in NEDT.

Z dvema skupnima komponentama pri metodi glavnih komponent lahko pojasnimo kar 85,607 % celotne variabilnosti spremenljivk. Prva komponenta pojasnjuje 75,631 % variabilnosti analiziranih spremenljivk, druga pa 9,976 % variabilnosti. Vrednost pojasnjene variance za posamezen faktor se je po rotaciji spremenila, četudi je vrednost celotne pojasnjene variance ostala enaka (Gorsuch 1974).

Z dvema skupnima faktorjema pri metodi najmanjših kvadratov lahko pojasnimo 82,789 % celotne variabilnosti analiziranih spremenljivk, kar smo razbrali iz Preglednice 3.2 v prilogi 3. Drugi faktor pojasnjuje manjši delež variance. Delež pojasnjene variabilnosti drugega faktorja je 7,994 % in prvega 74,796 %.

Z dvema skupnima faktorjema pri metodi slike lahko pojasnimo 81,558 % celotne variabilnosti analiziranih spremenljivk, kar smo razbrali iz Preglednice 3.4 v prilogi 3. Drugi faktor pojasnjuje manjši delež variance. Delež pojasnjene variabilnosti drugega faktorja je 7,773 % in prvega 73,785 %.

1 Izračuni faktorske analize in metode glavnih komponent so na voljo pri avtorjih na poziv.

Pri vseh treh metodah se je ob prvotni ekstrakciji izkazalo, da se spremenljivki D₁ in D₂ ne vključujeta v model, saj sta njuni ekstrakciji nizki in imata nizke deleže pojasnjene variance s skupnima faktorjema. Vrednost KMO kazalca je bila z vključenima slamnatima spremenljivkama le nekoliko višja kot pri analizi brez slamnatih spremenljivk (0,798).

Ocene faktorskih uteži so z metodo glavnih komponent brez rotacije in s poševno rotacijo faktorjev bolj ali manj enake, na podlagi česar lahko sklepamo na stabilnost spremenljivk. Do sprememb je prišlo le pri pravokotni rotaciji faktorjev, iz česar bi lahko sklepal, da pravokotna rotacija faktorjev ni potrebna, saj povzroči vsiljeno strukturo. Glede na to, da so uteži na prvi komponenti visoke skoraj pri vseh spremenljivkah, lahko zaključimo in označimo prvo komponento kot splošno komponento. Poimenovali jo bomo *splošna raven cen*. Druga komponenta je bipolarna, saj kaže hkrati močno pozitivno utež na spremenljivki turisti in NEDT ter negativno utež na spremenljivki IDDV. Poimenovali jo bomo *povpraševanje po storitvah v gostinstvu*.

Ocene faktorskih uteži so z metodo najmanjših kvadratov in z metodo slike ne glede na uporabljeno rotacijo bolj ali manj enake, na podlagi česar lahko sklepamo na stabilnost spremenljivk. Glede na to, da so uteži na prvi komponenti visoke skoraj pri vseh spremenljivkah, enako kot pri metodi glavnih komponent, lahko zaključimo in označimo prvi faktor kot splošni faktor. Poimenovali ga bomo *splošna raven cen*. Drugi faktor je bipolaren, saj kaže hkrati močno pozitivno utež na spremenljivki NEDT ter negativno utež na spremenljivki IDDV. Poimenovali ga bomo *ekspanzivni monetarni in restriktivni fiskalni dejavnik*.

Glede na število spremenljivk oziroma glede na grafikon lastnih vrednosti smo predpostavili faktorski model z dvema skupnima faktorjema, s katerima lahko pojasnimo več kot 50 % variabilnosti v analizo vključenih spremenljivk. Za oceno komunalitet smo uporabili vse metode ocenjevanja faktorske analize in metodo glavnih komponent. S pomočjo metode glavnih osi, metode največjega verjetja in s posplošeno metodo najmanjših kvadratov ne pridemo niti do ocen faktorskih uteži niti do ocen komunalitet. Ocene uteži smo skušali oceniti s poševno in pravokotno rotacijo faktorjev. Ocene uteži ob uporabljeni rotaciji faktorjev se niso bistveno razlikovale od ocen uteži brez uporabljene rotacije pri metodi najmanjših kvadratov in metodi slike. Do sprememb je prišlo pri drugem skupnem faktorju z metodo glavnih komponent. Pri metodi glavnih komponent je po rotaciji faktorjev drugi skupni faktor dobil uteži tudi na ostalih spremenljivkah. Na prvem skupnem faktorju so najvišje uteži pri vseh spremenljivkah cen, na drugem skupnem faktorju pa pri spremenljivkah IDDV in NEDT pri vseh

treh metodah in pri spremenljivki turisti pri metodi glavnih komponent.

Zaključimo lahko, da označimo prvo komponento kot splošno komponento. Poimenovali jo bomo *splošna raven cen*. Druga komponenta je bipolarna, saj kaže hkrati močno pozitivno utež za spremenljivkah NEDT in turisti ter negativno utež na spremenljivki IDDV. Poimenovali smo jo *povpraševanje po storitvah v gostinstvu* v metodi glavnih komponent, na osnovi katere bomo oblikovali tudi novi sintetični spremenljivki.

Drugo komponento lahko povežemo s trditvijo iz literature, da je za turizem kot storitveno dejavnost, ki je vpeta v mednarodne pretoke turistov in storitev, pomembna uporaba različnih valut in povezanih deviznih tečajev med valutami (Marques Torres 1998). Ko govorimo o restriktivnosti, je vedno tako, da bi bila fiskalna politika lahko še restriktivnejša. UMAR (2010) ocenjuje, da je fiskalna politika delovala v preteklih letih proticiklično, da bi lahko uravnotežila pritisk ekspanzivne monetarne politike, ki jo izvaja ECB (UMAR 2010). Leta 1999 se je pridružil še fiskalni dejavnik kot posledica DDV in leta 2001 zvišanje stopnje DDV ter visok cikel agregatnega povpraševanja. S pomočjo linearnega trenda iz analize časovnih vrst ugotavljamo, da se cene v gostinstvu na gospodarske in finančne dejavnike v RS odzovejo negativno, medtem ko se v primeru pozitivnih cenovnih gibanj v sektorjih, ki za gostinstvo pomenijo input, cene gibljejo premo sorazmerno tem gibanjem (Gričar in Bojnec 2010b).

Osnovni namen naše analize je bilo ugotoviti, kateri dejavniki so povezani s cenami v gostinstvu. Metoda glavnih komponent nam torej potrjuje hipotezo 1 v prvem delu, ker so s prvo skupno komponento faktorske uteži močne na dejavnikih ICGSEA, ICŽP in ICŽPEA, hipotezo 2 v delu, da so spremembe cen v turizmu pozitivno povezane s povečanim povpraševanjem po storitvah, hipotezo 3 v celoti, ker so s prvo skupno komponento faktorske uteži močne na dejavnikih IAC, ICN, ICIPP in ICS, razen v delu, ki govori o pozitivni povezanosti cen v gostinstvu in stroškov plač v gostinstvu. Dejavniki IBPG nima tako močne uteži kot ostali dejavniki cen na prvi skupni komponenti. Visoke uteži so na prvem, splošnem faktorju pri spremenljivkah cene. Visoki pozitivni uteži na drugem skupnem faktorju sta na dejavnikih turisti in NEDT. Na drugem skupnem faktorju je zaznana tudi visoka negativna utež na dejavniku IDDV. Na osnovi predhodnih ugotovitev, dobljenih z metodo glavnih komponent, hipotezo 4 potrdimo v celoti. Gibanje cen v gostinstvu je povezano z dejavniki ponudbe (cene) in stroškov (inputi v gostinstvu), z dejavniki povpraševanja (turisti) ter z makroekonomskimi dejavniki domačega (IDDV) in zunanjega okolja (NEDT). Slamnatih spremenljivk v analizi z metodo glavnih komponent nismo uporabili.

Oblikovanje sintetičnih spremenljivk v metodi glavnih komponent

Metoda glavnih komponent omogoča oblikovanje manjšega števila novih (sintetičnih) spremenljivk, pri katerih je zaželeno, da zajamejo kar največ variabilnosti naših osnovnih spremenljivk. Te spremenljivke imenujemo glavne komponente in so medsebojno neodvisne linearne kombinacije prvotnih spremenljivk. Glavne komponente bodo obravnavane kot novi sintetični kazalci rasti (Gričar in Bojnec 2010b).

Z metodo glavnih komponent želimo torej poiskati take linearne kombinacije opazovanih spremenljivk, ki kar se da močno korelirajo z opazovanimi spremenljivkami oziroma pojasnijo kar se da veliko razpršenosti (variacije) opazovanih spremenljivk. Zato je treba pri metodi glavnih komponent določiti uteži pri linearni kombinaciji spremenljivk tako, da je varianca te linearne kombinacije največja. Ko izračunamo prvo komponento z največjo varianco, poiščemo drugo komponento (z največjo varianco), ki pa s prvo ne sme korelirati. Postopek ponavljamo do zadnje komponente. Pomembno je, da pred računanjem glavne komponente spremenljivke standardiziramo.

Skladno z ugotovitvijo, ki izhaja iz metode glavnih komponent, smo novi spremenljivki – komponenti uporabili v analizi, ki jo podajamo v nadaljevanju te raziskave. Novo, prvo sintetično spremenljivko – komponento splošna raven cen bomo označili s K_1 in novo sintetično spremenljivko *poovpraševanje po storitvah v gostinstvu* bomo označili s K_2 .

Regresijska analiza

Metoda glavnih komponent, ki je uporabljena kot ena od analitičnih metod v monografiji, se običajno uporablja, kadar imamo večje število spremenljivk brez jasnih teoretičnih domnev o načinu njihove povezanosti. V našem primeru je vključenih več spremenljivk, iz katerih sta bili ocenjeni dve glavni komponenti. Čeprav ekonomska teorija omogoča izpeljavo določenih domnev o smeri povezanosti med relativno majhnim številom vključenih spremenljivk, menimo, da je metoda glavnih komponent podala nove in potrdila že nekatere znane ugotovitve, do katerih smo prišli z uporabo drugačnih analitičnih metod. Pri interpretaciji dveh glavnih komponent je možna tudi alternativna interpretacija, da dobljeni dve glavni komponenti predvsem ločita serije na »prave« spremenljivke (plače in cene) in »neprave« spremenljivke (Krušec 2007). Zato smo od metode glavnih komponent prešli na metodo regresijske analize. Velja poudariti, da je namen uporabe metode glavnih komponent preizkusiti ugotovitve regresijske analize (Gričar in Bojnec 2010a).

V začetni fazi regresijske analize se bodo najverjetneje pokazali nekateri znaki neprave regresije, za katere so značilni visoki R^2 , visoka F statistika in visoke *St*-statistike, saj imamo časovno vrsto z mesečnimi podatki (Gričar in Bojnec 2010a). Da bi ovrgli sum na »nepravo« regresijo (Mladenović 2004), smo proučevali Durbin-Watsonovo (D-W) statistiko oziroma analizirali ostanke te regresije (avtokorelacija ostankov). Veliko število ekonomskih spremenljivk odraža težnjo razvoja v času, ki je lahko pozitivna ali negativna. Tako zaporedne vrednosti teh spremenljivk odražajo določeno stopnjo avtokorelacije, zato smo na mesečnih časovnih serijah testirali avtokorelacijo in avtoregresijo. Kot napovedujemo, smo pri končnem empiričnem proučevanju zaključno uporabili kointegracijsko analizo z modelom VEC (Bojnec in Günter 2005; Juselius 2006; Johansen 1996; Johansen 2012; Gričar in Bojnec 2013) kot najnovejši pristop v proučevanju časovnih vrst.

V zvezi s proučevanjem odvisnosti za numerične znake, pa naj gre za regresijsko ali za korelacijsko analizo, je za izračunavanje ustreznih kazalcev odvisnosti pomembno, ali je zveza med opazovanima pojavoma linearna. Postopek je enostavnejši za linearno odvisnost že zaradi tega, ker je v nasprotnem primeru treba določiti tudi ustrezno obliko odvisnosti (Košmelj 1987). Z razsevnimi grafikoni ocenjujemo korelacijsko odvisnost, linearno ali nelinearno odvisnost ter visoko ali nizko odvisnost. Odvisnost neodvisnih spremenljivk od ICGS je pozitivna (ICGS se večja, ko se v povprečju večajo neodvisne spremenljivke). Kot ugotavljamo, obstaja med spremenljivkami povezanost, zato se odločimo za nadaljevanje naše raziskave z multipli regresijsko analizo. Postopki izračunavanja kazalcev povezanosti so enostavnejši pri bivariatni kot pri multipli povezanosti. S pomočjo regresijske analize testiramo vse štiri zastavljene hipoteze, s katerimi ugotavljamo povezanost neodvisnih spremenljivk z odvisno spremenljivko.

Predmet naše regresijske analize je povezanost odvisne spremenljivke ICGS od neodvisnih spremenljivk ICŽP, ICŽPEA, ICGSEA, IAC, IBPG, prihodi turistov, ICIPP, ICS, ICN, NEDT, IDDV, ICTG, D₁ in D₂ kot slamnate spremenljivke. V izračun je bilo vključenih 129 mesečnih vrednosti za posamezno spremenljivko. Spremenljivke so bile preračunane na indeks s stalno osnovo v januarju 2000 (januar 2000 = 100). Vrednosti spremenljivk v celoti prikazujemo v prilogi 1. Poleg omenjenih spremenljivk smo v multipli regresijski analizi uporabili tudi novi sintetični spremenljivki – komponenti, pridobljeni iz metode glavnih komponent.

Glede na teoretične osnove pričakujemo pozitivno, močno in linearno povezanost ICGS z neodvisnimi spremenljivkami ICŽP, ICŽPEA, ICGSEA, IDDV, D₁, turisti, IAC, ICN, ICIPP, ICS in IBPG. Negativno

no močno linearno povezanost pa pričakujemo z neodvisnima spremenljivkama NEDT in D₂. Za boljše razumevanje razvoja inflacije v Sloveniji oziroma razumevanje vpliva menjalnega sektorja na nemenjalnega in obratno, vpliva administrativno določenih cen, vpliva plač in produktivnosti je pomembno razumevanje prilagajanja relativnih cen in B-S učinka. Pristope k razlagi teoretičnega ozadja problema sprememb relativnih cen in višine inflacije lahko v grobem razdelimo na razloge med variabilnostjo cen in inflacijo ter analizo povezave asimetričnosti porazdelitve relativnih cen in inflacijo. Relativne cene so razmerje med cenami posameznih izdelkov in storitev (Čufer 2000). Cene v gostinstvu se bodo tudi v prihodnje dvigovale bolj, kot se dviguje splošna raven cen (Gričar in Bojnec 2009). V RS je splošna raven cen prikazana z indeksom cen življenjskih potrebščin. Na ponudbeni strani se je pritisk na cene življenjskih potrebščin začel izrazito povečevati v letu 2002 in sredi leta 2007 predvsem kot posledica znatnega dviga cen nafte in podražitve osnovnih surovin ter hrane na svetovnih trgih, kar je vplivalo na izrazit skok domačih cen hrane in tekočih goriv (UMAR 2010). Z metodo Enter smo izdelali razširjen regresijski model, v katerega smo poleg odvisne spremenljivke ICGS vključili še vse neodvisne spremenljivke, predpostavljene s hipotezami, ter spremenljivko ICŽP. Pričakujemo, da bo v regresijskem modelu vključen ICŽP znižal značilnost nekaterih spremenljivk in celo spremenil predznak nekaterih drugih spremenljivk. Pričakujemo linearno in močno povezanost med spremenljivkami.

Empirična analiza: povezanost neodvisnih spremenljivk, postavljenih s hipotezo 4, z ICGS je prikazana v Preglednici 4, stolpec 1. Popravljen determinacijski koeficient je enak 0,993, kar pomeni, da je 99,3 % variance ICGS pojasnjene z linearno povezanostjo spremenljivk, vključenih v model. Preostalih 1,0 % variance povzročajo neznani, med njimi vsaj slučajni dejavniki. Na podlagi ocene korelacijskega koeficienta, ki znaša 0,993, ocenjujemo, da je povezanost med ICGS in neodvisnimi spremenljivkami pozitivna in zelo močna. Stopnja tveganja *F*-statistike, ki je 0,000, nam kaže, da so indeksi med seboj povezani. Kot smo predhodno navedli, z analizo variance preizkušamo domnevo o enakosti regresijskih koeficientov ($H_0 \equiv \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$) in s *St*-testom preverjamo odvisnost odvisne spremenljivke od posamezne neodvisne spremenljivke ($H_0 \equiv \beta_i = 0$).

Preglednica 4: Ocena linearne regresijske enačbe.

	Odvisna spremenljivka: ICGS			
	1	2	3	4
Regresijska konstanta	-38,471 (-1,165)	-38,041 (-1,665)**	-171,493 (-20,113)***	-151,332 (-49,677)***
ICŽP	-0,033 (-0,183)		0,348 (3,541)***	
ICŽPEA	0,196 (1,255)		2,338 (12,629)***	
ICGSEA	1,177 (3,218)***	1,041 (3,376)***		2,495 (97,076)***
IAC	0,311 (4,211)***	0,367 (6,769)***		
IBPG	0,004 (0,477)			
turisti	-0,015 (-4,286)***	-0,014 (-4,708)***		
ICIPP	0,017 (0,067)			
ICS	0,545 (3,579)***	0,553 (3,867)***		
ICN	0,006 (0,695)			
NEDT	0,091 (2,658)***	0,096 (4,059)***		
IDDV	-0,711 (-3,162)***	-0,649 (-3,028)***		
ICTG	-0,024 (-1,204)			
D ₁	-0,618 (-0,395)			
D ₂	-1,480 (-1,490)			
K ₁	0,496 (0,607)			
K ₂	2,550 (0,889)			
R ²	0,993	0,993	0,993	0,990
D-W	0,799	0,799	0,799	0,799
F test	1465,219	2919,120	3974,809	9423,801

Opombe: ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, IDDV – indeks davka na dodano vrednost, ICTG – indeks cen tekočih goriv, D₁ – slamnata spremenljivka evro ob uvedbi (D₁ = 1 za december 2006 do februar 2007 in 0 za druge mesece), D₂ – slamnata spremenljivka evro po uvedbi (D₂ = 1 za od marec 2007 do december 2007 in 0 za druge mesece), K₁ – prva komponenta, K₂ – druga komponenta; D-W – Durbin-Watson statistika; R₂ – popravljeni determinacijski koefici-

ent; *, **, ***: 10 %, 5 % in 1 % stopnja značilnosti; St-statistike so navedene v oklepajih. Naslovi stolpcev: 1, 2, 3, 4 – regresijska analiza.

Z metodami Forward, Enter in Stepwise smo prišli do regresijskega modela, v katerega so nam metode vključile neodvisne spremenljivke, postavljene s hipotezami (Preglednica 4). Za metodo Forward je značilno, da neodvisne spremenljivke, ki izpolnjujejo kriterije vključitve, model sprejema postopoma (pri vključitvi prve gre seveda za enostavno linearno regresijo). Kriterij vključitve je praviloma statistična značilnost ocenjenega parcialnega regresijskega koeficienta. Ker je teh spremenljivk več, jih je metoda vključevala eno za drugo glede na vrednost parcialnega korelacijskega koeficienta te spremenljivke z odvisno.

Z metodo Enter smo ocenjevali parametre, kjer smo kot rezultat dobili ocenjeno regresijsko funkcijo, ki ima vključene vse neodvisne spremenljivke ne glede na možnost, da so nekateri ocenjeni regresijski koeficienti lahko statistično neznačilni. Statistično neznačilne koeficiente smo izločali z metodo Stepwise, ki je v model vključila le spremenljivke, ki so imele stopnjo tveganja $\alpha \leq 0,05$.

Regresijska premica podaja povezanost vseh neodvisnih spremenljivk, postavljenih s hipotezo 4, z ICGS:

$$ICGS'' = a + b_1 \cdot IC\check{Z}P + b_2 \cdot IC\check{Z}PEA + b_3 \cdot ICGSEA + b_4 \cdot IAC + b_5 \cdot IBPG + b_6 \cdot turisti + b_7 \cdot ICIPP + b_8 \cdot ICS + b_9 \cdot ICN - b_{10} \cdot NEDT + b_{11} \cdot IDDV + b_{12} \cdot D1 - b_{13} \cdot D2 + b_{14} \cdot K1 + b_{15} \cdot K2$$

ki smo jo predpostavili z našimi postavljenimi hipotezami in kjer oznake pomenijo:

ICGS'' – indeks cen gostinskih storitev,

a – regresijska konstanta,

*b*₁, *b*₂, ..., *b*₁₅ – multipli regresijski koeficienti,

ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin,

ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin evro območja,

ICGSEA – indeks cen gostinskih storitev evro območja,

IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač,

IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu,

turisti – prihod turistov (domačih in tujih),

ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih,

ICS – indeks cen storitev,

ICN – indeks cen nafte,

NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj,

IDDV – indeks davka na dodano vrednost,

ICTG – indeks cen tekočih goriv,

- D_1 – slamnata spremenljivka evro ob uvedbi ($D_1 = 1$ za december 2006 do februar 2007 in 0 za druge mesece),
 D_2 – slamnata spremenljivka evro po uvedbi ($D_2 = 1$ za od marec 2007 do december 2007 in 0 za druge mesece),
 K_1 – prva (splošna) komponenta,
 K_2 – druga (povpraševanje) komponenta.

Predstavimo pa v naši analizi sedaj dobljeno regresijsko enačbo, ki je statistično značilna in lahko pojasni postavljeno hipotezo 4. Podatke razberemo iz Preglednice 4, stolpec 2.

Interpretacija rezultatov

Ugotovitve: ocenjujemo, da je popravljeni multipli determinacijski koeficient enak 0,993, kar pomeni, da je 99,3 % variance ICGS pojasnjene z linearno povezanostjo ICGSEA, IAC, turisti, ICS, NEDT in IDDV. Na podlagi podatkov lahko zavrnamo H_0 pri dovolj nizki stopnji tveganja, zato sprejmemo sklep, da so regresijski koeficienti različni od 0 (da je vsaj ena od vključenih spremenljivk povezana z ICGS).

Regresijska premica podaja povezanost ICGSEA, IAC, turisti, ICS, NEDT in IDDV z ICGS:

$$ICGS'' = -38,041 + 1,041 \cdot ICGSEA + 0,367 \cdot IAC - 0,014 \cdot turisti + 0,553 \cdot ICS + 0,096 \cdot NEDT - 0,649 \cdot IDDV$$

s postavljeno ničelno hipotezo, da so regresijski koeficienti enaki 0:

$$H_0 \equiv \beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 0, \beta_4 = 0, \beta_5 = 0, \beta_6 = 0,$$

alternativno hipotezo, ki pravi, da so regresijski koeficienti različni od 0:

$$H_1 \equiv \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 \neq 0, \beta_4 \neq 0, \beta_5 \neq 0, \beta_6 \neq 0,$$

in vrednostjo St – statistike:

$$St_1 = 3,376, St_2 = 6,769, St_3 = -4,708, St_4 = 3,867, St_5 = 4,059, St_6 = -3,028 \\ \text{in } \alpha \leq 0,05.$$

Na podlagi podatkov lahko zavrnamo ničelno domnevo. Regresijski koeficienti $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ in β_6 niso enaki 0. Torej lahko pri dovolj nizki natančni stopnji tveganja trdimo, da so parcialni koeficienti povezani z ICGS. Vse spremenljivke so statistično značilne v povezavi z ICGS.

Na podlagi podatkov ocenjujemo, da se ICGS poveča za 0,367, če se IAC poveča za ena, pri čemer ostale spremenljivke ostanejo nespremenjene, kar kaže na povezavo med dejavniki, ki predstavljajo cene v gostinstvu in input v gostinstvu. Če se spremenljivka ICGSEA poveča za ena, se spre-

menljivka ICGS poveča za 1,041, pri čemer ostale spremenljivke ostanejo nespremenjene. Na podlagi podatkov ocenjujemo, da se indeks ICGS v povprečju zmanjša za 0,014, če se spremenljivka turisti poveča za ena, pri čemer ostale spremenljivke ostanejo nespremenjene. Na podlagi podatkov nadalje ocenjujemo, da se ICGS poveča za 0,553, če se ICS poveča za ena, pri čemer ostale spremenljivke ostanejo nespremenjene, kar kaže na povezo med dejavniki, ki predstavljajo cene v gostinstvu in ostale storitve v gospodarstvu. ICGS se poveča za 0,096, če se NEDT poveča za ena, pri čemer ostale spremenljivke ostanejo nespremenjene, kar kaže na povezo med dejavniki, ki predstavljajo cene v gostinstvu in devizni tečaj. Sprememba DDV vpliva na znižanje ICGS, česar nismo pričakovali.

Ugotovili smo, da so parcialni regresijski koeficienti iz regresijske analize 2, statistično značilni. Odvisne spremenljivke ICGSEA, IAC, turisti, ICS, NEDT in IDDV so statistično značilno povezane z neodvisno spremenljivko ICGS.

S tem potrjujemo del hipoteze 1, ki govori, da je ICGS pozitivno povezan z ICGSEA. V hipotezi 1 smo predpostavili, da je ICGS pozitivno povezan z dvigom DDV. Regresijska analiza nam je pokazala, da je ICGS negativno povezan z dvigom DDV, kar pomeni, da se cene ob spremembi DDV statistično značilno znižajo.

Spremenljivke, ki smo jih predpostavili s hipotezo 2, se v povprečju statistično značilno obnašajo drugače, zato hipoteze 2 ne potrjujemo in podajamo naslednjo obrazložitev. Vrednost parcialnega koeficienta spremenljivke turisti je nizka, zato rezultata ne komentiramo, saj je pod vrednostjo, ki omogoča pravilno sklepanje. ICGS je z apreciacijo NEDT pozitivno povezan in ne negativno, kar smo predpostavili s hipotezo 2.

Hipotezo 3 lahko z ugotovitvami iz regresijske analize potrdimo le v delu, da so cene gostinskih storitev pozitivno statistično značilno povezane s stroški nabave inputov. Ostale spremenljivke niso statistično značilne.

Podobno kot smo ugotovili z metodo glavnih komponent, ugotavljamo tudi z regresijsko analizo. Hipotezo 4 s pomočjo regresijske analize na osnovi predhodnih ugotovitev potrdimo v celoti. Gibanje cen v gostinstvu je povezano z dejavniki ponudbe (cene gostinskih storitev v evro območju) in stroškov (inputi v gostinstvu), z dejavniki povpraševanja (turisti) ter z makroekonomskimi dejavniki domačega (IDDV) in zunanjega okolja (NEDT). Slamnati spremenljivki s pomočjo regresijske analize nista statistično značilni.

Z regresijskima enačbama 3 in 4 iz Preglednice 6 ugotavljamo, da so cene v gostinstvu statistično značilno proporcionalno povezane s cenami ICŽP, ICŽPEA in predvidevamo, da se bodo cene v gostinstvu poveče-

vale hitreje, kot se povečujejo cene v evro območju. Naša ugotovitev je, da se ICGS poveča za dva in pol krat, če se ICGSEA poveča za ena. Podobno smo ugotovili tudi že iz opisne statistike. Povečanje cen gostinskih storitev za 10 % vodi v povprečju k 6 % znižanju časa bivanja v hotelu med tednom in 8 % ob koncu tedna (Brännäs in Nordström 2001).

Štiriletnemu obdobju (2004–2008) pospešene gospodarske rasti pod močnim vplivom ugodnih razmer v mednarodnem okolju, pozitivnih učinkov vstopa v EU in okrepljenega domačega trošenja (investicije) je leta 2008 pod vplivom svetovne gospodarske in finančne krize sledila upočasnitev, v letu 2009 pa močan padec gospodarske aktivnosti. Padec je bil precej večji kot v povprečju EU, k čemur je v veliki meri prispeval močan investicijski cikel v preteklih letih (zlasti v gradbeništvu), ki mu je ob vplivih krize sledil relativno močan upad, ter strukturne slabosti slovenskega gospodarstva (predvsem relativno velik delež nizko in srednje tehnološko zahtevnih dejavnosti), ki so v času krize in zaostrene mednarodne konkurence prispevale k večjemu padcu izvoza (UMAR 2010).

V vseh štirih regresijskih enačbah je vrednost D-W-statistike 0,799, kar je pod spodnjo vrednostjo pri 5 % stopnji značilnosti (1,324), kar kaže na obstoj avtokorelacije. To pomeni, da obstajajo odstopanja od ocenjene regresijske enačbe oziroma, da obstajajo nepojasnjene korelacijske spremembe odvisne spremenljivke v različnih časovnih obdobjih in da na njih delujejo podobni faktorji, pa čeprav v različnih obdobjih. Standardna napaka regresijskega modela je nizka, kar kaže, da je velika koncentracija opazovanj okoli regresijske enačbe. Na osnovi predhodne analize s sliko avtokorelacije ostankov regresije ter avtokorelacijskih koeficientov (ρ_k) smo ugotovili prisotnost avtokorelacije in da gre večino avtokorelacije pripisati avtokorelaciji prvega reda in avtokorelaciji dvanajstega reda, medtem ko so druge povezave manj pomembne. Rezultati regresijske analize, ki so podani v Preglednici 6, kažejo na možno prisotnost nepravne regresije. Da bi ovrgli sum na nepravo regresijo (Yule 1926), smo v nadaljevanju preverjali zanesljivost regresijskih ocen na način, da smo ocenili regresije s preoblikovanimi spremenljivkami s prvimi diferenciali (brez logaritmov) in dodatno še analizirali avtokorelacijo ostankov regresije (Gričar in Bojnec 2010a), ter preverili smo stacionarnost časovnih serij (Johansen 2012).

Analiza časovnih vrst

Naloga, s katerimi se sooča sodobna ekonometrija na časovnih vrstah, je razviti razumno preproste modele, ki lahko napovedujejo, tolmačijo in preizkušajo domneve o ekonomskih podatkih. Izziv je nastajal vzporedno z rastjo potreb po analizah v ekonomiji. Prvotna uporaba časovnih vrst je

bila analiza, ki je nudila predvsem pomoč za napovedovanje. Kot taka je bila razvita metodologija razgrajevanja serij v trend, sezonske, ciklične in naključne komponente. Trend predstavlja dolgoročno obnašanje serije in ciklična komponenta predstavlja periodična gibanja. Naključna komponenta je stohastična in cilj je, da se ta komponenta uredi kot ocena in napoved (Enders 2004).

Poleg problema neprave regresije se pri regresijski analizi večkrat pojavi problem notranjosti, ki bi lahko povzročala pristranske ocene regresijskih koeficientov. V našem primeru smo kot odvisno spremenljivko opredelili z namenom in ciljem raziskave, to je, analizo dejavnikov, ki so vplivali na gibanje cen v gostinstvu. Kljub morebitnim omejitvam raziskava podaja ugotovitve z uporabo novejše metodologije in hkrati dodaja in razširja analizo z več pojasnjevalnimi spremenljivkami, kar ni bil primer v primeru predhodnih analiz, ki so uporabljale zlasti kointegracijsko analizo (Gričar in Bojnec 2010a; 2013).

V naši raziskavi smo uporabili različne pristope k empiričnemu proučevanju časovnih serij, katerih ekonometrično analizo smo predstavili v predhodnih poglavjih. Najprej smo se ustavili na multipli regresijski analizi, ki smo jo empirično preverjali z SPSS. Nadaljujemo z avtoregresijo.

Auto-regresijska analiza

Gibanje ICGS, ICŽP, ICŽPEA, ICGSEA, IAC, IBPG, prihodi turistov, ICIPP, ICS, ICN, NEDT, IDDV, ICTG, D₁, D₂, K₁ in K₂ smo proučevali s pomočjo avtokorelacije. V izračun je bilo vključenih 129 mesečnih vrednosti za posamezno spremenljivko. Spremenljivke cen, plač in prihodi turistov so bile preračunane na indeks s stalno osnovo v januarju 2000 (januar 2000 = 100). To metodo uporabljamo pri proučevanju odvisnosti med členi iste časovne vrste. V takšnem primeru nas torej zanima, kako je proučevana spremenljivka odvisna od gibanja te iste spremenljivke v preteklosti oziroma kako se ta odvisnost spreminja glede na dolžino odloga in pri katerem odlogu je največja. Stopnjo in smer odvisnosti med členi iste časovne vrste merimo s koeficientom avtokorelacije (ρ_s), kjer je $\rho_0 = 1$, $\rho_1 = a_1$, $\rho_2 = (a_1)^2$, $\rho_s = (a_1)^s$. Njegove vrednosti glede na dolžino odloga (a_1) običajno prikažemo v posebnem grafikonu, imenovanem avtokorelogram (Lütkepohl in Krätzig 2004).

Proučevanje avtokorelogramov oziroma vrednosti koeficientov avtokorelacije je pomembno tudi pri ugotavljanju stacionarnosti časovnih vrst, ki so osnova za Boxov in Jenkinsov pristop k analizi časovnih vrst. Stacionarnost pomeni, da vrednosti proučevane časovne vrste nihajo neodvisno od časa okrog konstantnega povprečja, poleg tega pa mora tudi varianca, ki

meri velikost teh nihanj, ostati nespremenjena v času. Kadar časovna vrsta ustreza zahtevam stacionarnosti, ocenjene vrednosti avtokorelacijskih koeficientov s podaljševanjem odlogov zelo hitro upadajo (že po nekaj prvih odlogih ocene avtokorelacijskih koeficientov niso več statistično značilne od nič), v nasprotnem primeru pa je njihovo upadanje zelo počasno.

S proučevanjem opisanih časovnih vrst gre za proučevanje odvisnosti med členi iste časovne vrste. Večjo pozornost smo namenili povezanosti med členi časovne vrste ICGS. Proučili smo tudi povezanost med členi ostalih časovnih vrst, ki merijo pojasnjevalno spremenljivko in posredno dejavnike cen v turizmu. Pri analizi, ki vključuje časovne vrste, obstaja velika verjetnost, da je posamezna spremenljivka (časovna vrsta) hkrati odvisna tudi od njenega gibanja v preteklosti. Zanima nas, kako se odvisnost gibanja spremenljivke od njenega gibanja v preteklosti spreminja glede na dolžino časovnega odloga in pri katerem časovnem odlogu je ta odvisnost največja. Na kratek rok lahko na primer okoliščine, ki so prispevale do višje cene v nekem mesecu, učinkujejo še v naslednjih mesecih in počasi izzvenijo, kar pomeni prisotnost avtokorelacije (Čepar 2009).

Avtokorelacijo proučujemo tudi zaradi ugotavljanja stacionarnosti časovnih vrst. Vprašanje stacionarnosti je povezano z vprašanjem (ne)odvisnosti od časa. Želimo si, da bi variabilnost ICGS v čim večji meri pojasnili z variabilnostjo pojasnjevalnih spremenljivk, ne pa z gibanjem časa (Hendry in Nielsen 2007). Kadar je časovna vrsta stacionarna, vrednosti avtokorelacijskih koeficientov ob podaljševanju časovnih odlogov hitro upadajo, hkrati pa niso več statistično različne od nič. Kadar časovna vrsta ni stacionarna, poskušamo rešiti problem tako, da poiščemo časovno vrsto njenih diferenc, in sicer tistega reda, pri katerem ne moremo več najti statistično značilnega avtokorelacijskega koeficienta pri nobenem časovnem odlogu.

Dodajmo, da časovnih vrst nismo diferencirali z logaritmiranjem, kot je to splošno značilno in najbolj uporabljeno pri proučevanju časovnih vrst inflacije in cen dobrin (Gričar in Bojnec 2010a), saj sta Lütkepohl in Xu (2011) pokazala, da logaritmiranje ni nujno (naj)boljša odločitev za oblikovanje stabilnega univariatnega modela. Nasprotno – trdita, da naj bo ciljano diferenciranje primarna metoda za oblikovanje stabilnega modela časovnih vrst (Lütkepohl in Xu 2011). Kombinacija močne sezonskosti in nestacionarnosti (Enders 2004) je pogosto prisotna v ekonomskih podatkih. ACF korelogram je pri izrisu podoben kot pri podatkih brez sezonskosti. Vse spremenljivke s sezonskim vplivom imajo visoke odloge, ki dolgo časa ne kažejo padanja oziroma je padanje počasno. Ta primer je značilen tudi za vse naše spremenljivke, razen IDDV, ki je, kot smo že omenili, $I(0)$. Zaradi tega raz-

loga vzamemo sezonsko diferenco prve difference v letalskem modelu (Enders 2004).

Vključevanje in/ali združevanje dveh tipov diferenciranja označimo kot spremembo števila nesezonskih diferenc in spremembo sezonskih diferenc v obdobju $(\Delta^d \Delta_s^D)$. Multiplikativni modeli so tako zapisani kot ARIMA $(p, d, q)(P, D, Q)_s$. Oblikovali smo tri ARIMA modele. Prvi, inšpekcijski model smo oblikovali na osnovi teorije univariatne analize časovnih vrst. Drugi model nam je predlagal program SPSS in tretji ARIMA model smo oblikovali na osnovi teorije letalskega ARIMA modela. Vse v analizo vključene modele smo med seboj primerjali in se na osnovi statistične značilnosti ostankov z Ljung-Box Q-statistiko, poznano kot Portmanteau test avtokorelacije ostankov (Lütkepohl in Krätzig 2004), Bayes informacijskega kriterija (BIC) in popravljenega determinacijskega koeficienta odločili, kateri model nam da najbolj stabilno časovno vrsto.

98

Informacijski kriteriji so statistični parametri, ki ovrednotijo koristi in stroške od vključitve dodatnega odloga v regresijski model. Kadar koli modelu dodamo pojasnjevalno spremenljivko, se izboljša njegovo prileganje podatkom. Dodatni odlogi v ARIMA modelu so sposobni zajeti morebitne informacije, ki so jih odlogi nižjega razreda spregledali. Vendar pa dodajanje odlogov povzroča tudi stroške. Stroški nastajajo zaradi kompleksnosti modela. Modeli z nižjo vrednostjo informacijskega kriterija imajo prednost pred modeli z višjo vrednostjo informacijskega kriterija. Prvi člen v informacijskih kriterijih je ocenjena varianca ostankov in meri prileganje modela podatkom. BIC kriterij uporabljamo za izbiro modela v klasični porazdelitveni ekonometriji.

Poleg standardnih testov se pri analizi časovnih vrst še posebej osredotočimo na analizo ostankov. Q-statistika, za analizo ostankov se porazdeljuje v χ^2 porazdelitvi z m stopinjami prostosti, ki so enake številu odlogov. Če izračunani Q presega kritično Q vrednost, zavrnamo ničelno hipotezo, ki pravi, da so vsi avtokorelacijski koeficienti hkrati enaki nič. Sprejmemo alternativno hipotezo, ki pravi, da je vsaj en avtokorelacijski koeficient značilno različen od nič. To pomeni, da ima AR proces beli šum. Če ničelne hipoteze ne zavrnamo, to pomeni, da so ostanki normalno porazdeljeni okoli asimptotičnega intervala, kar smo preverjali z ACF in PACF diagrama. Diagrama nam izrišeta točen 95 % interval zaupanja (Lütkepohl in Krätzig 2004; Čepar 2009; Gričar in Bojnec 2012c).

Preglednica 5: Ocena avtokorelacijskih koeficientov.

Časovna vrsta	$X_t = \alpha \cdot X_{t-1} + \varepsilon_t; N = 128$				$(\Delta^d \Delta_s^D)$	R^2	$\alpha + \rho(L) \cdot y_t = \theta(L) \cdot e_t$			
	ACF		PACF		ARIMA'		ACF		PACF	
	a_1	a_{12}	a_1	a_{12}	(p, d, q) $(P, D, Q)_s$		a_1	a_{12}	a_1	a_{12}
ICGS	0,984	0,732	0,984	-0,034	$(1,1,0)(0,0,0)_{12}$	0,15	-0,014	0,072	0,014	0,069
ICŽP	0,947	0,694	0,974	-0,016	$(1,1,0)(0,0,0)_{12}$	0,31	0,240	0,384	0,240	0,314
ICŽPEA	0,977	0,740	0,977	-0,007	$(1,1,0)(0,0,0)_{12}$	0,72	0,014	0,072	0,014	0,069
ICGSEA	0,976	0,733	0,976	-0,008	$(1,1,0)(0,1,0)_{12}$	0,98	-0,208	0,128	-0,208	0,081
IAC	0,975	0,663	0,975	0,009	$(1,1,0)(0,1,0)_{12}$	0,77	-0,555	0,495	-0,555	0,007
IBPG	0,897	0,323	0,897	0,062	$(1,1,0)(0,0,0)_{12}$	0,11	-0,375	0,042	-0,240	0,314
Turisti	0,738	0,893	0,974	0,553	$(1,0,0)(0,1,0)_{12}$	0,46	-0,284	0,827	-0,284	0,616
ICIPP	0,970	0,680	0,970	-0,020	$(1,1,0)(0,0,0)_{12}$	0,23	-0,330	0,105	-0,330	-0,008
ICS	0,976	0,706	0,976	-0,037	$(1,1,0)(0,1,0)_{12}$	0,49	-0,224	0,549	-0,244	0,296
ICN	0,970	0,487	0,970	-0,007	$(1,1,1)(0,0,0)_{12}$	0,48	-0,695	0,028	-0,695	0,053
NEDT	0,938	0,331	0,938	-0,007	$(1,1,0)(0,1,0)_{12}$	0,53	0,611	0,278	0,611	-0,044
IDDV	0,957	0,479	0,957	-0,029	$(0,0,0)(0,0,0)_{12}$	0,48	-0,500	0,000	-0,500	-0,077
ICTG	0,963	0,526	0,963	-0,031	$(1,1,1)(0,0,0)_{12}$	0,09	-0,642	-0,222	-0,642	-0,071
K1	0,971	0,682	0,971	-0,022	$(1,1,0)(0,0,0)_{12}$	0,37	-0,569	0,232	-0,569	-0,009
K2	0,914	0,380	0,914	-0,110	$(1,1,0)(0,0,0)_{12}$	0,61	-0,602	0,519	-0,062	0,016

Opomba: $X_t = \alpha \cdot X_{t-1} + \varepsilon_t$ – avtoregresijski model prvega reda, $\alpha + \rho(L) \cdot y_t = \theta(L)e_t \equiv Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \cdot y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \cdot \varepsilon_{t-j}$ – splošna oblika ARIMA modela, kjer ρ označuje število lastnih odlogov spremenljivke y_t , L je operator odloga, θ vrednost e_t slučajnih napak, $(\Delta^d \Delta_s^D)$ – kombinacija dvojnega diferenciranja, α – koeficient; ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, IDDV – indeks davka na dodano vrednost, ICTG – indeks cen tekočih goriv, K1 – prva komponenta, K2 – druga komponenta; ACF – korelogram – (grafični) prikaz koeficientov korelacije – avtokorelacijska funkcija, PACF – delni (parcialni) korelogram – delna avtokorelacijska funkcija, d – število nesezonskih diferenc, P – število multiplikativnih avtoregresijskih koeficientov, D – število sezonskih diferenc, Q – število multiplikativnih koeficientov drsečih sredin, S – obdobje sezonskosti, R^2 – popravljen determinacijski koeficient, N – število stopinj prostosti.

V Preglednici 5 so v drugem stolpcu najprej prikazani avtokorelacijski koeficienti pri prvem odlogu, v tretjem stolpcu pa pri dvanajstem odlogu. Nato so prikazani delni ali parcialni avtokorelacijski koeficienti (od navadnih se razlikujejo po tem, da so pri njih izločeni vplivi povezanosti z ostalimi odlogi) pri posameznih časovnih odlogih. V petem stolpcu je zaveden korelacijski koeficient, ki nam pove stopnjo koreliranosti spremenljivke. Poleg izpisanih vrednosti v tabeli so zelo nazorni tudi korelogrami, ki prav tako prikazujejo vrednosti avtokorelacijskih koeficientov pri različnih časovnih odlogih ter meji intervala zaupanja. Če je stolpec po absolu-

tni vrednosti večji od meje zaupanja, potem je avtokorelacijski koeficient, ki ga stolpec prikazuje, statistično značilen, sicer pa ne. V analizi originalnih časovnih vrst je bilo pri vseh spremenljivkah vključenih vedno 129 opazovanj, saj gre za mesečne podatke od januarja 2000 do septembra 2010. Pri vsaki časovni vrsti je bilo proučenih 16 časovnih odlogov (odlogi za 1–16 mesecev) in izračunanih 16 avtokorelacijskih koeficientov. Če obstaja povezanost med dvema zaporednima členoma časovne vrste, pravimo tudi, da je prisotna avtokorelacija prvega reda. Če obstaja povezanost za dve obdobji med oddaljenima členoma časovne vrste, pravimo tudi, da je prisotna avtokorelacija drugega reda in tako naprej. Ker imamo mesečne podatke, pričakujemo avtokorelacijo prvega ali dvanajstega reda, kar lahko vidimo tudi iz PACF, kjer sta spremenljivki turisti in K2 korelirani z odlogom 12, vsi ostali indeksi pa imajo avtokorelacijo prvega reda. Ker smo želeli ugotoviti značilnost dvanajstega odloga, smo po teoriji analizirali spremenjene spremenljivke na dvanajstem odlogu, saj pričakujemo neposredno povezavo med y_t in y_{t-12} , razen na IAC, ki smo ga analizirali na prvem odlogu, kar je razvidno iz šestega stolpca (Enders 2004). Iz Preglednice 5 prav tako lahko razberemo, da je AR(1) model zaradi visokih vrednosti prvega odloga neprimeren.

Avtokorelacija ICGS

Iz Preglednice 5 je razvidno, da so statistično značilni pozitivni avtokorelacijski koeficienti prisotni v vseh dvanajstih pozitivnih odlogih. Torej je prisotna pozitivna povezanost med ICGS danes in pred dvanajstimi meseci (Čepar 2009). Podatki v korelogramu so oblikovani z AR(1) in smo pri tem postopku izgubili eno opazovanje. Tako je sedaj število opazovanj 128 (Enders 2004). Velikost avtokorelacijskih koeficientov z večanjem odloga pada. To pomeni, da so višje cene danes pozitivno povezane z višjimi cenami čez en, dva, tri in tako dalje do dvanajstega meseca. Razlogi, ki so vplivali na višje cene v nekem letu, nanje vplivajo tudi v nadaljnjih letih, vendar vedno manj močno in počasi izzvenijo. Iz tabele je razvidno, da je PACF statistično značilen samo pri prvem odlogu, njegova smer pa je pozitivna.

Preglednica 6: Inšpekcijski ARIMA model.

$\alpha + \rho(L) \cdot y_t = \theta(L) \cdot e_{t \text{ in } (\Delta^d \Delta_s^p)} \text{ za } \alpha < 1$				
Časovna vrsta	1			
	ARIMA (p, d, q) (P, D, Q) _s	R ²	Parametri BIC	Q(18)
ICŽP	(1,1,0) (0,0,0) ₁₂	0,06	-0,582	34,952 (0,006)
ICŽPEA	(1,1,0) (0,0,0) ₁₂	0,10	-1,491	112,80 (0,000)
ICGS	(1,1,0) (0,0,0) ₁₂	0,02	1,685	2,470 (1,000)
ICGSEA	(1,1,0) (0,1,0) ₁₂	0,13	-0,565	158,24 (0,000)
IAC	(1,1,0) (0,1,0) ₁	0,03	0,551	87,770 (0,000)
IBPG	(1,1,0) (0,0,0) ₁₂	0,31	6,190	12,857 (0,746)
Turisti	(1,0,0) (0,1,0) ₁₂	0,17	4,822	29,873 (0,027)
ICIPP	(1,1,0) (0,0,0) ₁₂	0,17	-1,634	25,154 (0,091)
ICS	(1,1,0) (0,1,0) ₁₂	0,11	0,419	127,407 (0,000)
ICN	(1,1,1) (0,0,0) ₁₂	0,20	5,952	22,816 (0,119)
NEDT	(1,1,0) (0,1,0) ₁₂	0,06	-2,931	50,902 (0,000)
IDDV	(0,0,0) (0,0,0) ₁₂	0,48	0,957	25,613 (0,060)
ICTG	(1,1,1) (0,0,0) ₁₂	0,12	4,704	25,613 (0,060)
K ₁	(1,1,0) (0,0,0) ₁₂	0,25	-5,032	34,872 (0,006)
K ₂	(1,1,0) (0,0,0) ₁₂	0,12	-1,949	68,871 (0,000)
Y = ICGS	(1,1,0) (0,0,1) ₁₂	0,36	2,036	10,409 (0,844)

Opomba: $\alpha + \rho(L) \cdot y_t = \theta(L) e_t \equiv Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \cdot y_{t-1} + \sum_{i=0}^q \beta_i \cdot \varepsilon_{t-1}$ – splošna oblika ARIMA modela, kjer ρ označuje število lastnih odlogov spremenljivke y_t , L je operator odloga, θ vrednost e_t slučajnih napak, $(\Delta^d \Delta_s^p)$ – kombinacija dvojnega diferenciranja, $|\alpha| < 1$ – stacionarna časovna serija, α – koeficient, p in q – nesezonski ARMA koeficienti, d – število nesezonskih diferenc, P – število multiplikativnih avtoregresijskih koeficientov, D – število sezonskih diferenc, Q – število multiplikativnih koeficientov drsečih sredin, s – obdobje sezonskosti, R^2 – popravljen stacionaren determinacijski koeficient, BIC – Bayes informacijski kriterij, Q(18) – Ljung Box Q-statistika ostankov ustreznega modela, stopnja značilnosti je v oklepajih; 1 – ARIMA inšpekcijski, vizualni ustrezeni model; ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN

– indeks cen nafte, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, IDDV – indeks davka na dodano vrednost, ICTG – indeks cen tekočih goriv, K1 – prva komponenta, K2 – druga komponenta, Y = ICGS – model z vključenimi vsemi spremenljivkami.

Da bi odpravili avtokorelacijo in posredno nestacionarnost odvisne časovne vrste, bi morali spremenljivko ICGS diferencirati. Poiskali smo diference prvega reda, kar prikazujemo v preglednicah 6 in 7, stolpec 1. Za vsak mesec smo izračunali, za koliko so se cene spremenile (zvišale ali znižale). S tem smo izgubili eno opazovanje, in sicer v prvem letu opazovanega obdobja, število opazovanj je tako sedaj 127. Iz preglednic 6 in 7, stolpec 2, je razvidno, da je avtokorelacija odpravljena, a je na vsaj dvanajstem odlogu prisotna sezonskost. To pomeni, da je bila avtokorelacija z diferenciranjem prvega reda in $AR(1)$ odpravljena, a je še vedno pod vplivom sezonskosti. Za stabilnost modela je stacionarnost izjemnega pomena, zato se odločimo za nadaljnje testiranje stacionarnosti spremenljivke.

102

Poleg opisanega inšpekcijskega, vizualnega modela $ARIMA(1,1,0)(0,0,0)_{12}$, ki smo ga izbrali kot najboljšega izmed več preučevanih ARMA modelov, smo za analizo avtokorelacije uporabili letalski model za vse cenovne indekse in prihode turistov. Letalski model sta razvila Box in Jenkins (1976) pri proučevanju števila letalskih potnikov. Ta model vključuje obe diferenci – prvo in sezonsko – in model da prvo drsečo sredino (MA) ter sezonski (MA) del, kar lahko zapišemo kot $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)$. Iz dosedanjih empiričnih analiz (Lütkepohl in Xu 2011; Enders 2004) je razvidno, da je ta model najbolj zanesljiv za analizo časovnih vrst, čeprav problem enotskega korena pri nekaterih neodvisnih spremenljivkah tega ne podpre. Spremenljivke, pri katerih se ugotovi problem specifikacije modela, smo navedli v nadaljevanju raziskave. V Preglednici 7, stolpec 2, prikazujemo stacionarno časovno vrsto, ki jo predlaga program SPSS. Za časovno vrsto ICGS predlaga $ARIMA(0,1,0)(1,0,0)_{12}$. S predlagano metodo pridobimo stacionarno časovno serijo ICGS, kjer je BIC nizek. Prav tako se popravljen determinacijski koeficient spremeni in je sedaj stacionaren popravljen determinacijski koeficient 0,04, ki nam pove, da je sedanji odlog časovne serije v 4 % povezan z odlogom variance časovne serije predhodnega meseca. Preostalih 96 % pa predstavljajo neznani, med njimi slučajni dejavniki oziroma beli šum.

Vemo, da so bili ARMA modeli oblikovani iz prvič, inšpekcijskega modela, drugič, SPSS predlaganega modela in tretjič, letalskega modela, zato je prav, da sedaj vse tri modele primerjamo med seboj. Prvi inšpekcijski, vizualni model $y_t = a_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$, drugi SPSS model $y_t = a_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t + \beta_{12} \cdot \varepsilon_{t-12}$ in tretji letalski model

$\Delta_{12}^2 y_t = y_t - 2 \cdot y_{t-12} + y_{t-24}$ so na osnovi mesečnih podatkov in vsi z dvanajstimi mesečnimi odlogi na MA koeficientu.

Preglednica 7: SPSS ARIMA model in ARIMA letalski model.

		$\alpha + \rho(L)y_t = \theta(L)e_t$ in $(\Delta^d \Delta_s^D)$ za $ \alpha < 1$						
Časovna vrsta	SPSS model	1			2			
		parametri		ARIMA	parametri			
		R ₂	BIC	Q(18)	(0,1,1) (0,1,1) _s	R ₂	BIC	Q(18)
ICŽP	WA	0,31	-0,783	14,924 (0,457)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,27	-0,665	18,453 (0,298)
ICŽPEA	WA	0,51	-2,415	0,072 (0,004)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,35	-2,175	24,533 (0,078)
ICGS	(0,1,0) (1,0,0) ₁₂	0,04	1,594	2,670 (1,000)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,01	1,779	1,982 (1,000)
ICGSEA	WA	0,29	-2,995	46,632 (0,000)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,18	-2,791	32,277 (0,009)
IAC	WA	0,46	0,100	14,292 (0,504)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,34	0,390	14,451 (0,565)
IBPG	SS	0,55	6,093	25,114 (0,068)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,52	6,329	15,425 (0,494)
Turisti	WM	0,57	4,590	37,735 (0,002)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,49	4,820	16,045 (0,450)
ICIPP	(1,1,0) (0,0,0) ₁₂	0,17	-1,634	25,154 (0,091)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,46	-1,383	17,006 (0,385)
ICS	(0,1,0) (0,1,1) ₁₂	0,08	-0,764	18,099 (0,383)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,05	-0,722	14,097 (0,591)
ICN	DT	0,21	5,924	21,656 (0,117)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,56	6,200	33,223 (0,007)
NEDT	(0,2,7) (0,0,0) ₁₂	0,36	-3,636	15,326 (0,428)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,27	-3,132	28,749 (0,026)
ICTG	(0,1,1) (0,0,0) ₁₂	0,05	4,661	21,635 (0,199)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,51	4,937	27,121 (0,040)
K ₁	(1,1,0) (0,1,1) ₁₂	0,58	-5,221	14,836 (0,537)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,55	-5,114	22,524 (0,127)
K ₂	SS	0,50	-2,743	29,347 (0,022)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,46	-2,536	14,373 (0,571)
Y = ICGS	(0,1,0) (0,0,0) ₁₂	0,45	1,151	10,005 (0,932)	(0,1,1) (0,1,1) ₁₂	0,40	2,084	6,655 (0,979)

Opomba: $\alpha + \rho(L)y_t = \theta(L)e_t \equiv Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i \epsilon_{t-i}$ – splošna oblika ARIMA modela, kjer ρ označuje število lastnih odlogov spremenljivke y_t . L je operator odloga, θ vrednost e_t slučajnih napak, $(\Delta^d \Delta_s^D)$ – kombinacija dvojnega diferenciranja, $|\alpha| < 1$ – stacionarna časovna serija, α – koeficient, WA – zimski dodatek (winter additive) SPSS ustrezn model, SS – enostavno sezonski (simple seasonal) SPSS ustrezn model, DT – zavrnjen trend (damped trend), p in q – nesezonski ARMA koeficienti, d – število nesezonskih diferenc, P – število multiplikativnih avtoregresijskih koeficientov, D – število sezonskih diferenc, Q – število multiplikativnih koeficientov drsečih sredin, s – obdobje sezonskosti, R_2 – popravljen stacionaren determinacijski koeficient, BIC – Bayes informacijski kriterij,

Q(18) – Ljung Box Q-statistika ostankov ustreznega modela, stopnja značilnosti je v oklepajih; 2 – SPSS model, 3 – ARIMA letalski model; ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, ICTG – indeks cen tekočih goriv, K₁ – prva komponenta, K₂ – druga komponenta, Y = ICGS – model z vključenimi vsemi spremenljivkami.

Ugotavljamo, da je prvi koeficient v vseh modelih manjši kot 1, kar zagotovi stabilnost $|a_1| < 1$ in ima nizek BIC. Najnižji BIC ima drugi model, nato letalski model in zadnji je inšpekcijski model. Primerjava BIC-a med modeli nam pokaže, da so učinki ocenjenega parametra preobremenjeni in so zato prednosti iz zmanjšane vsote kvadriranih ostankov visoke. Q-statistika nam za te ostanke pokaže, da so avtokorelacijski koeficienti manj kot dva standardna odklona od nič. Q-statistika za ostanke poda, da so vsi avtokorelacijski koeficienti hkrati enaki nič, torej ničelne hipoteze nismo zavrnili. S transformacijo v difference prvega reda smo izgubili vsaj dve opazovanji, tako preoblikovana časovna vrsta, ki ima sedaj tudi vsebinsko drugačen pomen, pa je postala stacionarna. Podatki v vsakem mesecu nam sedaj namreč ne povedo več, kakšna je stopnja indeksa ICGS, ampak za koliko odstotnih točk se je ta indeks vsak mesec spremenil.

104

Avtokorelacija neodvisnih spremenljivk

Iz preglednic 6 in 7, ki se nanašajo na avtokorelacijo pojasnjevalnih (neodvisnih) časovnih vrst, lahko ugotovimo naslednje: pri vseh spremenljivkah, razen pri IDDV, je prisotna avtokorelacija, se pravi, da so prisotni statistično značilni pozitivni avtokorelacijski koeficienti prvega do najmanj drugega reda (turisti), v večini primerov vsaj do dvanajstega reda. Vsi avtokorelacijski koeficienti z večanjem odloga približno geometrijsko padajo. Kot je razvidno iz Preglednice 5, je pri vsaki od teh časovnih vrst prisoten pozitiven parcialen statistično značilen korelacijski koeficient le pri prvem odlogu. To pa je skupaj s padajočimi pozitivnimi avtokorelacijskimi koeficienti ob podaljševanju odlogov znak, da bo moral biti v regresijski model vključen tudi avtoregresijski člen prvega reda, ki prikazuje povezanost ostankov regresije (Čepar 2009). Prav tako je iz Preglednice 6 razvidno, da smo pri transformaciji z različnimi modeli originalnih časovnih vrst prve difference, razen IDDV, uspeli avtokorelacijo odpraviti pri vseh spremenljivkah. Za višje stopnje diferenciranja se nismo odločili zaradi manj zanimivega pomena tako transformiranih časovnih vrst, razen za spremenljivko NEDT, kjer nam SPSS predlaga drugo stopnjo diferenciranja.

Ugotavljamo, da smo izbrali ustrezen ARIMA inšpekcijski model za neodvisne spremenljivke IBPG, ICIPP in ICN, saj so vsi avtokorelacijski koeficienti hkrati enaki nič. Če upoštevamo Q-statistiko, nam SPSS v vseh primerih poda ustrezne modele, razen za spremenljivke ICŽPEA, ICGSEA, turisti, IBPG, ICIPP in K2, saj je vsaj en avtokorelacijski koeficient različen od nič. Na osnovi BIC nam SPSS napove najbolj ustrezen model. Pri tem nam SPSS poda metode, kot so zimski dodatek, enostavno sezonaliziran in zavržen trend. Teh metod v naši raziskavi nismo uporabljali, zato poskušamo na osnovi dosedanjih empiričnih raziskav (Lütkepohl in Krätzig 2004; Lütkepohl in Xu 2001; Enders 2004) upoštevati, da nam bo najboljše rezultate dal letalski ARIMA model. To lahko potrdimo tudi z nadaljnjo analizo ostankov, poleg izrisa ACF in PACF diagrama. Ugotavljamo, da nam letalski ARIMA model poda verjetnost Q-statistike nad 10 % oziroma 5 % za posamezno spremenljivko (Lütkepohl in Krätzig 2004). Jasno izraženo verjetnost nad 5 % je zaznati pri vseh spremenljivkah, razen pri ICGSEA, ICN, ICTG in NEDT.

Ugotavljamo, da je na osnovi Q-statistike mogoče z nizko stopnjo tveganja zaključiti, da obstaja značilna avtokorelacija med ostanki pri modelih ICGSEA, ICN, ICTG in NEDT. Za ICN bi lahko predlagali ustrezen model ARIMA (1,1,1)(0,0,0), za NEDT ARIMA (0,2,7)(0,0,0) in za ICTG ARIMA (0,1,1)(0,0,0). Za spremenljivko ICGSEA nismo našli najbolj primernega modela. Vse verjetnosti Q-statistike so okoli 0. V praksi se je težko odločiti za to, kateri model je najboljši. Vsekakor smo za vse spremenljivke prikazali najbolj ustrezne modele, ki so stacionarni. Pri turistih so na primer pri letalskem modelu vsi ostanki znotraj meje zaupanja. Za vse preučevane pojasnjevalne spremenljivke v nadaljevanju podajamo empirično analizo.

Pri časovni vrsti ICŽP – ta služi za izračun inflacije – lahko opazimo statistično značilno pozitivno avtokorelacijo od prvega ($\rho = 0,947$) do dvanajstega reda ($\rho = 0,694$), kot je to razvidno iz Preglednice 5. To pomeni, da so vrednosti te spremenljivke pozitivno in precej močno povezane z vrednostmi te iste spremenljivke, ki so zamaknjene za en mesec nazaj, manj močno za dva meseca in še manj za dvanajst mesecev nazaj. To je seveda pričakovano, saj je vrednost indeksa močno povezana z vrednostjo indeksa v predhodnem mesecu ali dvanajstih mesecih nazaj. Vrednosti odlogov počasi padajo tudi zaradi pojava sezonskosti pri časovni vrsti. Ker so cene povezane med meseci, je statistično pozitivna avtokorelacija prisotna tudi še na dvanajstem odlogu.

Avtokorelacijo uspemo odpraviti, kot je to razvidno iz Preglednice 6, stolpec 3, in naredimo spremenljivko stacionarno, če časovno vrsto trans-

formiramo v časovno vrsto diferenc prvega reda in diferenc prvega reda sezonskosti. V tem primeru ne najdemo nobenega avtokorelacijskega koeficienta, ki bi bil statistično značilen. Sprejmemo lahko sklep, da avtokorelacija pri tako transformirani časovni vrsti ni več prisotna, prav tako pa je časovna vrsta postala stacionarna. Podobno kot pri odvisni spremenljivki se sedaj spremeni interpretacija posameznih vrednosti, ki se nanašajo na spremembe ICŽP. Enote teh sprememb so indeksne odstotne točke.

Proučevanje avtokorelacije pri slamnatih spremenljivkah, kot je uvedba evra, vsebinsko ni najbolj smiselna. Tehnično gledano pa pri slamnatih spremenljivkah ni bilo značilne avtokorelacije.

Iz preglednic 5, 6 in 7 je razvidno, da časovna vrsta ICŽPEA vsebuje statistično značilno avtokorelacijo prvega reda. Avtokorelacijski koeficient med proučevano časovno vrsto in za dvanajst mesecev odloženo isto časovno vrsto je pozitiven in znaša 0,740. Vrednosti indeksa so torej pozitivno in srednje močno povezane z vrednostmi tega indeksa v predhodnem mesecu. Tudi pri ostalih odlogih so si avtokorelacijski koeficienti statistično značilni. PACF nam potrди, da imamo avtokorelacijo prvega reda, počasi padajoči odlogi pa, da imamo tudi sezonsko diferenco prvega reda. Podobno kot v primeru odvisne spremenljivke lahko avtokorelacijo odpravimo in naredimo spremenljivko stacionarno, če časovno vrsto transformiramo v časovno vrsto diferenc prvega reda in diferenc prvega reda sezonskosti. V tem primeru ne najdemo več nobenega avtokorelacijskega koeficienta, ki bi bil statistično značilen. Sprejmemo lahko sklep, da avtokorelacija pri tako transformirani časovni vrsti ni več prisotna, prav tako pa je časovna vrsta postala stacionarna. Podobno kot v prejšnjih primerih pa se zdaj spremeni interpretacija posameznih vrednosti. Vrednost tako transformirane spremenljivke v vsakem mesecu sedaj pove, za koliko indeksnih točk se je indeks ICŽPEA vsak mesec spremenil v primerjavi s predhodnim mesecem.

Če proučimo preglednice 5, 6 in 7, ugotovimo, da tudi vse ostale posajnevalne spremenljivke – časovne vrste vsebujejo takšno ali drugačno avtokorelacijo. Iz preglednic pa lahko ugotovimo, pri katerih spremenljivkah smo s transformacijo časovnih vrst z njihovo diferenco prvega reda uspeli odpraviti avtokorelacijo in zagotoviti stacionarnost časovne vrste. Če se omejimo samo na prvih dvanajst časovnih odlogov, kar je na dolžino časovnih vrst že precej, ugotovimo naslednje: pri vseh preostalih časovnih vrstah moč avtokorelacije z velikostjo časovnega odloga upada (z izjemo časovnih vrst IAC, ICS in turisti), avtokorelacija pa je po pričakovanjih vedno pozitivna. Iz omenjenih preglednic vidimo, da so pri ostalih spremenljivkah prisotne statistično značilne pozitivne avtokorelacije od prvega do dvanajstega reda. Z diferenciranjem prvega reda teh spremenljivk, ra-

zen IDDV, avtokorelacijo uspemo odpraviti in zagotoviti stacionarnost teh časovnih vrst pri vseh proučevanih spremenljivkah, razen pri spremenljivkah ICGSEA in NEDT. Pri teh spremenljivkah ni moč odpraviti avtokorelacije niti s transformacijo spremenljivke v difference drugega reda, z izjemo NEDT. Za iskanje diferenc tretje in višje stopnje se nismo odločili, saj so že difference druge vrste vsebinsko dovolj težko razumljive. Te namreč ponaazarjajo, za koliko se je vsak mesec spremenila vrednost spremembe (povečanje ali zmanjšanje) originalne spremenljivke v primerjavi s predhodnim mesecem (Čepar 2009). Ko opazujemo parcialno avtokorelacijo pri izvornih, ne transformiranih časovnih vrstah, je pri skoraj vseh časovnih vrstah statistično značilna avtokorelacija prvega reda, kar pomeni, da je skoraj vsaka časovna vrsta povezana s členi iste časovne vrste, zamaknjenimi za en mesec nazaj oziroma zaradi dodane še sezonske časovne vrste za dva meseca nazaj. To nam potrjujejo tudi predhodne empirične analize (Lütkepohl in Xu 2011; Enders 2004; Čepar 2009).

ACF in PACF korelogram ostankov na transformiranih časovnih vrstah pokažeta, da je s prvo diferenco teh časovnih vrst avtokorelacija odpravljena celo na več časovnih vrstah, kot če opazujemo samo ACF odlogov na časovnih vrstah. Najdemo jo samo še pri v prvo diferenco transformirani časovni vrsti ICGSEA, vendar le na drugem odlogu, kar pomeni, da je časovna vrsta odvisna od te iste časovne vrste za dva meseca nazaj, kar nam predstavlja padec cen v gostinstvu v evro območju v času gospodarske in finančne krize in NEDT, vendar prav tako le na drugem odlogu, kar pomeni, da je časovna vrsta odvisna od te iste časovne vrste za dve obdobji nazaj, kar nam predstavlja odvisnost časovne vrste od apreciacije domače valute (pri inšpekcijskem ARIMA modelu). Iz tega opisa in razloga podamo, da je prva diferenca časovne vrste primerna za nadaljnjo raziskavo na vseh proučevanih spremenljivkah, razen IDDV, ki je nismo transformirali, ker je $I(0)$.

Za vse preučevane modele v nadaljevanju podajamo regresijsko analizo. Kot smo že ugotovili, nam regresijska analiza z nestacionarnimi spremenljivkami da nepravo regresijo. Da bi se temu izognili, smo spremenljivke diferencirali, vendar ne tudi logaritmirali (Enders 2004). Uporabili smo le stopnje diferenciranja (Lütkepohl in Xu 2011), v našem primeru prvo stopnjo diferenciranja za vse spremenljivke, razen IDDV, in za večino njih tudi prvo stopnjo sezonskega diferenciranja (Enders 2004).

Regresijska analiza stacionarnih spremenljivk

Ekonometrična analiza nam pri regresijski analizi lahko poda nestacionarne ostanke. Vsi rezultati so v stalni povezavi (Gričar in Bojnec 2010a; 2012).

Zato moramo biti pri oblikovanju regresijske analize pazljivi. Za primerjavo v nadaljevanju navajamo štiri primere, ki jih moramo vzeti v obravnavo, preden zavrtno regresijsko analizo z znanimi spremenljivkami (Enders 2004). Prvič – vse spremenljivke so stacionarne. V tem primeru je regresijska analiza primerna. Drugič – zaporedne spremenljivke so integrirane v različnih redih. Regresijska analiza je v takem primeru nepomembna oziroma nesmiselna, kar prikazujemo v nadaljevanju, kjer smo IDDD izločili iz regresijske analize. Tretjič – nestacionarne zaporedne spremenljivke so integrirane v istem redu in njihovi ostanki imajo stohastičen trend. V tem primeru imamo nepravo regresijo, kar smo predhodno prikazali. V tem primeru je smiselno zavrteti regresijo, ocenjeno na prvi diferenci, ker spremenljivke vsebujejo problem enotskega korena, prva diferenca vseh pa je stacionarna. Opozoriti moramo, da prva diferenca ni ustrezna, če je en trend stohastičen in en determinističen. Četrtoč – nestacionarne zaporedne spremenljivke so integrirane v istem redu in njihovi ostanki so stacionarni. V tem primeru so spremenljivke kointegrirane. Za še boljši primer navajamo serijo slučajnega sprehoda z zanosom, kjer nastopi beli šum in slučajni sprehod. Vse spremenljivke so $I(1)$, ostanki so stacionarni. Vseeno je zelo pomembno, da (ne)stacionarne spremenljivke predhodno analiziramo v regresijski analizi, četudi analiza ne da pravega pomena (Enders 2004).

108

Enostavno regresijo v času, v katero smo v izhodišču vključevali vse pojasnjevalne spremenljivke, smo po posameznih korakih postopno izboljševali. V enostavno regresijo v času smo najprej vključili vseh šestnajst pojasnjevalnih spremenljivk, predstavljenih in analiziranih v predhodnih točkah, ki smo jih preoblikovali po treh različnih modelih. Z računalniškim programom SPSS smo oblikovali nove časovne serije, ki smo jih analizirali s pomočjo multiple regresijske analize. Postopoma smo iz regresijskega modela odvezemali statistično neznačilne pojasnjevalne spremenljivke, spremenljivke z napačnimi predznaki ali spremenljivke, ki so slabšale model. Prišli smo do izboljšanega regresijskega modela, ki ima statistično značilne regresijske koeficiente, prav tako pa so smiselni tudi njegovi predznaki. Kot najbolj statistično značilne so se izkazale pojasnjevalne spremenljivke $\Delta IC\check{Z}P$, $\Delta ICGSEA$, $\Delta ICTG$ in D_2 . F -test in njegova statistična značilnost kažeta na statistično značilnost modelov kot celote, visok pa je tudi popravljen determinacijski koeficient, kar kaže na visoko pojasnjevalno moč vseh vključenih spremenljivk.

V okviru analize avtokorelacije smo pokazali, da je tako pri odvisni kot pri ostalih neodvisnih spremenljivkah prisotna avtokorelacija vsaj prvega reda, zato je primerna uporaba modela ARIMA. Ker pri obravna-

vanih spremenljivkah avtokorelacija z večanjem časovnih odlogov približno geometrijsko upada in ker je parcialna korelacija po prvem odlogu nič, je smiselna vključitev avtoregresijskega člena dvanajstega reda (stolpec 1, Preglednica 10). D-W-statistika (2,130) se namreč pri prvem, inšpekcijskem modelu nahaja nad zgornjo mejo kritične vrednosti pri 5 % stopnji značilnosti (2,053), kar pomeni, da avtokorelacija ni prisotna. Medtem se pri SPSS modelu D-W-statistika (1,132) nahaja pod spodnjo mejo kritične vrednosti pri 1 % stopnji značilnosti (1,203). Pri letalskem ARIMA modelu pa se D-W-statistika nahaja med kritičnima vrednostima 1,324 in 2,053 ($D-W = 1,521$) pri 5 % stopnji značilnosti. D-W-statistika ima postavljeno ničelno hipotezo, da ostanki najmanjših kvadratov regresije niso avtokorelirani in alternativno hipotezo, da so ostanki regresije blizu AR(1) procesa. D-W-statistika se giblje med 0 in 4. Vrednosti blizu 2 kažejo, da avtokorelacija ni prisotna, vrednost 0 označuje pozitivno avtokorelacijo, vrednosti proti 4 kažejo na negativno avtokorelacijo.

Porazdelitev standardiziranih ostankov smo skupaj s prilagojeno normalno porazdelitvijo pogledali s histogrami. Iz primerjave obeh lahko sklepamo, da so ostanki približno normalno porazdeljeni in heteroskedastičnost ni prisotna v regresijskem modelu 1 (v Preglednici 8). Če tej predpostavki ni zadoščeno, ocene parametrov regresije niso več učinkovite. Nenormalno porazdelitev bi v porazdelitvi ostankov opazili kot na primer nehomogeno varianco, strukturni lom (Johansen, Mosconi in Nielsen 2000) ali kot korelacijo ostankov. V modelu 2 in 3 ugotavljamo, da ostanki niso normalno porazdeljeni, saj je njihova porazdelitev bolj sploščena od prilagojene normalne porazdelitve. V razsevnem grafikonu pa smo pogledali odvisnost standardiziranih vrednosti ostankov od standardiziranih ocen odvisne spremenljivke. Točke so v modelu 1 povsem razporejene v obliko horizontalnega pasu, v modelih 2 in 3 pa ne, kar lahko pomeni določena odstopanja od predpostavk regresijskega modela. To nam pove, da imamo spremenljivke kointegrirane, saj so ostanki stacionarni in se porazdeljujejo približno normalno. Da se prebijemo do kointegracije, pa si bomo v naslednjem poglavju pogledali, ali imajo spremenljivke stohastičen trend ali determinističen trend. Da so spremenljivke kointegrirane, morajo imeti stohastičen trend, kot smo predhodno že zapisali. Pred tem pa podajmo še razlago rezultatov empirične analize regresije. Modela 2, ki ima nizko D-W-statistiko ne bomo interpretirali, saj je prisotna avtokorelacija. Pri regresijskem modelu 3 smo ICŽP izločili, četudi je statistično značilen, saj se je izboljšala slika modela.

Vrednost D-W-statistike je tako prešla iz 1,431 na 1,521. Modela 3 kljub zadovoljivi vrednosti D-W-statistike ne bomo interpretirali, saj je

vrednost popravljenega determinacijskega koeficienta visoka. Prav tako je visoka vrednost FF -statistike. Oba parametra nas vodita do suma neprave regresije (Granger, Namwon in Yongil 2004). Pri regresijskem modelu 1 se ostanki najlepše porazdelijo in so porazdeljeni podobno kot normalna porazdelitev, kar je konsistentno z Enders (2004) ter Lütkepohl in Xu (2011).

Prilagojen determinacijski koeficient v prvem regresijskem modelu v Preglednici 8 kaže visoko stopnjo pojasnenosti odvisne spremenljivke. Njegova vrednost je 0,678. Del pričakovanih pozitivnih/negativnih povezanosti med odvisno spremenljivko $\Delta ICGS$ in posameznimi pojasnjevalnimi spremenljivkami se potrjuje. Kot najbolj statistično značilno so se izkazale naslednje pojasnjevalne spremenljivke: $\Delta IC\check{Z}P$, $\Delta ICGSEA$, $\Delta ICTG$ in D_2 . Ocene rezultatov kažejo, da cene v gostinstvu v območju evra predstavljajo glavni dejavnik povezanosti cen v gostinstvu v Sloveniji. Sledi inflacija (indeks cen življenjskih potrebščin) in cena energije (goriva). Te tri spremenljivke same pojasnijo več kot polovico spremenljivosti cen v gostinstvu v Sloveniji od leta 2000. Ti rezultati kažejo, da je dinamika cen v gostinstvu v Sloveniji določena: prvič – s cenami v gostinstvu v območju evra in s splošno ravno inflacije v državi. Ta ugotovitev je konsistentna z idejo o oblikovanju skupne monetarne unije, ki prispeva k zblizjevanju cen v državah članicah proti skupni evropski ravni cen. Cene v manj razvitih srednjeevropskih in vzhodnoevropskih državah bodo rasle hitreje kot v razvitih, zahodnoevropskih državah (Juselius 2004; Juselius in Mladenović 2002). Drugič – po uvedbi evra v Sloveniji so se cene v gostinstvu od januarja 2007 do marca 2007 občutno znižale. Ti rezultati realnega gibanja cen so pomembne informacije za gospodarstvenike in menedžerje pri razumevanju cenovne konkurenčnosti. Tretjič – cene goriva imajo pomembno vlogo v ravni cen v gostinstvu.

Preglednica 8: Regresijska analiza.

	Ovisna spremenljivka: Δ ICGS		
	1; N = 126	2; N = 116	3; N = 116
Regresijska konstanta	0,491 (3,656)***	-190,521 (-15,01)***	-147,41 (-22,492)***
Δ ICŽP	0,283 (1,794)**		
Δ ICGSEA	0,678 (15,685)***	1,821 (9,932)***	2,102 (13,647)***
Δ IAC		0,204 (7,771)***	0,266 (8,353)***
Δ turisti		-0,023 (-10,672)***	-0,025 (-9,841)***
Δ ICS		0,370 (3,335)***	0,121 (1,655)**
Δ ICN			-0,010 (-2,12)***
Δ NEDT		0,570 (3,178)***	
Δ ICTG	-0,011 (-1,908)**	-0,026 (-4,011)***	-0,015 (-1,728)**
D ₁		-2,573 (-3,878)***	-2,405 (-3,090)***
D ₂	-1,500 (-1,648)**	1,767 (-4,755)***	-1,464 (-3,257)***
Δ K ₂		1,083 (3,437)***	1,653 (4,656)***
R ₂	0,678	0,998	0,997
D-W	2,130	1,132	1,521
F test	66,759	6510,59	4735,52

Opombe: Δ – spremenljivka diferencirana prvega reda; ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, ICTG – indeks cen tekočih goriv, D₁ – slamnata spremenljivka evro ob uvedbi (D₁ = 1 za december 2006 do februar 2007 in 0 za druge mesece), D₂ – slamnata spremenljivka evro po uvedbi (D₂ = 1 za od marec 2007 do december 2007 in 0 za druge mesece), K₂ – druga komponenta; D-W – Durbin-Watson statistika; R² – popravljeni determinacijski koeficient; *, **, ***: 10 %, 5 % in 1 % stopnja značilnosti; *St* – statistike so navedene v oklepajih. Naslovi stolpcev: 1 – regresijska analiza ARIMA inšpekcijskih koeficientov, 2 – regresijska analiza ARIMA SPSS koeficientov, 3 – regresijska analiza ARIMA letalskih koeficientov.

Povzemimo rezultate regresijske analize. Prva in druga ugotovitev potrjujeta hipotezo 1, da so skupni makroekonomski dejavniki in makroekonomski šoki, notranje in zunanje okolje pomembni za cene v gostinstvu. Hipoteze 2 nismo potrdili, da so cene v gostinstvu močno povezane s povpraševanjem po turističnih storitvah ter z apreciacijo domače valute. Hipoteza 3 je potrjena s cenami goriva kot vhodnimi stroški, vendar z ne-

gativnim predznakom. Vse druge v analizo vključene spremenljivke, ki v gostinstvu nastopajo kot strošek, so bile z regresijsko analizo zavrnjene. Te spremenljivke so IAC, ICIPP, ICS in ICN.

Stabilnost modea z metodo najmanjših kvadratov

Potem, ko smo analizirali vsako posamezno spremenljivko z metodo glavnih komponent, regresijsko analizo in avtoregresijo, smo v naslednjih dveh podpoglavjih izpeljali empirični analizi dinamike cen v turizmu s pomočjo kointegracije in VAR- oziroma VECM-analize. Za vse spremenljivke nam ekonometrična teorija (Johansen 1996; Enders 2004; Lütkepohl in Krätzig 2004; Juselius 2006; Gričar in Bojnec 2012; 2013) predlaga te tri metode, ki so novejše v proučevanju časovnih vrst. Medsebojno odvisnost več spremenljivk, ki so podane kot časovne serije, lahko testiramo z VAR-analizo. Preden pa preidemo na kointegracijsko analizo in model VAR, smo pred tem analizirali integracije časovnih vrst z največkrat uporabljenimi testi v ekonometrični analizi za odpravo enotskega korena. Pri tem smo analizirali tudi trend rasti serije.

112

Stacionarnost časovne serije (modela), determinističen ali stohastičen trend

Ugotovili smo, da so vse spremenljivke, razen IDDV (preglednice 5–7), nestacionarna časovna vrsta. To pomeni, da je v časovnih serijah prisoten trend. Nestacionarna časovna serija pomeni, da obstaja velika verjetnost, da spremenljivke ne ustrezajo pogojem stacionarnosti in da imamo opravka z enotskim korenem. Prvi pogoj pravi, da imajo vsi elementi stacionarnega stohastičnega procesa enako povprečje, oziroma povprečje je 0. Časovna vrsta, ki jo povzroča stacionaren proces, tako niha okoli stalne (konstantne) srednje vrednosti. Drugi pogoj pravi, da kovarianca $r(h)$ oziroma $r(k)$ med dvema elementoma procesa ni odvisna od časa t , temveč od časovne razdalje h v neprekinjenem času med posameznima elementoma $X(t)$ in $X(t+h)$ (Lütkepohl in Krätzig 2004; Gričar 2012). To lahko zapišemo kot $Cov[X(t), X(t+h)] = r(h)$ in velja za običajen stohastični proces. Medtem nas zanima šibko stacionaren stohastični proces $AR(1)$ v končnem časovnem intervalu za $\{X_n \equiv n = 0, 1, 2, \dots\}$ kjer funkcijo kovariance $r(k)$ lahko zapišemo kot $Cov[X_n, X_{n+k}] = r(k)$. Funkcija je torej odvisna le od časovne razdalje k in ne od n , in kjer je pričakovanje E opazovane spremenljivke X_n konstanta m . Slednje lahko zapišemo v obliki enačbe $E[X_n] = m$ (Gričar 2012). Funkcija kovariance nam prikaže vpliv preteklosti na prihodnost vedno le za pozitiven koeficient k ; $k \geq 0$.

Za stacioniranje spremenljivk literatura (Enders 2004; Lütkepohl in

Krätzig 2004; Lütkepohl in Xu 2011) največkrat navaja logaritmiranje spremenljivk, desezonaliziranje spremenljivk in integriranje spremenljivk z diferenciacijo d reda. Integriranje je največkrat uporabljen filter za odpravljanje stohastičnega trenda, kajti ta postopek je uspešen v ekonometrični analizi časovnih serij. Nestacionaren stohastičen proces lahko postane stabilen z uporabo reda prve diference $I(1)$. Integriranje pomeni, da iz dane funkcije iščemo novo funkcijo, katere odvod je enak dani funkciji. V nadaljevanju smo se za stabilizacijo modelov odločali na osnovi integriranja in sezonskih umetnih spremenljivk. Desezoniranja in logaritmiranja nismo uporabljali. Desezoniranje smo uporabili le v primeru prikaza primerljivosti izračuna stacionarnosti za spremenljivki ICGS in ICS. Najnovejša ekonometrična literatura govori, da logaritmiranje in desezoniranje ne prineseta želenih empiričnih interpretacij. V nedavni študiji sta tako Lütkepohl in Xu (2011) raziskovala vlogo logaritmov pri preoblikovanju časovnih vrst na primeru letne inflacije in sezonskih podatkov. Ugotavljala sta, ali bi pretvorba informacij vodila k bolj homogeni varianci spremenljivke z uporabo logaritmiranja in s tem povečala natančnost napovedi časovne serije. Če ta pogoj ne bi bil zadovoljivo izpolnjen, je bolje, da časovne serije ne logaritmiramo. Rezultati jasno kažejo, da običajna praksa logaritmiranja s približkom stopnje inflacije ni nujno optimalna. Dejstvo je, da z empirično analizo ugotovita, da so pridobljeni rezultati boljši z uporabo izvirnih časovnih serij kot na časovnih serijah z logaritmiranjem. Lütkepohl in Xu (2011) tako priporočata stopenjsko integriranje. Za stabiliziranje modelov časovnih serij je tudi Nobelov nagrajenec Sims (1980) dejal, da odpravljanje nestacionarnosti spremenljivk lahko zamegli gibanja spremenljivk. Osredotočeni smo na izrecno sezonsko neprilagojene časovne serije, saj imajo lahko prilagojene serije sezonski enotski koren, ki je lahko zajet z letnimi razlikami inflacije, in takšna prilagoditev glede na sezono prinaša tudi dodatne težave za modeliranje, interpretiranje rezultatov in napovedovanje (Franses in Paap 2004).

Obstaja več testnih statistik, ki potrjujejo ali zavračajo ničelno hipotezo o enotskem korenu (Lütkepohl in Krätzig 2004). V tem pod poglavju smo se osredotočili predvsem na preverbo stacionarnosti z ADF-testom (Bellulo 2009). Formalni metodi za preverbo stacionarnosti sta še PP test in KPSS (Enders 2004). ADF-test temelji na tau (τ) statistiki, ki je podobna St -statistiki, koeficienta Φ v metodi najmanjših kvadratov in podani z enačbo:

$$\Delta y_t = \Phi \cdot y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} a_j^* \cdot \Delta y_{t-1} + u_t$$

kjer je $\Phi = -a(1)$ in $a_j^* = -(a_{j+1} + \dots + a_p)$. Treba je testirati ničelno hipotezo $a(1) = 0$. Če testna statistika zavrne vrednost, ki je manjša od kritične vrednosti, potem lahko ničelno hipotezo o enotskem korenu zavrne. V tem primeru je časovna serija stacionarna. Če pa je vrednost testne statistike večja od kritične vrednosti, potem ničelne hipoteze o enotskem korenu ne moremo zavreči oziroma je časovna serija nestacionarna.

Na podlagi vizualnega pregleda slik, kjer so grafično prikazane spremenljivke v osnovni stopnji časovne serije (Bellulo 2009), vidimo, da imajo vse komponente, razen NEDT, izražen trend. Iz tega sklepamo, da so spremenljivke nestacionarne. Iz slik sicer ne vidimo ali gre za stacionarnost, ki jo lahko diferenciramo, ali pa za determinističen trend. Vidimo, da imajo spremenljivke, ki jih analiziramo, trend rasti. Ob tem se nam postavlja vprašanje, ali gre za determinističen ali stohastičen trend. Iz slik vidne strukturne lome smo upoštevali pri kointegracijskem modelu (Johansen, Mosconi in Nielsen 2000). Pri spremenljivkah ICŽP, ICŽPEA in ICN je viden strukturni lom junija 2008 in spremenljivka ICTG ima strukturni lom mesec dni kasneje, tj. julija 2008. Medtem pa ima časovna vrsta ICIPP strukturni lom avgusta 2008.

Grafično izolirani strukturni lomi so deterministični členi v VEC modelu. Z njimi na osnovi Chow testa preverimo stabilnost modela (Lütkepohl in Krätzig 2004). Za arbitrarno določen strukturni lom junij 2008 (*SI2008M6*) ugotovimo, da so vrednosti χ^2 statistike pod 5 % kritične vrednosti, kar pomeni, da so vsi modeli postavljeni s hipotezami stabilni, in da ni prišlo do spremembe v ravni povprečja modela oziroma do statistično značilnega preloma v modelu (Dolenc 2009). Sprejmemo lahko, da gre za stalni šok, ki ga označimo s spremenljivko strukturni lom *SI2008M6* in je v VAR modelu opredeljen kot deterministični člen, kar lahko prikazemo kot (... 0,0,1,0,0, ...) (Juselius 2006). V prvi diferenci avtoregresijske analize ostanki determinističnega člena, z uporabo statičnega regresijskega modela v katerega so vključeni vsi faktorji, vektor VAR matrike in standardna napaka modela, ustrezajo dinamičnemu modelu determinističnih členov, z ustreznim odlogom. Ostanke determinističnega člena v dinamičnem modelu lahko prikazemo kot (... ,0,0,1, -1,0,0, ...), oziroma tim. prehodni šok (Juselius 2006; Lütkepohl in Krätzig 2004).

Preglednica 9: ADF-test.

Spremenljivka	osnovni red					prva diferenca					tr, k
	N	odlog	AIC	x**	ADF	N	odlog	AIC	x**	ADF	
ICŽP	116	12	2,20	-1,94	0,99	127	0	2,34	-1,94	-6,88	/
ICŽPEA	116	12	0,94	-1,94	1,91	112	16	0,77	-2,89	-3,10	C
ICGS	128	0	4,46	-1,94	2,15	127	0	4,46	-2,88	-2,93	C
ICGSEA	116	12	0,09	-1,94	0,46	127	12	2,32	-1,94	-0,48	/
ICGSEA_SA						124	3	-1,12	-2,88	-2,95	C
IAC	116	12	3,24	-1,94	0,93	126	1	3,36	-1,94	-5,71	/
IBPG	124	4	8,99	-1,94	-0,2	124	3	8,97	-1,94	-7,30	/
Turisti	116	12	7,82	-1,94	3,93	115	12	-7,90	-1,94	-4,33	/
ICIPP	127	1	1,13	-1,94	3,54	117	10	1,18	-1,94	-2,08	/
ICS	116	12	2,14	-1,94	-1,09	127	0	3,24	-1,94	-1,33	/
ICS_SA						127	0	1,41	-3,45	-8,40	T, C
ICN	122	6	8,68	-1,94	0,06	122	5	8,67	-1,94	-5,73	/
NEDT	117	11	3,73	-1,94	-8,96	115	12	-5,59	-1,94	-9,31	/
IDDV	128	0	1,42	-1,94	0,96	127	0	1,43	-1,94	-11,22	/
ICTG	123	5	7,47	-1,94	0,58	123	4	7,46	-1,94	-5,65	/
D1	118	10	-0,95	-1,94	-1,24	127	0	-1,99	-1,94	-11,22	/
D2	122	6	-1,65	-1,94	-3,23	119	8	-1,56	-1,94	-6,05	/

Opombe: ADF – Dickey-Fuller test, AIC – Akaike informacijski kriterij; ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, ICGSEA_SA – indeks cen v gostinstvu v evro območju desezoniran, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, IDDV – davek na dodano vrednost, ICTG – indeks cen tekočih goriv, D1 – slamnata spremenljivka ob uvedbi evra (D1 = 1 za december 2006 do februar 2007 in 0 za druge mesece), D2 – slamnata spremenljivka po uvedbi evra (D2 = 1 za od marec 2007 do december 2007 in 0 za druge mesece), K1 – prva komponenta, K2 – druga komponenta: † – test je izveden s pomočjo PP testa, N – število opazovanj, SA – desezonirana spremenljivka, tr – vključen trend v ADF test, k – vključena konstanta v ADF test, **: 5 % stopnja značilnosti.

S statistično empiričnim paketom EViews izvedemo ADF-test stacionarnosti. Vse vrednosti St -statistik posameznih spremenljivk so bile večje od 5 % kritične vrednosti, kar pomeni, da so časovne serije vseh spremenljivk nestacionarne (Preglednica 9). Izjemi sta spremenljivki NEDT in D2, ki sta stacionarni že v osnovnem redu. Izračunane vrednosti St -statistik ne gledamo po absolutni vrednosti, saj bi nas to vodilo do napačnega sklepanja pri spremenljivkah ICGS, turisti in ICN. Predvidoma imajo te spremenljivke izračunano absolutno visoko vrednost St -statistike zaradi sezonskosti in/ali nestanovitnosti.

V primeru nestacionarnosti spremenljivk lahko stacionarnost v časovno vrsto vsilimo z integracijo. Ponovno izvedemo ADF-test še za integrirane spremenljivke. Rezultati so podani v Preglednici 9. V vseh primerih je

uporabljen ADF-test in Akaike informacijski kriterij (AIC). AIC predstavlja kriterij, ki predlaga število odlogov, s katerimi model optimalno napoveduje prihodnje gibanje proučevane spremenljivke (Lütkepohl in Krätzig 2004). Test ugotavljanja stopnje enotskega korena do najvišje stopnje, ki nam zagotavlja stacionarno serijo, imenujemo tudi Pantula princip (Lütkepohl in Krätzig 2004; Irz, Niemi in Xing 2011).

Pri stacioniranju prvega reda zasledimo tri izjeme. Prvič – pri spremenljivkah $\Delta IC\check{Z}P$ in $\Delta ICGS$ smo upoštevali Schwartz-Bayesian informacijski kriterij (SBIC), saj je predlagal manjše število odlogov. Ta kriterij je še bolj dosleden pri napovedovanju gibanja proučevane spremenljivke, kot kriterij AIC. Drugič – spremenljivke $\Delta IC\check{Z}PEA$, $\Delta ICGS$, $\Delta ICGSEA$ niso stacionarne po integriranju prvega reda brez vključene konstante, sezoni-ranega indeksa cen storitev $\Delta(ICS_SA)$ in trenda. Tretjič – spremenljivki $ICGSEA$ in ICS smo testirali tudi s pomočjo desezoniranja s pomočjo $CENSUS X_{12}$ metodologije in ADF-testa. Desezonirani spremenljivki sta stacionarni v prvi diferenci, kar smo z ADF-testom tudi potrdili.

Iz slik smo ugotovili prisoten trend. Zato smo v Preglednici 10 prikazali analizo s pomočjo ADF in PP-testa za osnovno serijo in prvo integracijo. Za osnovno serijo in prvo integracijo smo v analizo vključili konstanto in linearen trend, ki sta deterministična člena reda časovne serije. S tem želimo ugotoviti, ali je spremenljivka trendno stacionarna ali integracijsko stacionarna. Testiranje stacionarnosti serije v prvi integraciji pomeni, da je integracija spremenljivke v procesu $I(0)$, kjer lahko ovržemo hipotezo, da je spremenljivka reda $I(1)$. Spremenljivka ima večkratni enotski koren in ga z enkratno integracijo ne moremo stacionirati. Za izbiro odlogov smo izbrali kriterij SBIC. Iz Preglednice 10 vidimo, da spremenljivke $IC\check{Z}P$, $IC\check{Z}PEA$, $ICGS$, $ICGSEA$, sezoniran indeks cen v gostinstvu v evro območju ($ICGSEA_SA$), IAC , $IBPG$, turisti, $ICIPP$, ICS , ICS_SA , ICN , $IDDV$, $ICTG$, D_1 , K_1 in K_2 niso trendno stacionarne, saj ne moremo zavrnila ničelne hipoteze o enotskem korenu v osnovnem redu s trendom. Po integraciji prvega reda lahko pri vseh spremenljivkah ovržemo hipotezo o obstoju enotnih lastnih vrednosti in s statistično značilnostjo najmanj 5 % oziroma s 95 % zanesljivostjo lahko trdimo, da imamo $I(1)$ proces. Pri spremenljivkah $NEDT$ in D_2 ugotavljamo, da imamo $I(0)$ proces in pri spremenljivki $IBPG$, zanimivo, prav tako $I(0)$.

Preglednica 10: Test enotskega korena.

Spremenljivka	osnovni red			prva diferenca				
	determinističen člen: konstanta, trend			determinističen člen: konstanta, trend		determinističen člen: konstanta		
	odlog	ADF	PP	odlog	ADF	PP	ADF	PP
ICGS	0	0,32	0,26	0	-2,96	-2,80	-2,94**	-2,80**
ICŽP	1	-2,167	-1,99	0	-8,90***	-8,64***	-8,59***	-8,41***
ICŽPEA	12	-3,89**	-2,87	12	-2,79	-11,43***	-2,79**	-11,51***
ICGSEA	12	-4,30***	-4,55	11	-1,43	-14,23***	-1,09	-14,21***
ICGSEA_SA	4	-2,52	-1,48	3	-3,12*	-12,75***	-2,95**	-12,75***
IAC	0	-1,50	-1,81	0	-10,43***	-10,59***	-7,83***	-7,92***
IBPG	1	-4,46***	-3,56***	0	-9,33***	-10,90***	-9,37***	-10,95***
turisti	11	0,41	-3,16*	10	-4,881***	-8,13***	-4,761***	-7,22***
ICIPP	1	-2,66	-2,93	0	-7,42***	-7,48***	-7,27***	-7,32***
ICS	12	-1,20	-0,68	11	-1,13	-2,46	-1,23	-5,09***
ICS_SA	0	0,51	0,19	0	-8,40***	-8,87***	-1,22	-7,96***
ICN	2	-4,23***	-2,96	0	-7,07***	-6,95***	-7,10***	-6,98***
NEDT	5	-6,75***	-8,95***	12	-8,72***	-1,18	-7,50***	-1,68
IDDV	0	-1,84	-1,84	0	-11,34***	-11,34***	-11,27***	-11,87***
ICTG	1	-3,09	-2,89	0	-7,86***	-7,89***	-7,83***	-7,92***
D1	0	-2,07	-2,09	0	-11,25***	-11,25***	-11,27***	-11,27***
D2	3	-3,99***	-4,54***	2	-10,96***	-3,730***	-11,00***	-11,18***
K1	1	-3,65**	-2,26	0	-6,31***	-5,43***	6,26***	-5,42***
K2	12	-3,18*	2,96	12	-3,08*	-7,06***	-2,95**	-7,11***

Opomba: ADF – Dickey-Fuller test, PP – Philips-Peron test; ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, ICGSEA_SA – sezonsiran indeks cen v gostinstvu v evro območju, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICS_SA – sezonsiran indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, IDDV – davek na dodano vrednost, ICTG – indeks cen tekočih goriv, D1 – slamnata spremenljivka ob uvedbi evra (D1 = 1 za december 2006 do februar 2007 in 0 za druge mesece), D2 – slamnata spremenljivka po uvedbi evra (D2 = 1 za od marec 2007 do december 2007 in 0 za druge mesece), K1 – prva komponenta, K2 – druga komponenta; *, **, ***: 10 %, 5 % in 1 % stopnja značilnosti.

Zaključimo lahko, da imamo tri trendno stacionarne spremenljivke: NEDT, D2 in IBPG. IBPG v testu enotskega korena brez trenda ni bil statistično značilen v osnovnem redu. Na podoben sklep nas vodi tudi ADF-test za spremenljivki ICŽPEA in ICGSEA. To ni presenetljivo, saj imamo v bližini linearnost. To je v skladu z ugotovitvami v literaturi, da se lahko v končnih vzorcih vsak trendno stacionarni proces približuje enotskemu korenu in arbitrarno je postopek zanesljiv (Lütkepohl in Krätzig 2004), in obratno, da se lahko vsak enotski koren približuje trend-stacionarnemu procesu (Irz, Niemi in Xing 2011). Zato za slednji spremenljivki sprejmemo sklep, da sta $I(1)$ stacionarni, saj nam tudi v prvi diferenci tako ADF-test

kot PP-test podata visoko statistično značilnost (Gričar in Bojnec 2012b).

Sedaj, ko smo analizirali vsako spremenljivko posebej, razen v multipli regresijski analizi, bomo naredili korak naprej h kointegraciji, VAR in VECM analizi. Zaključimo lahko, da bomo vse spremenljivke testirali v modelu VAR v diferenci prvega reda. Uporabili smo spremenljivke brez sezoniranja in brez logaritmiranja. ADF- in PP-test nam z vsaj 95 % verjetnostjo zavrnete ničelno hipotezo, da je prisoten enotski koren, na kar nam kaže vrednost St -statistike. Bolj kot je ta nizka, negativna, z večjo verjetnostjo zavrremo ničelno hipotezo o obstoju enotskega korena (Saatçioğlu in Korap 2009). Zaključimo lahko, da so spremenljivke ICŽP, ICŽPEA, ICGS, ICGSEA, ICGSEA_SA, IAC, IBPG, turisti, ICIPP, ICS, ICS_SA, ICN, IDDV, ICTG, D₁, K₁ in K₂ stacionarne v prvi integraciji, torej so $I(1)$. Spremenljivke NEDT, D₂ in IBPG so stacionarne v osnovnem redu, torej so $I(0)$.

118

Problem integracije spremenljivk pa predstavlja upad pojasnjevalne moči integriranih spremenljivk. Prav tako z ADF- in PP-testom nimamo slike o strukturnem lomu, kot tudi ne o slamnatih spremenljivkah. Torej so lahko rezultati, pridobljeni z ADF-testom in PP-testom, napačni (Bellullo 2009). Ker stacionarna spremenljivka povečuje rang matrike, smo stacionarnost spremenljivk testirali v kointegracijskem prostoru, v katerega smo vključili tudi slamnate in sintetične spremenljivke. Iz teh ugotovitev smo analizirali spremenljivke kot $I(1)$ okoli dolgoročnega stohastičnega trenda. Johansenov test kointegracije omogoča, da v primeru kointegracije v modelu VAR ni treba uporabljati integriranih spremenljivk. Pri Johansen testu testiramo ničelno hipotezo, da je število kointegriranih vektorjev manjše ali enako r .

Spremenljivke integrirane v prvem redu kointegracije

Z razliko od avtoregresijskega procesa, ki se nanaša na eno samo časovno serijo, lahko proces VAR opredelimo kot proces več različnih spremenljivk. V prvem koraku kointegracijske analize smo se ozrli na oblikovanje modela in število spremenljivk, ki smo jih vključili v posamezen model (Mladenović in Nojković 2008). Sledili smo ekonomski teoriji in postavljenim hipotezam. V modele smo vključili nesezonirane spremenljivke in spremenljivke brez naravnih logaritmov. Nesezonirane spremenljivke (Lütkepohl in Krätzig 2004) nam časovne serije ne spremenijo ali popačijo. Spremenljivke v ravnih brez logaritmov (Lütkepohl in Xu 2011) imajo večjo napovedno moč kot spremenljivke z naravnimi logaritmi. S tem imamo tudi daljšo časovno vrsto. Tudi interpretacija spremenljivk v ravnih je ekonomsko bolj smiselna. Z uporabo logaritmov pridemo namreč do interpretacije elastičnosti.

Večje število spremenljivk, vključenih v model in enačbo analize, običajno ne vodi do boljšega modela, saj je težko zaznati dinamično razmerje med vključenimi spremenljivkami v kointegracijskem modelu. Analiza VAR je primeren postopek za *postavitev* manjšega ali prilagojenega modela časovnih serij (PMČS). V modelu predpostavljamo, da sta spremenljivki ICN in turisti zunanji (eksogeni) spremenljivki, D_1 , D_2 in IDDV pa so slamnate spremenljivke. Preostale spremenljivke so po predpostavki notranje (endogene) spremenljivke. Spremenljivke časovnih serij imajo običajno zaznam trend, sezonskost in strukturne lome, kar je treba vzeti v obzir za funkcijo pri PMČS. Še posebej se to pojavi v primeru stohastičnega trenda, ki je pri spremenljivkah pogosto prisoten. Slednje vemo že iz ekonomske teorije in prisotnost stohastičnega trenda smo ugotovili že z enostavno regresijsko analizo. Če so časovne vrste kointegrirane, njihova vključitev v regresijsko enačbo v nivojih ne bo vodila do umetne regresije (Gujarati 2003). Z analizo enotskega korena smo ugotovili, da je večina spremenljivk $I(1)$. Spremenljivke imajo skupen stohastičen trend, torej so kointegrirane. V model je priporočljivo vključiti tudi spremenljivke NEDT, D_2 in IBPG, ki so stacionarne v osnovnem redu, torej so $I(0)$. V primeru kointegracije med spremenljivkami v različnih redih analiza VAR ni najbolj učinkovita. Za boljše oblikovanje modela kointegracijske analize med spremenljivkami različnega reda se uporablja analiza VECM (Masten 2008).

Za oblikovanje treh modelov kointegracijske analize dinamike cen v gostinstvu in za testiranje treh postavljenih hipotez smo se odločili na osnovi ekonomske teorije inflacije, oblikovanja in gibanja cen ter teorije gostinstva in turizma, oziroma, kot pravi Brotherton (2003), gostinstvo je fenomen gospodarske rasti. Oblikovali smo tri kointegracijske sisteme. Vsak sistem bo imel najmanj tri spremenljivke. Test kointegracije ima običajno isto osnovo kot test enotskega korena, razlika je v tem, da test enotskega korena preverja stacionarnost posamezne časovne serije, test kointegracije pa stacionarnost med časovnimi vrstami, ki same niso stacionarne (Lütkepohl in Krätzig 2004).

Pred uporabo Johansen (1996) metode največjega verjetja (testa kointegracije) je treba določiti medsebojno razmerje posameznih parov časovnih serij, postavljenih s hipotezami. Ta postopek je priporočen zaradi testa ranga kointegracije, ki zaradi več vključenih spremenljivk v model lahko vodi k manjši moči kointegracijskega modela. Bivariatna analiza je primerena analiza za kontrolo rezultatov verodostojnosti in usklajenosti pridobljenih in uporabljenih podatkov časovnih vrst. Prav tako nam ta prva analiza pomaga pri določitvi kointegracijske matrike pravilnega ranga. Sprejeli smo tudi odločitev o vključitvi determinističnih členov v model in števi-

lo odlogov, ki smo jih vključili v model. Vključevali smo deterministične člene neprava sezonska spremenljivka, slamnate spremenljivke D_1 in D_2 ter $IDDV$, trend, ortogonalni trend, konstanto in strukturni lom. Strukturni lom smo določili arbitrarno. Predlog števila v model vključenih odlogov (p) nam dajo AIC, SBIC in Hannan-Quin (HQ) merila. Največje možno število v model mesečnih podatkov vključenih odlogov je dvanajst. Z Johansen testom sledi oziroma s Saikkonen in Lütkepohl (S&L) kointegracijskim testom določimo kointegracijski rang (r). V preglednicah 11, 12 in 13 prikazujemo statistično najbolj značilne kointegracijske modele med preučevanimi spremenljivkami, oblikovane s postavljenimi hipotezami.

Testiranje hipoteze 1 s pomočjo kointegracijske analize

Splošne makroekonomske dejavnike in makroekonomske šoke domačega in zunanjega okolja smo analizirali z najmanj štirikratnim dimenzionalnim sistemom z vključenimi K -spremenljivkami ICGS, ICŽP, ICŽPEA, ICGSEA ($K = 4$) in determinističnimi členi $IDDV$, D_1 in D_2 . Kvantitativna teorija predlaga dolgoročno razmerje (Johansen 1996) med spremenljivkami.

Iz dodatne preglednice, ki je na vpogled na poziv, lahko razberemo, da obstaja statistično značilna dolgoročna bivariatna kointegracija med ICŽP in ICŽPEA ter med ICŽP in ICGSEA. Zavrnilo smo namreč ničelno domnevo, da v modelu ni kointegracije, in postavili en kointegracijski rang ($r_0 = 1$). V obeh modelih sprejmemo sklep, da je višina odloga ena ($p = 1$). Statistično značilni rezultati testiranja so narejeni z Johansenovim testom sledi. Iz bivariatne analize lahko sklepamo, da imamo v razširjenem kointegracijskem modelu dva kointegracijska ranga in en odlog. V obeh primerih so prisotni deterministični členi, sezonirana slamnata spremenljivka, konstanta in strukturni lom. Tudi vse vključene deterministične spremenljivke so na dolgi rok statistično značilne. Z njimi seveda ne določimo kointegracije, imajo pa vključene deterministične člene neprava sezonska spremenljivka in konstanta. Pričakujemo lahko, da bo razširjen kointegracijski model statistično značilen z vsemi omenjenimi determinističnimi členi in determinističnimi spremenljivkami. Trend ni prisoten. Med ostalimi spremenljivkami v postavljenem bivariatnem modelu kointegracije kointegracija ni prisotna.

Preglednica 11: Kointegracijski test za hipotezo 1.

spremenljivka	Deterministični člen	število odlogov			Ho: $r = r_0$	vrednost test statistike	kritična vrednost		uporabljena statistika
		AIC	HQ	SBIC			10 %	5 %	
ICGS, ICŽP,	ort tr,	12	11	2	$r_0 = 0$	53,02	32,89	35,76	S&L
	IDDV,				$r_0 = 1$	9,90	18,67	20,96	
	D1, D2				$r_0 = 2$	8,43*	8,18	9,84	
ICŽPEA,	sd, tr, k, D1, D2, sl2008M6	10	1	1	$r_0 = 0$	114,55	66,13	77,62	JTT – LR
ICGSEA					$r_0 = 1$	64,48	47,55	47,78	
					$r_0 = 2$	31,79**	26,77	29,36	
					$r_0 = 3$	11,23	12,61	14,50	

Opombe: AIC – Akaike informacijski kriterij, HQ – Hannan-Quin informacijski kriterij, SBIC – Schwarz informacijski kriterij, r – kointegracijski rang, r_0 – kointegracijski rang ničelne hipoteze, S&L – Saikonen in Lütkepohl test, JTT – Johansen test sledi, LR – dolgoročno; ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju; *, **: 10 % in 5 % stopnja značilnosti; sd – nepravna sezonska komponenta, tr – linearni trend, k – konstanta, sl2008M6 – strukturni lom, ort tr – ortogonalni trend, IDDV – deterministični člen davek na dodano vrednost, D1 – deterministični člen evro ob uvedbi (D1 = 1 za december 2006 do februar 2007 in 0 za druge mesece), D2 – deterministični člen evro po uvedbi (D2 = 1 za od marec 2007 do december 2007 in 0 za druge mesece).

Cilj analize za hipotezo 1 je postavitve modela VAR oziroma VEC, vendar je pred tem pomembno preveriti število kointegracijskih povezav in število odlogov. Za ustrežno odločitev odlogov smo se odločili predvsem na podlagi informacijskih kriterijev (Preglednica 11). Čeprav slednji ponujajo možnost izbire desetih odlogov ali enega odloga, se odločimo za en odlog. Pri ugotavljanju kointegracijskega ranga oziroma števila kointegracijskih povezav smo na podlagi Johansen testa sledi prišli do sklepa, da sta v modelu dve kointegracijski povezavi. Zavrnilo smo namreč ničelno domnevo, da v modelu ni kointegracije. Rezultat sledi teoriji kointegracijskega ranga, kjer velja $r < K$, pri matriki β ($K \times r$). Pravilnost odločitve izbire ranga in odloga nam potrdi Saikonen&Lütkepohl (S&L) test (Lütkepohl in Krätzig 2004). S pridobljenimi analizami smo postavili neomejen model VEC. Model VAR ni primeren, saj smo ugotovili prisotnost skupnega stohastičnega trenda in s tem kointegracijo med preučevanimi spremenljivkami. Prikaz analize VECM podajamo v nadaljevanju.

Testiranje hipoteze 2 s pomočjo kointegracijske analize

Dolgoročno razmerje (Gaioti in Lippi 2005; Trnavčevič in Biloslavo 2009; Bonham, Gangnes in Zhou 2009) dejavnikov povpraševanja na cene v gostinstvu smo analizirali s tremi spremenljivkami. V model smo vključili spremenljivke ICGS, turisti in NEDT ($K = 3$). Z univariatno analizo smo ugotovili, da je spremenljivka NEDT $I(0)$ (preglednici 9 in 10). Kointegra-

cija nam priporoča vključitev spremenljivk do vsaj $I(1)$, zato v nadaljevanju prikazujemo najprej bivariatno analizo v model vključenih spremenljivk, postavljenih s hipotezo 2, kot jo priporočata Lütkepohl in Krätzig (2004).

Iz preglednice, ki je na vpogled na poziv, lahko razberemo, da obstaja statistično značilna dolgoročna bivariatna kointegracija med ICGS in turisti, ICGS in NEDT ter med turisti in NEDT. Zavrnilo smo namreč ničelno domnevo, da v modelu ni kointegracije, in postavili kointegracijski rang ena ($r_0 = 1$). Statistično značilni rezultati testiranja so narejeni z Johansenovim testom sledi oziroma z S&L-testom v modelu ICGS in NEDT. Iz bivariatne analize lahko sklepamo, da smo v razširjenem kointegracijskem modelu imeli dva kointegracijska ranga in šest odlogov ali dva odloga. Prisotni so deterministični členi konstanta v modelu ICGS in NEDT, konstanta in neprava sezonska spremenljivka v modelu ICGS in turisti, ter poleg slednjih dveh determinističnih členov je v modelu turisti in NEDT prisoten tudi trend. Pričakujemo lahko, da bo razširjen kointegracijski model statistično značilen z determinističnimi členi konstanta in nepravo sezonsko spremenljivko.

122

Preglednica 12: Kointegracijski test za hipotezo 2.

spremenljivka	Deterministični člen	število odlogov			Ho: $r = r_0$	vrednost test statistike	Kritična vrednost		uporabljena statistika
		AIC	HQ	SBIC			10 %	5 %	
		ICGS, turisti, NEDT	sd, k	12			2	2	

Opombe: AIC – Akaike informacijski kriterij, HQ – Hannan-Quin informacijski kriterij, SBIC – Schwarz informacijski kriterij, r – kointegracijski rang, r_0 – kointegracijski rang ničelne hipoteze, JTT – Johansen test sledi; ICGS – indeks cen v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj; *, ***, 10 % in 1 % stopnja značilnosti; sd – neprava sezonska komponenta, k – konstanta.

Podobno kot za hipotezo 1 je cilj analize za hipotezo 2 postavitve modela VAR oziroma VEC, vendar je pred tem pomembno preveriti število kointegracijskih povezav in število odlogov. Za ustrezno odločitev odlogov smo se odločili predvsem na podlagi informacijskih kriterijev. Čeprav slednji ponujajo možnost izbire dvanajstih odlogov ali dveh odlogov, se odločimo za dva odloga, torej dva meseca. Pri ugotavljanju kointegracijskega ranga oziroma števila kointegracijskih povezav smo na podlagi Johansen testa sledi prišli do sklepa, da je v modelu ena kointegracijska povezava. Parametra kointegracijski rang in mesečni odlog smo izolirali iz Preglednice 12. Pri 1 % stopnji značilnosti smo namreč zavrnilo ničelno domnevo, da v modelu ni kointegracije. Rezultat sledi ekonometrični teoriji, kjer velja

$r < K$, pri matriki β ($K \times r$). S pridobljenimi analizami smo postavili neomejen model VEC. Prikaz analize podajamo v naslednjem podpoglavju. V razširjenem kointegracijskem modelu, postavljenem s hipotezo 4, predvidevamo, da bo NEDT zunanja spremenljivka (Bonham, Gangnes in Zhou 2009).

Testiranje hipoteze 3 s pomočjo kointegracijske analize

S postavljeno hipotezo 3 smo analizirali predpostavljene časovne serije spremenljivk stroškov na spremenljivko cene v gostinstvu. Ugotavljali smo prisotnost zunanjih spremenljivk (Planina in Mihalič 2002; Juselius in Mladenović 2002; Lütkepohl in Krätzig 2004; Bonham, Gangnes in Zhou 2009; Gričar in Bojnec 2012b), ki vstopajo v analizo VECM. V začetni analizi smo predpostavili, da so vse spremenljivke notranje. Analizirane spremenljivke so tako ICGS, IAC, ICIPP, ICS, IBPG, ICN in ICTG.

Pri empiričnem modeliranju spremenljivk za testiranje hipoteze 3 smo najprej izhajali iz bivariatne analize, s katero smo pred oblikovanjem modela VAR oziroma VEC določili rang in mesečni odlog. S testi redukcije modelov (začelo se je z modelom z dvanajstimi mesečnimi odlogi) se je v modelih pri katerih zavrtnemo ničelno hipotezo izkazalo, da je kointegracija prisotna. Kointegracija je prisotna z največ tremi mesečnimi odlogi, ki statistično zadovoljivo opisujejo dinamiko podatkov (iz preglednice, ki je na vpogled na poziv izhaja, da to ne velja tudi za vse druge ocenjene modele). Na teh modelih je bil izveden preskus kointegracijskega ranga, pri čemer je predpostavljen model z neomejeno konstanto, ki lahko upošteva, da tako ICN kot ICTG izkazujeta izrazito trendno gibanje navzgor. Asimptotična različica Johansen testa sledi veleva izbiro enega ranga. Prednostno smo za test kointegracije upoštevali test sledi, ki ga Lütkepohl, Saikkonen in Trenkler (2001) priporočajo pred ostalimi testi za analizo kointegracijskega ranga in mesečnega odloga. Večina makroekonomskih spremenljivk ima sezonsko komponento. Ta je izrazito prisotna pri spremenljivki ICS. V bivariatno analizo smo zato vključevali nepravo sezonsko spremenljivko, ki je prisotna pri vseh statistično značilnih kointegracijskih povezavah, razen pri IBPG. Slednje nam pove, da plače v gostinstvu v zimski ali poletni sezoni niso statistično značilno višje kot v ostalih mesecih leta. Kot smo že omenili, imata spremenljivki ICN in ICTG strukturni lom. Strukturni lom nam prikaže začetek ekonomske finančne in gospodarske nestabilnosti v svetu. Kointegracijska povezanost med spremenljivkami ICGS, ICN, ICTG, ICS in ICIPP je statistično značilna le ob vključitvi strukturnega loma v model. Pričakujemo, da bomo tudi v razširjenem

kointegracijskem modelu vključili omenjene deterministične člene. Pričakujemo lahko kointegracijski rang dva ali štiri in dva mesečna odloga. Torej je pričakovana kointegracijska matrika β ($2 < 7$) in mesečni odlog ($p = 2$).

V konkretni analizi (kointegracijski test za hipotezo 3), ki je prikazana v Preglednici 13, se izkaže, da je kointegracijski rang enak dva ($r = 2$). To pomeni, sta v modelu prisotna dva tranzitorna in pet permanentnih šokov. Za identifikacijo permanentnih šokov je treba uvesti eno dodatno omejitev, pri čemer je bila uporabljena naslednja ekonomska logika: z ekonomskega vidika nas zanima odziv cen v gostinstvu na čisti stroškovni šok oziroma rast cen v nemenjalnem sektorju, ki je povzročena z rastjo cen menjalnega sektorja.

Preglednica 13: Kointegracijski test za hipotezo 3.

deterministični člen	število odlogov			H ₀ : $r = r_0$	vrednost test statistike	Kritična vrednost		uporabljena statistika	
	AIC	HQ	SBIC			10 %	5 %		
ICGS, IAC, ICN, ICTG, ICIPP, ICS, IBPG	k, sl2008M6	10	2	1	$r_0 = 0$	218,67	129,22	134,54	JTT
					$r_0 = 1$	135,14	98,98	103,68	
					$r_0 = 2$	81,32***	72,74	76,81	
					$r_0 = 3$	47,13	50,50	53,94	
					$r_0 = 4$	23,94	32,25	35,07	
					$r_0 = 5$	7,89	17,98	20,16	
					$r_0 = 6$	3,47	7,60	9,14	

Opombe: AIC – Akaike informacijski kriterij, HQ – Hannan-Quin informacijski kriterij, SBIC – Schwarz informacijski kriterij, r – kointegracijski rang, r_0 – kointegracijski rang ničelne hipoteze, JTT – Johansen test sledi; ICGS – indeks cen v gostinstvu, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, ICTG – indeks cen tekočih goriv; ***: 1 % značilnosti; tr – linearni trend, k – konstanta, sl2008M6 – strukturni lom.

Menjalni sektor predstavljajo spremenljivke ICIPP, ICN, ICTG in IAC. Predpostavljamo, da so cene ICIPP in ICN (Irz, Niemi in Xing 2011), gledano z vidika majhnih odprtih gospodarstev, kar Slovenija je (Bakucs, Bojnec in Fertő 2012), zunanje kategorije in se določajo na osnovi mednarodne menjave. Predvsem na ICN država preko svoje ekonomske politike nima vpliva. Prav tako so svetovne cene hrane za večino gospodarstev v veliki meri zunanja kategorija. Na svetovne trge hrane posamezna država nima toliko vpliva, da bi s svojo pridelavo in potrošnjo lahko vplivala na cene, ki se na teh trgih ustvarjajo. Bakucs, Bojnec in Fertő (2012) prikažejo povezanost slovenskih cen žita z madžarskimi cenami žita. Slovenija žito uvaža in se cena ustvarja na osnovi menjave med državama, saj tudi Slovenija nima popolne samooskrbe s hrano, zato se cene na spremenljivki IAC določajo na osnovi mednarodne menjave. Ponudbeni šok v domačem go-

spodarstvu se odrazi kot sprememba relativnih cen. V analizi želimo, da je šok trajen, šlo naj bi za trajno povečanje cen v nemenjalnem sektorju (gostinstvu), povezanih z rastjo stroškov. Višino in gibanje inputov v gostinstvu oblikujejo cene proizvodov in storitev menjalnega sektorja. Tak šok identificiramo tako, da dopustimo, da se v mesecu šoka cen v gostinstvu lahko spremenijo le cene v gostinstvu. Preostali del permanentnega šoka je tako popolnoma neomejen in kaže stohastične trende rasti cen menjalnega sektorja gospodarstva.

Naslednja naša naloga v raziskavi je poiskati ustrezne modele za postavljene hipoteze. V procesu identifikacije konkretnega modela smo izkoristili tudi dejstvo, da je v modelu prisotna kointegracija, kar pomeni, da imajo nekateri šoki samo tranzitorne učinke na spremenljivke. V sistemu s K spremenljivkami in kointegracijskim rangom r imamo opravka s $K-r$ stohastičnimi trendi in r tranzitornimi komponentami. To pomeni, da lahko v modelu s kointegracijskim rangom r ločeno identificiramo r tranzitornih in $K-r$ permanentnih šokov. Način je naslednji: iz neomejenega modela VEC dobimo oceno matrike dolgoročnih učinkov (Johansen 1996). Na osnovi izvedene in predstavljene kointegracije smo v podpoglavju, ki sledi, nadaljevali z metodo največje verjetnosti.

Metoda največje verjetnosti (ML) za model prvega reda

S testi kointegracijskega ranga, AIC, HQ in SBIC testi se je izkazalo, da model, postavljen s hipotezo 1, z enim odlogom statistično zadovoljivo opisuje dinamiko podatkov. Na tem modelu je bil izveden preskus kointegracijskega ranga, pri čemer je bil predpostavljen model z neomejeno konstanto, nepravo sezonsko spremenljivko in strukturnim lomom. Tudi vključeni deterministični spremenljivki D_1 in D_2 sta na dolgi rok statistično značilni. Model lahko upošteva, da tako ICGS, ICŽP, ICGSEA in ICŽPEA izkazujejo izrazito trendno gibanje, vpliv sezone, uvedbe evra v začetku leta 2007 in strukturni lom v juniju 2008, kar nakazuje na začetek svetovnih gospodarskih sprememb.

Običajno je težko določiti, kateri model kointegracije bo najbolj prikazal povezanost spremenljivk in katerega v ta namen uporabimo. Za postavljeno hipotezo 2 se odločimo na osnovi predhodnih analiz za model z dvema mesečnima odlogoma in enim kointegracijskim rangom. V primeru postavljene hipoteze 3 pa smo tako postavili reduciran model z dvema odlogoma in štirimi kointegracijskimi rangi. Začeli smo z bolj liberalnimi modeli, zato smo vanje vključevali deterministične komponente. To je tudi razlog za vključitev linearnega trenda v model, postavljen s hipotezo 3. V ta model smo vključili tudi impulzno deterministično spremenljivko ($I08M6$). HQ

in SBIC predlagata v model vključiti dva mesečna odloga v neomejen kointegracijski model. Preskus kointegracijskega ranga je predpostavil model z neomejeno konstanto in pri modelu, postavljenem s hipotezo 3, dva kointegracijska ranga (Preglednica 13) ter za model, postavljen s hipotezo 2, en kointegracijski rang (Preglednica 12). V slednji model smo vključili tudi nepravo sezonsko komponento.

Metoda največje verjetnosti, ki jo v kointegracijski analizi predlaga Johansen (1996), je enaka metodi najmanjših kvadratov, ki se uporablja v linearni regresijski analizi, pod pogojem, da je proces normalno porazdeljen. V tem primeru imajo cenilke optimalne asimptotične vrednosti. Regresijsko analizo smo izvedli v predhodnem poglavju. Ko je kointegracijski rang v PMČS določen, se odločimo za nadaljevanje analize v obliki VECM.

Testiranje hipoteze 1

126

S pomočjo Johansen ML procesa smo oblikovali PMČS, ki je primeren za nadaljnjo analizo. Model smo preverili s postopki preverjanja ustreznosti modela, ki so predstavljeni v naslednjem podpoglavju (Preglednica 14). Pri 5 % stopnji značilnosti smo ugotovili, da v modelu ni prisotna avtokorelacija. Stabilnost modela na osnovi ocenjevanja lastnih vrednosti nam ne povzroča možnosti za neprimeren model. Model, ki smo ga postavili s hipotezo 1, je primeren za nadaljnjo analizo redukcije s testom VECM. Model ima znano končno varianco, torej heteroskedastičnost ni prisotna.

Interpretacija rezultatov

Ugotovitve: Spremenljivko ICGS smo v enačbi analize vzeli kot prvo spremenljivko, zato bo v kointegracijskem prostoru popravljena k 1 pri uporabi testa ML. Predvidevamo, da bomo imeli s takim modelom težave, saj smo v bivariatni analizi ugotovili, da ICGS ni statistično značilno kointegrirana z nobeno spremenljivko. Statistično značilno kointegracijsko povezanost smo v bivariatni analizi ugotovili med ICŽP in ICŽPEA ter med ICŽP in ICGSEA. S testom sledi smo ugotovili, da imamo dva kointegracijska ranga, zato zapišemo dve kointegracijski povezavi. V obeh primerih uporabimo en mesečni odlog. Prvo kointegracijsko povezavo lahko zapišemo v obliki:

$$ec_t^{tr} = ICGS_{t-1} \cdot \underset{(-3,493)}{2,294} + IC\check{Z}P_t \cdot \underset{(-8,818)}{-19,108} + IC\check{Z}PEA_t + \underset{(1,117)}{10,635} \cdot I08M6_t - \underset{(-0,003)}{17,864} \cdot D_2 + \underset{(0,061)}{9,931} \cdot D_1 + \underset{(9,031)}{4,920} \cdot \mu_t$$

kjer oznake pomenijo: ec_t^{tr} – korekcija napak s testom sledov, t – čas, (...) – vrednosti St -statistike so v oklepajih, $I08M6$ – strukturni lom, μ_t – trend.

Enačba kointegracije ima statistično neznačilen determinističen člen strukturni lom, kar lahko vidimo iz St -statistik, prikazanih v oklepajih. Da je strukturni lom neznačilen kot deterministični člen, ugotovimo tudi s Chow testom (Preglednica 14). Stopnja notranje značilnosti 0,010 nam pove, da ne moremo zavriniti ničelne domneve, ki pravi, da je lom nestabilen. Deterministični členi v kointegracijski analizi imajo asimptotično normalno porazdelitev, zato lahko St -vrednosti ovrednotimo kot običajno. Tudi D_1 je statistično neznačilen. Njegova vrednost St -statistike je 0,061. Zato se odločimo ponoviti model brez strukturnega loma in D_1 :

$$ec_t^{tr} = ICGS_t \underset{(-3,090)}{-3,053} \cdot IC\check{Z}P_t \underset{(-8,539)}{-28,689} \cdot IC\check{Z}PEA_t \underset{(-2,808)}{-25,601} \cdot D_2 + 7,655 \cdot \mu_t \underset{(8,791)}{}$$

ali

$$ICGS_t = 3,053 \cdot IC\check{Z}P_t \underset{(3,090)}{+} + 28,689 \cdot IC\check{Z}PEA_t \underset{(8,539)}{+} + 25,601 \cdot D_2 \underset{(2,808)}{+} - 7,655 \cdot \mu_t \underset{(-8,791)}{-} + ec_t^{ML}$$

kjer oznaka pomeni: ec_t^{ML} – korekcija napak z metodo največjega verjetja.

Iz analize razberemo, da je spremenljivka ICGS linearno povezana v času z ICŽP, ICŽPEA, D_2 in trendom. Pove nam statistično značilno dolgoročno pozitivno povezanost spremenljivk časovnih vrst in z determinističnim členom D_2 ter negativno povezanost s trendom. Ker smo v bivariatni analizi ugotovili, da ne obstaja dolgoročna povezanost ICGS z ostalimi spremenljivkami časovnih vrst, preverimo vzročno povezanost spremenljivk z Granger testom. Rezultati so prikazani v naslednjem podpoglavju (Preglednica 15). Na tem mestu povejmo, da *obstaja* vzročna povezanost med spremenljivkami. Konstanta, ki je vključena v model, ni zapisana v enačbi in je ne razlagamo, ker nima ekonomskega pomena.

Pri modelu, postavljenem s hipotezo 1, nas zanima dolgoročna povezanost časovne vrste ICGS z ostalimi spremenljivkami. Skupaj z bivariatno analizo lahko zaključimo, da so se cene v gostinstvu statistično značilno pozitivno gibale po uvedbi evra v Sloveniji. Sicer pa imajo dolgoročni negativni trend. To trditev nam podajata deterministična člena D_2 in trend. S testi kointegracijskega ranga, AIC, HQ in SBIC testi se je izkazalo, da model, postavljen s hipotezo 1, z enim odlogom in dvema rangoma statistično zadovoljivo opisuje dinamiko podatkov. V nadaljevanju predstavljamo drugi rang, ki bi nam lahko prikazal drugo kointegracijsko povezavo, gledano s stališča bivariatne analize:

$$IC\check{Z}P_t = -8,820 \cdot IC\check{Z}PEA_t \underset{(-7,924)}{-} + 3,970 \cdot ICGSEA_t \underset{(3,385)}{+} - 5,810 \cdot D_2 \underset{(2,405)}{-} + 1,553 \cdot \mu_t \underset{(6,159)}{+} + ec_t^{ML}$$

Priprava enačbe sledi bivariatni analizi, kjer smo pričakovali dve kointegracijski povezavi. Vidimo lahko, da imamo v hipotezi 1 statistično značilne povezanosti med ICŽP, ICŽPEA in ICGSEA. Za robustnost modela smo v model vključili enake deterministične člene kot v predhodnem modelu. S postavljenim modelom za hipotezo 1 lahko zaključimo, da imamo visoko kolinearnost s spremenljivko ICŽPEA in s tem ima model težavo med ločevanjem kointegriranosti med trendom in inflacijo v evro območju na spremenljivko ICŽP. Rezultat vsekakor nakazuje, da znižanje splošne ravni cen v evro območju vodi do zvišanja splošne ravni cen v Sloveniji. To dejstvo nam potrди trend, ki prikaže indeks 155,3 ob koncu preučevanega vzorčnega obdobja. Determinacijski koeficient D_2 pravi, da se je splošna raven cen po uvedbi evra statistično značilno znižala. Na podlagi dveh ugotovitev in dveh kointegracijskih rangov smo oblikovali model VEC.

128

Testiranje hipoteze 2

Po empiričnem modeliranju smo za vsako izmed preučevanih hipotez sprva opredelili model VAR in na koncu pogojni VECM. Potek analize se med hipotezami ne razlikuje, razlikujejo se zgolj posamezne nastavitve v modelih, na primer število časovnih odlogov, kar je razumljivo, saj je vsak model treba prilagoditi. V nadaljevanju podrobno predstavljamo postopek analize ter ugotovitve za model, postavljen s hipotezo 2.

Pri analizi smo najprej izhajali iz ocene neomejenega modela VAR, v katerega smo vključili tri notranje spremenljivke: ICGS, turisti in NEDT. Za ustrezno število odlogov smo se odločili predvsem na podlagi ustreznih informacijskih kriterijev. Čeprav slednji ponujajo izbiro dvanajstih ali dveh odlogov, smo se odločili za dva časovna odloga. Pri dobri specifikaciji modela ne sme biti prisotne avtokorelacije ostankov, ki bi kazala na izpustitev pomembnejših pojasnjevalnih spremenljivk.

Postavili smo neomejen model VAR. Da je model statistično primeren, je razvidno iz Preglednice 14 v naslednjem podpoglavju, kjer so izpostavljeni rezultati testov ustreznosti modela. Na tem mestu povejmo, da je model stabilen, avtokorelacija ni prisotna in v modelu je prisotna homoskedastičnost.

Cilj raziskave je postavitve modela VEC, vendar smo pred tem preverili kointegracijski rang. S postavitvijo PMČS smo na podlagi LM-testa prišli do sklepa, da je v modelu prisotna ena kointegracijska povezava. Zavrnilo smo namreč ničelno domnevo, da v modelu ni kointegracije.

nih s Portmanteu testom na sedmem odlogu s točno stopnjo značilnosti ($Q^*(7) = 0,0591$). Z LM-testom lahko zaključimo, da v modelu ni prisotna avtokorelacija prvega reda. Podobno kot pri modelih, postavljenih s predhodnima hipotezama, z LJB-statistiko zavrnilo ničelno domnevo o normalni porazdelitvi ostankov.

Preverili smo število kointegracijskih rangov. Prišli smo do sklepa, da sta dve kointegracijski povezavi, kar je razvidno iz Preglednice 13. Zavrnilo smo namreč ničelno domnevo, da v modelu ni kointegracije. Ko smo ugotovili rang, lahko opredelimo tudi pogojni model VECM v katerem imamo dva mesečna časovna odloga:

$$ICGS_t = \underset{(0,827)}{-0,496} \cdot IAC_t + \underset{(3,819)}{0,466} \cdot ICN_t + \underset{(3,979)}{8,116} \cdot ICIPP_t - \underset{(3,808)}{2,556} \cdot ICS_t - \underset{(2,498)}{0,660} \cdot ICTG_t + ec_t^{ML}$$

Iz enačbe kointegracijske povezanosti ugotovljamo, da je ICGS statistično značilno povezan z IAC, ICN, ICIPP, ICS in ICTG. ICGS pa ni statistično značilno povezan z IBPG. Na slednjo časovno serijo smo izbrali normalizacijo druge kointegracijske povezave. Druga kointegracijska povezanost nam potrjuje povezanost spremenljivk, ki so statistično značilne:

$$IBPG_t = \underset{(0,329)}{0,161} \cdot IAC_t + \underset{(2,785)}{0,277} \cdot ICN_t - \underset{(1,864)}{0,397} \cdot ICTG_t - \underset{(3,988)}{2,179} \cdot ICS_t + \underset{(3,906)}{6,485} \cdot ICIPP_t + ec_t^{ML}$$

Rezultati obeh normaliziranih kointegracijskih povezav nam potrdita hipotezo 3, da so cene v gostinstvu statistično značilno povezane s stroški inputov v gostinstvu, saj se preko stroška plač višje cene menjalnega sektorja prenašajo v cene v gostinstvu. IBPG je statistično značilno povezan z ICGS, kar lahko ugotovimo iz Preglednice 15. Tudi predhodna empirična literatura nam potrjuje povezanost IBPG in ICGS (Avelini Holjevac 2002; Šuligoj 2006). Povezanosti IBPG in ICGS pa nismo izolirali v multipli regresijski analizi, kot tudi ne v metodi glavnih komponent, zato se odločimo za nadaljnjo analizo v poglavjih, ki si sledijo.

S kointegracijsko analizo izračunane spremenljivke v predhodnih modelih niso bile logaritmirane, zato je njihova interpretacija drugačna, kot je to običajno v primeru logaritmiranja spremenljivk. To pomeni, da rezultatov ne interpretiramo kot elastičnost. Kot primer navajamo, da bi 5 % elastičnost spremenljivke ICS vodila k izračunu elastičnosti $2,179 \times 0,05 = 0,109$, kar je neverjetna vrednost. Zato, posledično modeli kointegracije prikazujejo dolgoročno razmerje cen v gostinstvu.

Dodatni testi kointegracije

Po specifikaciji in oceni modela VAR je treba testirati ocenjeni model. Na ta način želimo preveriti ustreznost modela VAR. Če se z različnimi testi

pokaže neustreznost modela, potem ga je treba zavreči oziroma z različnimi metodami popraviti. Programski paket JMulti (Lütkepohl in Krätzig 2004) nam ponuja več različnih testov ocenjenega modela VAR.

Standardni postopek pri specifikaciji modelov zajema preverjanje prisotnosti avtokorelacije ostankov v modelu, prisotnost heteroskedastičnosti v modelu, normalnost porazdelitve ostankov in stabilnost modela. Specifikacijo modelov smo testirali s pomočjo testov, ki smo jih izbrali iz literature Lütkepohl in Krätzig (2004).

Preverjanje ustreznosti postavljenih kointegracijskih modelov z analitičnimi testi

Odsotnost avtokorelacije je pogoj, da so pri avtoregresijskih modelih ocene parametrov, pridobljene z metodo najmanjših kvadratov, še vedno nepristranske in konsistentne. Za test avtokorelacije smo izbrali dva testa. Prvi test je Portmanteau test, ki je podoben Ljung-Box Q -statistiki (Irz, Niemi in Xing 2011). Z njo smo testirali tudi avtokorelacijo ostankov avtoregresijskega univariatnega modela. Drugi je LM-test, ki testira ničelno hipotezo, da v modelu ni prisotna avtokorelacija katerega koli reda do izbranega odloga. Ničelne hipoteze o obstoju avtokorelacije v modelih, postavljenih s hipotezama 1 in 2, ne zavrnamo, zato sprejmemo sklep, da avtokorelacija ostankov modela ni prisotna.

Test avtokorelacije za model, postavljen s hipotezo 1, s Portmanteau testom izračuna vrednost statistike je 206,2898. Vrednost popravljene Q -statistike ($Q^*(16)$) iz Preglednice 14 je 222,0620. Število odlogov, kjer ni več avtokorelacije prvega reda, je pet, kar nam pokaže LM-test s stopnjo značilnosti $p = 0,1008$. Ocene parametrov so nepristranske in konsistentne.

Test avtokorelacije za model, postavljen s hipotezo 2, s Portmanteau testom izračuna vrednost stopnje značilnosti 0,5559. Vrednost $Q^*(16)$ iz Preglednice 16 je 0,312.

Preglednica 14: Aplikacija časovnih serij z modelom VEC.

hipoteza	test	Q	Q*	LM	LJB	MARCH-LM	Chow test
H ₁	vrednost statistike	206,2898	222,0620	96,5166	55,0196	552,6422	2365,00
	stopnja značilnosti	0,8868	0,6690	0,1008	0,0000	0,0515	0,0000
H ₂	vrednost statistike	120,1475	130,1587	403,1597	135533	470,7984	-
	stopnja značilnosti	0,5559	0,3120	0,0000	0,0000	0,0960	-
H ₃	vrednost statistike	255,7563	265,5138	23,9511	15316,1	3247,173	379,988
	stopnja značilnosti	0,1264	0,0591	0,9990	0,0000	0,0814	0,0400
H ₄	vrednost statistike	147,7865	150,1489	58,6417	5932,3	828,648	679,131
	stopnja značilnosti	0,0898	0,0701	0,1613	0,0000	0,1306	0,0000

Opombe: H – hipoteza, Q – Portmanteau test avtokorelacije ostankov, Q* – popravljen Q-statistika, LM – Breusch-Godfrey test avtokorelacije ostankov, LJB – Lomnicki-Jarque-Bera test normalnosti, MARCH-LM – test heteroskedastičnosti ostankov.

Druga predpostavka, ki zagotavlja učinkovitost ocen parametrov, je normalna porazdelitev ostankov. V primeru testa modela, postavljenega s hipotezama 1 in 2, ugotovimo, da je stopnja značilnosti izračunane LJB-statistike 0,00. Ta izračun nam poda sklep, da ostanki modela niso normalno porazdeljeni. Rezultati so povzeti v Preglednici 14. Ničelno hipotezo zavrnilo. S tem smo zavrnilo tudi normalno porazdelitev in LJB-test je visok. V našem primeru smo uporabili dodaten ARCH-LM test za testiranje heteroskedastičnosti. Kljub tej napaki modela se odločimo za testiranje s hipotezami postavljenih modelov.

Iz Preglednice 14 razberemo, da je vrednost izračunane ARCH-LM statistike v modelu, postavljenem s hipotezo 1, pri petem odlogu 552,6422 in stopnja značilnosti 0,0515. Ocene parametrov so učinkovite, ker je pogojna varianca ostankov modela konstantna. To lastnost imenujemo homoskedastičnost. ARCH-LM test ima $\chi^2(q)$ porazdelitev, ker vzdrži ničelna hipoteza, da v modelu ni prisotna heteroskedastičnost.

Iz Preglednice 14 razberemo, da je vrednost izračunane ARCH-LM statistike v modelu, postavljenem s hipotezo 2, pri dvanajstem odlogu 470,7984 in stopnja značilnosti 0,096. Ocene parametrov so učinkovite, ker je pogojna varianca ostankov modela konstantna.

Statistična značilnost strukturnega loma v modelu, postavljenem s hipotezo 1, je manj kot 1 %. Izračunane vrednosti stopnje značilnosti temeljijo na notranji (bootstrap) porazdelitvi. Vrednosti mej zaupanja so izra-

čunane na približni vrednosti χ^2 porazdelitve in imajo nizko napovedno moč. Ničelna hipoteza ob uporabi testa notranjosti pravi, da je v časovni seriji na strukturnem lomu model stabilen. V našem primeru vzorca časovne serije imamo enačbo strukturnega loma $T-T_4 + 1 = T_B + 1$. Imamo en mesečni odlog, ki ne preide nad časovno serijo T_B s pričetkom $T-T_4 + 1$ na drugem obdobju vzorca. Test nam stabilnosti ne potrди, zato smo iz modela, postavljenega s hipotezama 1 in 3, strukturni lom I08M6 umaknili. Statistična značilnost strukturnega loma v modelu, postavljenem s hipotezo 3, je 0,040.

Do podobnih ugotovitev kot smo prišli z analitičnimi testi za modela, postavljena s hipotezama 1 in 2, pridemo tudi za model, postavljen s hipotezo 3. V modelu avtokorelacija do sedmega odloga ni prisotna. Točna stopnja značilnosti popravljene Q-statistike je 0,0591. LM-test na prvem odlogu poda stopnjo verjetnosti 0,99. V modelu je prisotna homoskedastičnost. Točna stopnja značilnosti na četrtem odlogu je 0,0814. Žal pa ničelne hipoteze o normalni porazdelitvi ostankov tudi pri tretjem modelu ne moremo zavrni. Rezultate za model, postavljen s hipotezo 4, prikazujemo v nadaljevanju.

Grangerjev test vzročnosti med časovnimi serijami, postavljenimi s kointegracijskimi modeli

Testi vzročnosti poskušajo določiti, ali ena časovna serija določa drugo oziroma ali seriji vzajemno določata druga drugo. Najbolj razširjen in uporabljen test vzročnosti je Grangerjev test vzročnosti (Lütkepohl in Krätzig 2004). Grangerjeva vzročnost je tehnika ugotavljanja, ali je ena časovna serija uporabna za napoved druge. Osnovna predpostavka Grangerjevega testa vzročnosti je, da je informacija pomembna za napoved obravnavnih spremenljivk oziroma bodoča stanja ene spremenljivke ne morejo vplivati na pretekla stanja druge spremenljivke, kar pomeni, da prihodnost ne more povzročati sedanosti. Postavljena ničelna hipoteza je torej, da časovna vrsta $x_{t,n}$ ne povzroča Grangerjeve vzročnosti y_t , kjer je n število časovnih vrst, vključenih v test (Irz, Niemi in Xing 2011).

Na osnovi primerjave izračunanih vrednosti testne statistike časovnih serij, postavljenih s hipotezami, in pripadajočih stopenj značilnosti (preglednica 15) ničelne hipoteze pri nobenem od testov ne moremo zavrni, razen pri drugem, petem in desetem testu. Prvi test trdi, da inflacija, inflacija v evro območju in cene v gostinstvu v evro območju ne povzročajo cen v gostinstvu. Ustreznost testa lahko primerjamo z izračunanimi vrednostmi bivariatne kointegracijske analize med časovnimi serijami. Ocenili smo, da obstajata dve kointegracijski povezavi. Tudi z Granger-

jevim testom vzročnosti ugotavljamo, da obstajata dve statistično značilne povezanosti. ICŽPEA je vzročno povezan z ICGS ter ICGS je vzročno povezan z ICGSEA. Stopnja značilnosti je v obeh primerih pod 5 %. Ničelno hipotezo, ki govori, da med časovnim vrstama kointegracija ne obstaja, lahko zavrnilo pri dovolj nizkem tveganju. Torej imamo v modelu, postavljenem s hipotezo 1, dve značilni povezavi. Na splošno velja, da mora obstajati tudi vzročna povezanost, če obstaja kointegracija (Lütkepohl in Krätzig 2004; Gujarati 2003). Tako smo za model, postavljen s hipotezo 1, našli dve vzročni povezanosti, kjer smo zavrnilo ničelno domnevo, da Grangerjeva vzročnost ne obstaja.

Iz Preglednice 15 izdajamo dva modela, za katera vemo, da je njun prikaz pomemben za nadaljnjo analizo. Preostalih parov oziroma kombinacij časovnih serij iz Preglednice 15 ne navajamo. V petem prikazanem modelu v Preglednici 15, ki je postavljen s hipotezo 2, ugotavljamo, da med časovnimi serijami turisti, NEDT in ICGS vzročna povezanost ne obstaja. Točna stopnja značilnosti je 0,208. Ničelne domneve ne moremo zavrniti. Vidimo pa, da obstaja vzročna povezanost med turisti in ICGS. Ustreznost testa lahko primerjamo z izračunanimi vrednostmi bivariatne kointegracijske analize med časovnimi serijami. Teorija pravi, da če obstaja vzročna povezanost, potem obstaja tudi kointegracijska povezanost (Lütkepohl in Krätzig 2004; Gujarati 2003). Rezultati analize so pokazali, da obstaja ena kointegracijska povezava med ICGS, turisti in NEDT za postavljeno hipotezo 2.

Za postavljeno hipotezo 3 vidimo, da obstaja vzročnost med vsemi spremenljivkami v vseh smereh. Ta vzročnost nam pokaže, da dejavniki ponudbe in stroškov statistično značilno vplivajo na cene v gostinstvu in obratno. Do podobne ugotovitve pridemo s testom šibkosti zunanje spremenljivke. V Preglednici 26 vidimo, da so v postavljeni enačbi vse spremenljivke skupaj notranje. Ob razčlenitvi modela lahko tako iz Preglednice 15 vidimo, da imamo dve vzročni povezanosti. Tudi z bivariatno analizo smo prišli do sklepa, da obstajata dve značilni kointegracijski povezanosti med časovnimi vrstami, postavljenimi s hipotezo 3 (Preglednica 11). To sta ICGS in ICIPP ter ICGS in ICS. Zaključimo lahko, da na cene v gostinstvu vzročno vplivajo cene storitev in cene proizvodov. Z drugimi besedami lahko rečemo, da na cene v gostinstvu v največji meri statistično značilno vplivajo cene menjalnega sektorja gospodarstva oziroma njegova ponudba storitev in proizvodov. To je skladno tudi s predhodnimi empiričnimi raziskovanji, da sta gostinstvo in turizem vpeta v mednarodne tokove (Marques Torres 1998; Nemeč Rudež in Bojnec 2007), rast cen nemanjalnega sektorja gospodarstva sledi menjalnemu sektorju gospodarstva (Gri-

čar in Bojnec 2009) in da gostinski sektor po standardizaciji poslovanja še ni primerljiv s svetovnimi gostinskimi verigami. Šuligoj (2011) kot primer navaja hotelsko verigo Ritz Carlton.

Preglednica 15: Grangerjev test vzročnosti časovnih serij, prve tri hipoteze.

hipoteza (H)	hipoteza vzročnosti – $\mathcal{Y}_t \xrightarrow{Gr} x_{t,n}$	vrednost statistike	porazdelitev	stopnja značilnosti
H ₁	$ICGS \xrightarrow{Gr} ICGSEA, IC\dot{Z}P, IC\dot{Z}PEA$	3,33	$F(33, 208)$	0,00
	$ICGSEA, IC\dot{Z}P, IC\dot{Z}PEA \xrightarrow{Gr} ICGS$	1,56	$F(9, 328)$	0,13
	$IC\dot{Z}PEA \xrightarrow{Gr} ICGS$	2,92	$F(33, 204)$	0,03
	$ICGS \xrightarrow{Gr} ICGSEA$	2,93	$F(33, 204)$	0,00
H ₂	$turisti, NEDT \xrightarrow{Gr} ICGS$	1,41	$F(6, 270)$	0,21
	$turisti \xrightarrow{Gr} ICGS$	2,50	$F(3, 208)$	0,06
H ₃	$IBPG, IAC, ICIPP, ICN, ICS, ICTG \rightarrow ICGS$	1,56	$F(18, 665)$	0,06
	$ICGS \xrightarrow{Gr} IBPG, IAC, ICIPP, ICN, ICS, ICTG$	1,78	$F(18, 665)$	0,02
	$ICGS \xrightarrow{Gr} ICIPP$	2,83	$F(3, 230)$	0,04
	$ICIPP \xrightarrow{Gr} ICGS$	0,17	$F(3, 232)$	0,92
	$ICS \xrightarrow{Gr} ICGS$	2,47	$F(2, 230)$	0,06
	$ICGS \xrightarrow{Gr} ICS$	2,65	$F(3, 230)$	0,05

Opombe: Gr – Grangerjeva vzročnost med časovnimi vrstami; ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, ICTG – indeks cen tekočih goriv.

VAR analiza

Model VEC je model vektorske avtoregresije, prilagojen za analizo časovnih serij, ki so nestacionarne, vendar postanejo stacionarne s pretvorbo na diferenco enakega reda. Pomemben je koncept kointegracije (Johansen 2012). Z vsebinskega vidika bo medčasovno model omogočil vpogled v ozadje gibanja cen v gostinstvu z makroekonomskimi dejavniki, dejavniki domačega in tujega povpraševanja ter z dejavniki ponudbe in stroškov. Z metodološkega vidika pa uporaba medčasovnega modela analize cen v

gostinstvu pomeni nov koncept pri ocenjevanju in napovedovanju gibanja cen v gostinstvu. Uporaba kointegracijske vektorske analize omogoča večjo izpovedno analitično vrednost medčasovnega modela cen v gostinstvu v Sloveniji, ki se kaže v tem, da nestacionarne spremenljivke lahko kointegrirajo, dokler ne nastanejo trajne dolgoročne distorzije v ekonomski politiki.

Za opis celotnega kointegracijskega prostora moramo navesti še koeficiente prilagajanja odklonom od ravnovesja, ki jih predstavljajo koeficienti (Masten 2008). Tisto, kar je opazno na dolgi rok, je koeficient prilagajanja cen v gostinstvu. Koeficient je zelo neznačilen, kar vidimo iz Preglednice 16. To pomeni, da se ICGS ne odziva na dogajanje v makroekonomskem okolju gospodarstva, ki ga predstavlja ocenjeni model. Rezultat kaže na visoko stopnjo realne togosti slovenskega gostinstva, ki je odsev visoke stopnje institucionalne rigidnosti. Podatek vsekakor ni spodbuden, saj je prožnost tega trga ključna za učinkovito absorpcijo asimetričnih šokov v turizmu. Ravno obratno je s koeficientom prilagajanja inflacije. Vrednost koeficienta $-0,239$ (Preglednica 16) kaže, da se velika večina odklonov od ravnovesja izravna s spremembo inflacije že znotraj enega meseca. To pomeni, da se pritiski cen v gostinstvu zelo hitro prenašajo v višje cene. Ocenjeni model je zapisan v Preglednici 16. Po metodi systemskega sekvenčnega izločanja regresorjev so neznačilni regresorji označeni z vezajem (-).

Interpretacija rezultatov

Ugotovitve: Vektor determinističnih spremenljivk določa enajst nepravih sezonskih spremenljivk, strukturni lom, DI in IDDV. Postavljeni model VEC na kratek rok tako prikaže, da so cene v gostinstvu statistično značilno odvisne od časa v mesecih januar in april. Prav tako so cene v gostinstvu statistično značilno spremenjene navzgor ob spremembi DDV. Iz Preglednice 16 razberemo, da ima najvišjo sezonskost ICGSEA. Do podobne ugotovitve smo prišli že z univariatno analizo. Med seboj podobno gibanje imata ICŽP in ICŽPEA. Pri tem najbolj izstopa strukturni lom, ki nakazuje pričetek gospodarskih sprememb doma in v regiji.

Model VEC, postavljen s hipotezo 1

Preglednica 16: VEC model, postavljen s hipotezo 1.

	predlagani VEC model			
	Δ ICGS	Δ ICGSEA	Δ ICŽP	Δ ICŽPEA
Δ ICGS	-	-	-	-
Δ ICGSEA	-	-	-	-0,266 (-2,214)**
Δ ICŽP	-	-	-0,239 (-2,217)**	-0,065 (-1,220)
Δ ICŽPEA	-	-0,201 (-2,240)**	-	0,269 (2,105)**
Δ sl2008M6	-	-	1,171 (2,058)**	0,477 (1,690)
Δ D ₁	-	-0,441 (-5,573)***	-0,600 (-2,641)**	-
Δ IDDV	0,246 (2,154)**	-	0,187 (4,242)	-
Δ sd _{januar}	1,669 (1,484)	-1,118 (-7,384)***	-	-0,734 (-3,403)**
Δ sd _{februar}	-	-0,490 (-4,604)***	0,574 (1,876)	-
Δ sd _{marec}	-	-0,576 (-4,908)***	0,909 (2,697)	0,620 (3,707)**
Δ sd _{april}	1,546 (1,834)**	-0,293 (-2,579)**	-	-
Δ sd _{maj}	-	-0,486 (-4,146)	0,558 (1,656)	-
Δ sd _{junij}	-	-0,364 (-3,533)***	-	-
Δ sd _{julij}	-	0,586 (5,124)***	-	-0,501 (-3,071)**
Δ sd _{avgust}	-	-	-	-
Δ sd _{september}	-	-1,422 (-8,299)***	-	-
Δ sd _{oktober}	-	-0,928 (-6,009)***	-	-0,464 (-2,116)**
Δ sd _{november}	-	-1,202 (-12,352)***	-	-0,479 (-3,450)**
R ²	0,17	0,94	0,48	0,69
Δ R ²	0,13	0,93	0,38	0,63

Opombe: Δ – diferencirana časovna vrsta, deterministični člen, ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju; sd – neprava sezonska komponenta, sl2008M6 – strukturni lom, IDDV – deterministični člen davek na dodano vrednost, D₁ – deterministični člen evro ob uvedbi (D₁ = 1 za december 2006 do februar 2007 in 0 za druge mesece); R² – determinacijski koeficient, Δ R² – popravljene determinacijski koeficient; *, **, ***: 10 %, 5 % in 1 % stopnja značilnosti; St – statistike so navedene v oklepajih.

Hitrost prilagajanja ravnovesju je izražena z negativnim predznakom korekcije napak. To pomeni, da se časovna vrsta po eno mesečnem odlogu, vrne na lastno dolgoročno ravnotežje (Irz, Niemi in Xing 2011). Najnižjo napovedno moč ima časovni model ICGS.

Njegova napovedna moč je manjša od četrtrine. Koeficienti imajo visoko statistično značilnost v vseh štirih enačbah, torej njihove velikosti pokažejo hitrejši proces prilagajanja k dolgoročnemu ravnovesju: četrtrina prehodnega obdobja (Preglednica 16) za ICGS je 2,2 meseca (Preglednica 17).

Koeficienti prilagajanja so za kointegracijski rang 1 za vse spremenljivke statistično značilni. Vrednost St -statistike je po absolutni vrednosti višja od 1,96. Koeficient prilagajanja za časovno vrsto ICGS je pozitiven in je 5,3 % na mesec, kar je pričakovano. Statistično značilen je tudi ICŽP, katerega koeficient prilagajanja je pozitiven v višini 2,9 %. Medtem koeficient prilagajanja za ICGSEA zavzema vrednost 2,8 % in je pozitiven in statistično značilen. Statistično značilen in pozitiven je tudi koeficient prilagajanja ICŽPEA, in sicer v višini 1,3 % na mesec. Vsa prilagajanja so narejena z normalizacijo ICGS časovne vrste. Z enomesečnim odlogom so cene v gostinstvu statistično značilne. Konstanta nam prikaže dolgoročno vrednost ICGS, ki je 178,46. Robustnost modela lahko potrdimo z vrednostjo konstante ICGS, saj opisna statistika izolira najvišjo vrednost spremenljivke ICGS v višini 186,1 in končno vrednost opazovanega obdobja (september 2010) 162,8 (Preglednica 3).

Preglednica 17: Deterministični koeficienti za hipotezo 1.

spremenljivka	Δ ICGS	Δ ICŽP	Δ ICŽPEA	Δ ICGSEA
koeficient prilagajanja	0,05347 (2,0093)**	0,02899 (2,6076)**	0,0129 (2,4312)**	0,02752 (7,4377)***
trend	2,2429 (4,3855)***	-0,3233 (-1,1760)*		
konstanta	178,46			

Opombe: Δ – diferencirana časovna vrsta, ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju; *, **, ***: 10 %, 5 % in 1 % stopnja značilnosti.

V smislu boljšega razumevanja modela dinamične povezanosti štirih spremenljivk in za kasnejše izboljšanje modela smo naredili *test šibke zunanosti spremenljivk*. Poznan problem analize VAR je veliko število spremenljivk glede na stopinje prostosti. To je še posebej pomembno pri ugotavljanju VECM.

Vsaka enačba vključuje $m \times K$ odlogov in enega ali več determinističnih členov. Že zmerne vrednosti m in k lahko hitro izčrpajo stopinje prostosti

na vzorcu raziskave (Bonham, Gangnes in Zhou 2009). Z zamikom dva na primer enačba modela, postavljena s hipotezo 1, zahteva trinajst parametrov, če vse tri spremenljivke obravnavamo kot notranje. Podatki so na 129 opazovanjih in tako lahko pristop VAR hitro naleti na težave (pomankljajna stopinj prostosti (Gričar in Bojnec 2012b)). Eden od načinov za reševanja prevelike parametrizacije je test s predpostavko šibke zunanosti. Test vsako časovno serijo obravnava kot slabo zunanjo. Pri tem se število enačb v sistemu zmanjša za eno in število členov se poveča za $mk + d$, kjer je d število determinističnih členov.

Za naš model, postavljen s hipotezo 1, predpostavimo zunanje dejavnike (ICŽP, ICŽPEA in ICGSEA), ki jih obravnavamo kot slabo zunanje. Da bi bolje razumeli dinamične odnose med tremi spremenljivkami in z njimi opredelitev modela, smo predstavili rezultate testov šibke zunanosti z ničelno hipotezo. Ničelna hipoteza pravi, da so skupni popravljeni parametri Z_j enaki 0.

Zunanje spremenljivke vstopajo v model dolgoročnega ravnotežja. Ne samo zaradi drugih spremenljivk, ampak tudi zaradi modela VAR (ali VECM). Pri tem ne pride do izgube podatkov. Zunanje spremenljivke so s tem oblikovane kot deterministični členi (tj. da se z_{jt} ne vključi na levo stran modela). Namesto njih se v model vključijo notranje spremenljivke časovnih vrst na desno stran enačbe v prvi diferenci Z_{jt} (Gričar in Bojnec 2012b).

Test šibke zunanosti začnemo z vektorjem treh spremenljivk, kjer je $z_t = (IC\check{Z}P, IC\check{Z}PEA \text{ in } ICGSEA)$. Postavili smo hipotezo, da sta spremenljivki cene v gostinstvu, $y_t = (ICGS \text{ in } ISGSEA)$ (Bonham, Gangnes in Zhou 2009) endogeni. Druga dva dejavnika pa sta zunanja, kjer je $x_t = (IC\check{Z}P \text{ in } IC\check{Z}PEA)$. Pri sistemu treh spremenljivk sta lahko največ dva kointegracijska vektorja. Izvedemo testiranje ničelne hipoteze $H_0 \equiv \alpha_x = 0$, za vsako spremenljivko. Iz Preglednice 20 lahko ugotovimo, da so spremenljivke ICŽP in ICŽPEA zunanje in zato vstopajo v model na desni strani enačbe. Za hipotezo 1 lahko zaključimo, da na cene v gostinstvu splošni makroekonomski dejavniki in makroekonomski šoki domačega in zunanjega okolja neposredno ne vplivajo. Statistično značilno vplivata ICGSEA in determinacijski koeficient $D1$. Do podobnih ugotovitev so prišli tudi Bonham, Gangnes in Zhou (2009), ki pravijo, da sta domači ICŽP in tuji ICŽP v turizmu zunanji spremenljivki. Enako ugotovitev nam poda test šibke zunanosti spremenljivk, kjer je točna stopnja značilnosti 0,0208 za spremenljivko $\Delta ICGSEA$. Ničelne domneve ne moremo zavrniti in sprejmemo sklep, da je spremenljivka ICGSEA notranja spremenljivka.

Notranja spremenljivka ICGSEA s tem vstopa v dolgoročno enačbo modela tako, da nima povezanosti z drugimi spremenljivkami, ki vstopajo v model VEC kot notranje spremenljivke. Tako model ne izgubi napovedne moči, saj imamo opravka z determinističnimi členi in z zunanjimi spremenljivkami. Slednje vstopajo v model na desni strani enačbe, s prvo integracijo časovne vrste (Irz, Niemi in Xing 2011).

Preglednica 18: Test šibke zunanosti spremenljivk, postavljenih s hipotezo 1.

spremenljivka	odvisna spremenljivka Δ ICGS	
	popravljen χ^2 statistika	stopnja značilnosti
Δ ICŽP	0,1393	0,71
Δ ICŽPEA	1,2176	0,60
Δ ICGSEA	0,2804	0,02
vse	1,3508	0,71

Opombe: Δ – diferencirana časovna vrsta, ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju.

Predhodno smo ugotovili, da imamo dva ranga. Do sedaj smo s koeficienti prilagajanja in testom šibke zunanosti empirično ovrednotili prvi rang. Dodajmo, da v primeru drugega ranga, ki je normaliziran s spremenljivko Δ ICŽP, pridemo do podobne višine koeficientov prilagajanja spremenljivk (Preglednica 17). Razlika je, da sta Δ ICGSEA in Δ ICGS statistično neznačilni. To je skladno tudi z našo postavljeno multiplo kointegracijo, kjer je Δ ICŽPEA statistično značilna (Preglednica 11). Tako postavljen model ima dokaj visoko napovedno moč, in sicer 38 % celotne variance modela, kar razberemo iz Preglednice 16, stolpec 3.

Model VEC, postavljen s hipotezo 2

Na podlagi izbire kointegracijskega ranga smo lahko ocenili pogojni model VEC. Vanj sočasno vstopajo notranje spremenljivke ICGS, turisti in NEDT ter deterministična člena neprava sezonska spremenljivka in konstanta, in sicer z dvema časovnima odlogoma. V tem modelu so ocenjene dolgoročne povezave med spremenljivkami. Model prikazujemo v Preglednici 19.

Interpretacija rezultatov

Ugotovitve: S pogledom na oblikovani model vidimo, da ima model nizko napovedno moč z eno kointegracijsko povezavo. Napovedna moč je 9 % celotne variance modela. Ker je ena kointegracijska povezava, so v VECM normalizirani zgolj kointegracijski koeficienti na ICGS, kjer je razviden

vpliv vseh spremenljivk na cene v gostinstvu. Izpostavili bi predvsem dolgoročno povezanost s spremenljivkama ICGS in turisti. Pri povezanosti prihodov turistov opazamo negativno ocenjen koeficient (-0,027) na drugem mesečnem odlogu, ki je statistično značilen (Preglednica 19). Zaključimo lahko, da se višje povpraševanje statistično značilno hitro prenese v cene v gostinstvu. Prilagajanje večjega povpraševanja na cene v gostinstvu je v razdobju dveh mesecev. Vse spremenljivke so izrazito sezonskega značaja. Najvišja statistično značilna sezonskost glede na december preteklega leta je zaznana v juniju, juliju, avgustu in septembru. Tudi s testom šibke zunanosti spremenljivke ugotovimo, da je spremenljivka turisti notranja spremenljivka. Točna stopnja značilnosti je 0,0181, kar vidimo iz Preglednice 20.

Preglednica 19: VEC model, postavljen s hipotezo 2.

	predlagani model VEC		
	Δ ICGS	Δ turisti	Δ NEDT
Δ ICGS	0,273 (0,117)	-	-
Δ turisti	-	-0,495 (-4,994)***	0,001 (4,235)***
Δ NEDT	-	-127,162 (-2,076)**	0,849 (10,740)***
Δ ICGS (t-2)	0,436 (2,527)**	-	-
Δ turisti (t-2)	-0,027 (-2,379)**	-0,271 (-2,950)**	-
Δ NEDT (t-2)	-	88,813 (1,794)**	-
Δ s _{januar}	2,200 (2,355)**	-	-0,032 (-3,360)**
Δ s _{februar}	-	36,846 (3,652)***	-0,068 (-5,187)***
Δ s _{marec}	-	41,979 (4,095)***	-0,053 (-4,019)***
Δ s _{april}	3,325 (2,447)**	65,152 (6,004)***	-0,053 (-3,688)***
Δ s _{maj}	2,842 (1,983)**	86,628 (7,568)***	-0,052 (-3,688)***
Δ s _{junij}	3,532 (2,177)**	96,811 (7,473)***	-0,040 (-2,412)**
Δ s _{julij}	4,611 (2,786)**	150,287 (11,371)***	-
Δ s _{avgust}	5,223 (2,524)**	155,653 (9,417)***	-
Δ s _{september}	5,113 (2,220)**	-	-
Δ s _{oktober}	-	-71,365 (-4,352)***	0,055 (3,613)***

	predlagani model VEC		
	Δ ICGS	Δ turisti	Δ NEDT
Δ sd _{november}	-2,540 (-2,048)**	-71,365 (-72,04)***	0,055 (4,288)***
R ²	0,24	0,96	0,99
Δ R ²	0,09	0,95	0,99

Opombe: Δ – diferencirana časovna vrsta, ICGS – indeks cen v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, sd – neprava sezonska komponenta, (t-2) – časovna vrsta drugega mesečnega odloga; R² – determinacijski koeficient, Δ R² – popravljeni determinacijski koeficient; *, **, ***: 10 %, 5 % in 1 % stopnja značilnosti; St-statistike so navedene v oklepajih.

Posebno visoko sezonsko nestanovitnost prikazuje spremenljivka turisti in povzročča, da ostanki modela niso normalno porazdeljeni. To smo ugotovili z LJB-testom. Koeficienti prilagajanja (Preglednica 20) so za prvi kointegracijski rang za odvisno spremenljivko Δ ICGS (0,02 %) in neodvisno spremenljivko turisti (1,5 %) statistično neznačilni. Vrednost St-statistike je po absolutni vrednosti višja od 1,96 le pri spremenljivki Δ NEDT. Vrednost St-statistike je 7,654. Koeficient prilagajanja za časovno vrsto NEDT je pozitiven in znaša 0,04 % na mesec, kar je pričakovano, saj se, kot pravi ekonomska teorija depreciacija domače valute, prenaša v cene. Podatke o koeficientih prilagajanja smo črpali iz Preglednice 20. Za časovno serijo NEDT zapisano velja do decembra 2006.

Preglednica 20: Deterministični koeficienti za hipotezo 2.

spremenljivka	Δ ICGS	Δ turisti	Δ NEDT
koeficient prilagajanja	0,0002 (0,1138)	0,015 (1,6076)*	0,000413 (7,6541)***
konstanta	452,00		

Opombe: Δ – diferencirana časovna vrsta, ICGS – indeks cen v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj; *, **, ***: 10 % in 1 % stopnja značilnosti.

V smislu boljšega razumevanja modela dinamične povezanosti treh spremenljivk in za kasnejše izboljšanje modela, smo naredili test šibke zunanosti. Iz Preglednice 21 lahko ugotovimo, da je spremenljivka Δ NEDT zunanja. Za hipotezo 2 lahko zaključimo, da na cene v gostinstvu dejavniki neposrednega povpraševanja vplivajo kot notranji dejavniki in dejavniki posrednega povpraševanja kot zunanji dejavniki. Statistično značilno na cene v gostinstvu v naši postavljeni enačbi vpliva le NEDT. Do podobnih ugotovitev so prišli tudi Bonham, Gangnes in Zhou (2009), ki pravijo, da je NEDT v turizmu zunanja spremenljivka.

Preglednica 21: Test šibke zunanosti spremenljivk, postavljenih s hipotezo 2.

H ₀ : spremenljivka šibke zunanosti	odvisna spremenljivka Δ ICGS	
	popravljen Chi statistika	verjetnost
Δ turisti	8,0272	0,02
Δ NEDT	0,9954	0,61
vse	8,7944	0,06

Opombe: Δ – diferencirana časovna vrsta, ICGS – indeks cen v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj.

Model VEC, postavljen s hipotezo 3

Slovenske hotelske organizacije so se po vstopu države v evroatlantske povezave znašle pred novimi izzivi. Tradicionalni pristopi k povečanju konkurenčnosti, na primer cenovno izčrpavanje, niso več tako aktualni, za razvoj postajajo pomembni tisti pristopi, ki ustvarjalne sposobnosti zaposlenih in konkurenčnost spodbujajo z inovativnimi izdelki in storitvami, ki so tudi prijazni do okolja. Razumevanje pomena inovacijske dejavnosti je odvisno od zaznavanja in vrednotenja te dejavnosti v družbeno-ekonomskem okolju, torej od tega, kakšen je prevladujoč odnos družbe do ustvarjalnosti, inovativnosti, prevzemanja tveganj in kulture novosti. Gojenje in ohranjanje navedenih misli mora biti vodilo tudi v času gospodarske krize, ko so se v gostinstvu najprej lotili stroškov poslovanja (druge dejavnosti so se odzvale podobno) (Šuligoj 2011). Poseg v razvoj ima lahko za organizacije dolgoročne negativne posledice, zato je analiza tretjega modela, postavljenega s hipotezo 3, zelo aktualna.

Pri analizi smo najprej izhajali iz neomejenega modela VAR, v katerega smo vključili šest neodvisnih spremenljivk. Z bivariatno kointegracijsko analizo smo določili kointegracijski rang in časovni odlog. Prišli smo do ugotovitve, da imamo dve statistično značilni kointegracijski povezavi ($r = 2$), ki se statistično značilno vrtneta v svoje dolgoročno ravnotežje po dveh mesecih ($p = 2$). Da je postavljeni model statistično primeren, je razvidno iz ustreznih testov, predstavljenih v predhodnem podpoglavju. Ker imamo dve kointegracijski povezavi, so v VECM normalizirani kointegracijski koeficienti na ICGS in na IBPG. Iz njih so razvidni vplivi vseh spremenljivk na aktivnost ponudbe in stroškov v gostinstvu.

Interpretacija rezultatov

Ugotovitve: Tisto, kar je opazno na dolgi rok, je koeficient prilagajanja cen v gostinstvu. Koeficient je zelo neznačilen, kar lahko razberemo iz Preglednice 22, stolpec 1. To pomeni, da se ICGS ne odziva na dogajanje v okolju gospodarstva, ki ga predstavlja ocenjeni model. Rezultat kaže *le* na visoko

stopnjo *enostranske* povezanosti slovenskega gostinstva z ostalimi storitvami gospodarstva in proizvodi menjalnega sektorja (Preglednica 22, vrstica 1). Podatek kaže, da se spremembe cen storitev hitro prenašajo v cene v gostinstvu. Na to opozarja negativna vrednost koeficienta (-0,491) iz Preglednice 22. Cene proizvodov se prenašajo počasneje, a statistično značilno, kar nam prikazuje pozitivna vrednost koeficienta (0,117). Podatek pa vsekakor ni spodbuden, saj je prožnost trga dela ključna za učinkovito absorpcijo asimetričnih šokov v turizmu. Ugotovimo lahko namreč, da se vsi šoki cen prenašajo v gostinstvo preko plač. Preko plač se v gostinstvo šoki prenašajo preko IAC in ICS hitro oziroma najkasneje v dveh mesecih. To lahko opazimo v spodnjem delu Preglednice 22, v stolpcu 2. Δ ICN se prenaša nekoliko počasneje, a vseeno statistično značilno. To pomeni, da se cenovni pritiski zelo hitro prenašajo na plače v gostinstvu. Po metodi sistemskega sekvenčnega izločanja regresorjev so neznačilni regresorji v Preglednici 22 označeni z vezajem (-).

S pogledom na oblikovani model VEC vidimo, da ima model tudi nizko napovedno moč s prvo kointegracijsko povezavo. Napovedna moč je 8 % celotne variance modela. Druga kointegracijska povezava, normalizirana z Δ IBPG, ima napovedno moč višjo in je polovica celotne variance modela. Ker sta dve kointegracijski povezavi, so v modelu VEC normalizirani kointegracijski koeficienti na ICGS in IBPG. Iz ICGS je razviden vpliv vseh spremenljivk na cene v gostinstvu, v drugem primeru na plače v gostinstvu.

Preglednica 22: VEC model, postavljen s hipotezo 3.

	predlagani VECM model						
	Δ ICGS	Δ IBPG	Δ IAC	Δ ICIPP	Δ ICN	Δ ICS	Δ ICTG
Δ ICGS	-	-	-	0,117 (2,108)**	-	-0,491 (-3,405)***	-
Δ IAC	-	-0,508 (-2,400)**	-	0,090 (3,301)**	-	-	-
Δ IBPG	-	-	-	-	-	-	-
Δ ICIPP	-	-	-0,487 (-1,752)**	0,296** (3,270)	7,240 (1,711)	0,402 (1,706)**	-
Δ ICS	-	-0,510 (-1,897)**	-	0,066 (1,919)**	-	0,669 (7,468)***	-
Δ ICN	-	-	-	-	0,558 (5,751)***	-	0,369 (9,053)***
Δ ICTG	-	-	-	-	-0,964 (-2,949)**	-	-0,250 (-2,534)**
Δ ICGS (t-2)	-	-	-	-	-	-	-
Δ IBPG (t-2)	-	-	0,040 (1,444)	-	0,718 (1,713)**	0,074 (3,184)***	-
Δ IAC (t-2)	-	-0,570 (-2,587)**	0,206 (2,370)**	-	-	-	-
Δ ICIPP (t-2)	-	-	-	-	-	-	-
Δ ICN (t-2)	-	0,046 (2,254)**	-	-	0,466 (3,781)***	-	-
Δ ICS (t-2)	-	-1,537 (-5,239)***	-	-	-	-0,545 (-5,566)***	-
Δ ICTG (t-2)	-	-	-	-	-	-	-
R ²	0,20	0,56	0,23	0,41	0,33	0,46	0,57
Δ R ²	0,08	0,50	0,12	0,32	0,23	0,39	0,49

Opombe: Δ – diferencirana časovna vrsta, deterministični člen, ICGS – indeks cen v gostinstvu, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, ICTG – indeks cen tekočih goriv; sd – neprava sezonska komponenta; (t-2) – časovna vrsta drugega mesečnega odloga; R² – determinacijski koeficient, R² – popravljeni determinacijski koeficient; *, **, ***: 10 %, 5 % in 1 % stopnja značilnosti; St-statistike so navedene v oklepajih.

Koeficienti prilagajanja so za prvi kointegracijski rang za spremenljivke IBPG, IAC, ICIPP in ICS statistično značilni. Vrednost St-statistike je po absolutni vrednosti višja od 1,96. Koeficient prilagajanja za časovno vrsto ICGS je pozitiven in znaša 1,0 % na mesec, kar je pričakovano, a je statistično neznačilen. Statistično neznačilna sta tudi ICN in ICTG. Našo ugotovitev lahko primerjamo z ugotovitvijo avtorjev Irz, Niemi in Xing (2011) ter Šugar in Tikvički (2011). Ti avtorji pravijo, da pogonska goriva nimajo pomembne vloge pri oblikovanju cen v gostinstvu. Medtem je koeficient pri-

lagajanja IBPG 45,6 %, ki je pozitiven in statistično značilen. Statistično značilen in pozitiven je tudi koeficient prilagajanja ICIPP, in sicer v višini 2,8 % na mesec ter ICS v višini 7,0 % na mesec, kar vidimo iz Preglednice 23.

Preglednica 23: Deterministični koeficienti za hipotezo 3, rang 1.

spremenljivka	Δ ICGS	Δ IAC	Δ IBPG	Δ ICIPP	Δ ICS	Δ ICN	Δ ICTG
koeficient	0,010	-0,072	0,456	-0,028	0,070	0,653	-0,115
prilagajanja	(0,328)	(-2,595)**	(6,550)**	(-3,203)**	(3,035)**	(1,548)*	(-0,651)
konstanta	365,17						

Opombe: Δ – diferencirana časovna vrsta, ICGS – indeks cen v gostinstvu, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, ICTG – indeks cen tekočih goriv; *, **, ***: 10 %, 5 % in 1 % stopnja značilnosti.

146

Vsa prilagajanja so narejena z normalizacijo ICGS časovne vrste. Konstanta nam prikaže dolgoročni ICGS, ki je 365,17. Iz koeficientov prilagajanja in konstante opazimo, da zunanje spremenljivke vplivajo na nestanovitnost rezultatov (Preglednica 23). Vrednost konstante je 365,17, kar se ne sklada z našimi predhodnimi ugotovitvami. S postavitvijo modela za našo zadnjo hipotezo smo zato najprej preizkusili test šibke zunanosti spremenljivk (Preglednica 24). Da je treba pred postavitvijo modela VAR preveriti šibko zunanost spremenljivk, govori tudi empirična analiza avtorjev Bonham, Gangnes in Zhou (2009).

Kot smo že ugotovili, zunanje spremenljivke vplivajo na nestanovitnost rezultatov. S testom šibke zunanosti, ki ga za prvi kointegracijski rang prikazujemo v Preglednici 24, ugotavljamo, da so vse spremenljivke zunanje. Zunanja spremenljivka s tem vstopa v dolgoročno enačbo modela tako, da nima povezanosti z drugimi spremenljivkami, ki vstopajo v model VEC kot notranje spremenljivke. Tako model ne izgubi napovedne moči, saj imamo opravka z determinističnimi členi in zunanjimi spremenljivkami. Slednje vstopajo v model na desni strani enačbe s prvo diferenco časovne vrste (Irz, Niemi in Xing 2011).

Preglednica 24: Test šibke zunanosti spremenljivk, postavljenih s hipotezo 3, rang 1.

odvisna spremenljivka Δ ICGS		
H_0 : spremenljivka šibke zunanosti	popravljen χ^2 statistika	verjetnost
Δ IBPG	1,28	0,53
Δ IAC	1,71	0,43
Δ ICIPP	2,05	0,36
Δ ICS	3,30	0,19
Δ ICN	2,77	0,25
Δ ICTG	4,23	0,12
vse	12,904	0,38

Opomba: Δ – diferencirana časovna vrsta, ICGS – indeks cen v gostinstvu, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, ICTG – indeks cen tekočih goriv.

V modelu, postavljenem s hipotezo 3, imamo dva kointegracijska ranga. Koefficienti prilaganja, ki so normalizirani na IBPG, prikazujejo nekoliko drugačno sliko. Ničelna domneva šibke zunanosti spremenljivk je zavržena. To pomeni, da so za primer kointegracijskega ranga 2 ob hkratni vključitvi vseh spremenljivk spremenljivke notranje, kar vidimo iz Preglednice 26 in prikazujejo eno kointegracijsko povezanost. Statistično značilne spremenljivke so IBPG, IAC in ICS (Preglednica 22). Ugotovitev je podobna ugotovitvi ob postavitvi VAR modela. Zaključimo lahko, da se cene v gospodarstvu hitro prenašajo v gostinstvo preko plač. Najhitreje in statistično značilno se stroški inputov prenašajo v plače preko cen storitev, in sicer v višini 10 % na mesec, ter IAC s 7,5 % mesečno (Preglednica 25).

Preglednica 25: Deterministični koefficienti za hipotezo 3, rang 2.

spremenljivka	Δ ICGS	Δ IAC	Δ IBPG	Δ ICIPP	Δ ICS	Δ ICN	Δ ICTG
koefficient	-0,049	0,075	-0,608	0,036	-0,104	-0,577	0,099
prilaganja	(-1,183)	(2,085)**	(-6,725)***	(3,133)***	(-3,472)***	(-1,054)	(0,435)

Opomba: Δ – diferencirana časovna vrsta, ICGS – indeks cen v gostinstvu, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, ICTG – indeks cen tekočih goriv; *, **, ***: 10 %, 5 % in 1 % stopnja značilnosti.

Obe spremenljivki sta statistično značilno notranji. Statistično značilno je zunanja spremenljivka ICIPP. Ta spremenljivka je statistično značilno povezana s plačami v višini 3,6 % mesečno. Podatke smo razbrali iz Preglednice 25.

Preglednica 26: Test šibke zunanosti spremenljivk, postavljenih s hipotezo 3, rang 2.

odvisna spremenljivka Δ IBPG		
H_0 : spremenljivka šibke zunanosti	popravljeni Chi statistika	verjetnost
Δ ICGS	2,00	0,37
Δ IAC	9,89	0,01
Δ ICIPP	3,02	0,22
Δ ICS	39,05	0,00
Δ ICN	4,18	0,12
Δ ICTG	2,50	0,29
vse	69,66	0,00

Opombe: Δ – diferencirana časovna vrsta, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, ICGS – indeks cen v gostinstvu, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, ICTG – indeks cen tekočih goriv.

Robustnost modelov postavljenih s hipotezami

Potem ko smo z analitičnimi testi našli ustrezen PMČS, lahko tak model uporabimo za potrebe analize in napovedovanja. Pri napovedovanju se nismo ozirali na deterministične člene. Spremenljivka u_t opravlja funkcijo neodvisnega belega šuma. Tako je v tem primeru napoved pogojno pričakovanje. Če je u_t nekoreliran beli šum, ki ni pogojno neodvisen od časa, potem je najboljša linearna napoved postavljena z enačbo $\hat{y}_{T+h|T} = \hat{A}_1 \cdot \hat{y}_{T+h-1|T} + \dots + \hat{A}_p \cdot \hat{y}_{T+h-p|T}$, kjer sta $\hat{y}_{T+j|T} = \hat{y}_{T+j}$ za $j \leq 0$ in \hat{A}_i ($i = 1, \dots, p$) ocenjena parametra. T je število preteklih opazovanj in h je število prihodnjih napovedovanj.

Izračunane napovedi časovnih vrst, postavljenih s hipotezo 1, so v večini primerov znotraj 95 % intervala zaupanja. Dejanska vrednost posamezne časovne vrste je znotraj najnižje in najvišje vrednosti intervala zaupanja. Edina manjša odstopanja so na napovedi časovne vrste ICŽPEA. Razlog za takšno odstopanje lahko poiščemo v programu JMulti, ki nam ni izračunal popravljene vrednosti za napoved ob uporabi modela VEC. Povedano drugače – izračunane vrednosti napovedi so manjše, kot bi bile ob uporabi asimptotične porazdelitve napovedi (Lütkepohl in Krätzig 2004). Vseeno večina napovedi je znotraj intervala zaupanja, zato lahko potrdimo robustnost postavljenega modela za hipotezo 1. Vrednosti napovedi in dejanskih vrednosti za hipotezo 1 lahko razberemo iz preglednice, ki je raziskovalcu dostopna pri avtorju na poziv.

Do podobnih ugotovitev pridemo z napovedovanjem časovnih vrst s pomočjo hipotez 2 in 3. Izračunane napovedi časovnih vrst, postavljenih s hipotezama 2 in 3, so v večini primerov znotraj 95 % intervala zaupanja. Dejanska vrednost posamezne časovne vrste je znotraj izračunane najnižje

in najvišje vrednosti intervala zaupanja. Močnejše odstopanje je na napovedi časovne vrste ICGS, postavljene s hipotezo 2. Razlog za takšno odstopanje lahko poiščemo v postavitvi modela. V ta namen smo v nadaljevanju preizkusili robustnost modela, postavljenega s hipotezo 4.

Skupaj z ugotovitvami izračunanih vrednosti modela, postavljenega s hipotezo 4, smo v poglavjih, ki sledijo, podali glavne ugotovitve raziskave, zaključke predhodnih analiz in zaključke monografije s postavljeno temeljno tezo in štirimi hipotezami. Skupaj s potrditvijo hipotez in sklepom bomo interpretirali in primerjali tudi primernost posamezne, v raziskavi uporabljene metode.

V tem poglavju najprej predstavljamo rezultate s pomočjo metode glavnih komponent, nadaljujemo s predstavitvijo regresijske analize in univariatne analize časovnih serij ter na koncu poglavja predstavljamo rezultate, pridobljene z VAR- in VEC-modelom.

Temeljna teza in štiri hipoteze raziskave se nanašajo na dejavnike povpraševanja, dejavnike ponudbe in stroškov, splošne makroekonomske dejavnike ter na makroekonomske šoke domačega in zunanjega okolja. Med spremenljivkami obstaja dolgoročna linearna povezanost, torej so kointegrirane. Temeljno tezo smo empirično analizirali s parcialnim testiranjem prvih treh razvitih hipotez, medtem ko smo preverili robustnost celotnega modela s četrto hipotezo, v katero so hkrati vključene vse relevantne spremenljivke. Na podlagi pridobljenih ugotovitev smo potrdili ali zavrnilo postavljene hipoteze. industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, ICTG – indeks cen tekočih goriv.

Predstavitev rezultatov raziskave in potrditev hipotez

Glavne komponente, pridobljene z metodo glavnih komponent, tolmačimo glede na prvotne spremenljivke, ki pomembneje vplivajo na proučevano (glavno) komponento. Pri tem si pomagamo s korelacijskimi koeficienti med komponentami in z začetnimi kazalci. Te podatke najdemo v matriki uteži glavnih komponent, ki se nahaja v preglednici 27. Absolutna višina glavne komponente nam govori o pomembnosti osnovnega kazalca pri oblikovanju glavne komponente in o smeri povezave. Pomembnost posamezne spremenljivke je sicer do neke mere stvar subjektivne presoje, vendar se tradicionalno jemlje vrednost 0,5 kot tista mejna vrednost korelacijskega koeficienta, pod katero spremenljivke ne razlagamo kot pomembne za komponento, pri čemer moramo biti pozorni tudi na vpliv pri ostalih komponentah. Pri vsebinski interpretaciji glavnih komponent za osnovno obliko metode glavnih komponent na spremenljivkah se pojavi problem. Meto-

da je skrčila število kazalcev s šestnajst na dva (preglednica 5) oziroma štiri (preglednica 27). Obdržana je začetna variabilnost 65 %. Posamezno glavno komponento vsebinsko poimenujemo in poimenovanje komponent prikazujemo v naslednjem podpoglavju.

Sistem na osnovi kointegracijske metode in njegova dinamična različica VECM sta postali priljubljena orodja za ekonomske analize in napovedovanje. Kointegracijska analiza obravnava problem nepravilnih regresij med časovnimi vrstami. V empirični analizi smo testirali kointegracijske enačbe, ki smo jih postavili ločeno za vsako hipotezo. V nadaljevanju podajamo ugotovitve in interpretacijo. Ocena v okviru kointegracijskega sistema lahko osvetlila pomembno medsebojno odvisnost serij, medtem ko zmanjšuje tveganje notranjosti. Kratkoročno nam v empirični VECM analizi koeficienti IAC, ICTG in prihodi turistov prikažejo neposreden in negativen vpliv na ICGS. S pregledom matrike od leve proti desni in od zgoraj navzdol pa lahko vidimo, da se šoki v gostinstvo prenašajo posredno preko ICŽP. Na slovensko inflacijo in s tem na majhno odprto gospodarstvo (Bakucs, Bojnec in Fertő 2012) pričakovano statistično značilno in pozitivno vplivajo zunanji dejavniki (Bonham, Gangnes in Zhou 2009).

Rezultati metode glavnih komponent in interpretacija

Krušec (2007) ocenjuje napovedno moč faktorskih modelov na primeru inflacije in njenih podkomponent (energije, industrijskih dobrin, storitev, predelane in nepredelane hrane) za Slovenijo. Napovedi faktorskih modelov se primerjajo z napovedmi AR in VAR-modelov s pomočjo kriterija *Root mean squared error* (RMSE). Poleg tega so bili identificirani tudi faktorji, tako da se jim lahko dodeli ekonomska interpretacija. Rezultati kažejo, da je faktorski model statistično značilno boljši od AR-modelov za večino podkomponent, prav tako pa ni slabši od VAR-modelov in je zaradi tega ustrezno orodje za napovedovanje inflacije v Sloveniji.

V predhodni faktorski analizi in metodi glavnih komponent smo glede na število spremenljivk oziroma glede na grafikon lastnih vrednosti predpostavili faktorski model z dvema skupnima faktorjema, s katerima lahko pojasnimo več kot 50 % variabilnosti v analizo vključenih spremenljivk. Za oceno komunalitet smo uporabili vse metode ocenjevanja faktorjeve analize in metodo glavnih komponent. S pomočjo metode glavnih osi, metode največjega verjetja in s posplošeno metodo najmanjših kvadratov ne pridemo niti do ocen faktorskih uteži niti do ocen komunalitet. Ocene uteži smo skušali oceniti s poševno in pravokotno rotacijo faktorjev. Ocene uteži se ob uporabljeni rotaciji faktorjev niso bistveno razlikovale od ocen uteži brez uporabljene rotacije pri metodi najmanjših kvadratov in metodi sli-

ke. Do sprememb je prišlo pri drugem skupnem faktorju z metodo glavnih komponent. Pri metodi glavnih komponent je po rotaciji faktorjev drugi skupni faktor dobil uteži tudi na ostalih spremenljivkah. Na prvem skupnem faktorju so najvišje uteži pri vseh spremenljivkah cen, na drugem skupnem faktorju pa pri spremenljivkah IDDDV in NEDT pri vseh treh metodah in pri spremenljivki turisti pri metodi glavnih komponent. Zaključimo lahko, da označimo prvo komponento kot splošno komponento. Poimenovali jo bomo *splošna raven cen*. Druga komponenta je bipolarna, saj kaže hkrati močno pozitivno utež za spremenljivki NEDT in turisti ter negativno utež za spremenljivko IDDDV. Poimenovali jo bomo *povpraševanje po storitvah v gostinstvu* v metodi glavnih komponent, na osnovi katere smo oblikovali tudi novi sintetični spremenljivki. Nove spremenljivke z metodo glavnih komponent so urejene od najpomembnejše do najmanj pomembne, kjer pomembnost pomeni, da prva glavna komponenta pojasnjuje kar največ razpršenosti osnovnih podatkov. Ker je cilj metode glavnih komponent poiskati nekaj prvih komponent, ki pojasnjujejo večji del razpršenosti analiziranih podatkov, velja, da se v našem primeru pojavljata dve glavni komponenti, s katerima želimo poiskati nove spremenljivke. Izbrano število komponent je pojasnilo 85,607 % celotne variabilnosti v analizo vključenih spremenljivk, kar je skladno z znanimi hevrstičnimi pravili za določitev števila najpomembnejših komponent. Prav tako sta lastni vrednosti komponent večji kot povprečna vrednost lastnih vrednosti, delež pojasnjene variance zadnje, druge vzete komponente je najmanj 5. Njena pojasnenost je 9,976 %.

Interpretacija rezultatov

Ugotovitve: V ponovljeno analizo metode glavnih komponent smo vključili vse spremenljivke, ki smo jih predpostavili s hipotezami. Tako smo vključili spremenljivke IBPG, NEDT in D₂ v osnovni seriji, ter Δ ICŽP, Δ ICŽPEA, Δ ICGS, Δ ICGSEA, Δ IAC, Δ turisti, Δ ICIPP, Δ ICS, Δ ICN, Δ K₁, Δ K₂ in Δ ICTG v integraciji prvega reda. V analizo nismo vključili slamnate spremenljivke D₁, saj je njena pojasnjevalna moč nizka. KMO statistika je s takšno postavitvijo modela 0,655. V analizo smo vključili stacionarne spremenljivke časovnih vrst. Odločitev o štirih komponentah, ki opisujejo največji delež variabilnosti spremenljivk, je bila pridobljena na podlagi pregleda ocenjene variance modela. Model petnajstih dejavnikov tako pojasni večino variance za načrtovano serijo. Izbrani dejavniki v tej analizi so tisti, ki pojasnjujejo največ variance časovne serije. Ugotavljamo, da je najpomembnejši dejavnik, ki pojasnjuje 26,8 % variance, povpraševanje po storitvah. Drugi dejavnik je dejavnik zunanjega okolja, ki pojasnjuje

je 14,8 % variance spremenljivk domače inflacije, inflacije v evro območju in cene nafte. Tretja komponenta nam pojasni 13,1 % variance preučevanega modela. Komponenta je bipolarna. Zadnja, četrta komponenta je stroškovna komponenta in pojasni 10,3 % celotne variance modela. Na splošno prvi štirje dejavniki pojasnijo skoraj 65 % variance cen v gostinstvu. Ocene uteži smo skušali oceniti s poševno in pravokotno rotacijo faktorjev. Ocene uteži ob uporabljeni rotaciji faktorjev se niso bistveno razlikovale od ocen uteži brez uporabljene rotacije s pomočjo ponovljene metode glavnih komponent.

Značilno za storitve v turizmu je, da so povezane z gibanji cen v gostinstvu v evro območju (ICGSEA) ter z izvozom in uvozom storitev (turisti, ICS) (Krušec 2007). To je naša prva komponenta v ponovljeni metodi glavnih komponent in pojasnjuje skoraj 27 % variance časovne serije.

Naslednja, druga značilnost prve komponente prikazuje povpraševanje po storitvah v gostinstvu (K_2). Oba faktorja sta povezana s cenami v gostinstvu in zato tudi z inflacijo v tem sektorju. Tretji dejavnik se nanaša na potrošnika in njegovo razpoloženje, saj se nanaša na tokove storitev (prihodi domačih in tujih turistov). Prvo komponento lahko poimenujemo *povpraševanje po gostinskih storitvah*. Komponenta nam potrди hipotezo 2 in 4 v delu, ki pravi, da je povpraševanje turistov po gostinskih storitvah statistično značilno in pozitivno. Prav tako nam komponenta ena potrди hipotezo 3 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev pozitivno povezane s stroški storitev.

Podatek o inflaciji, lahko razlagamo na naslednji način. Za merjeno inflacijo je prvi dejavnik, ki pojasnjuje večji del variance inflacije, povezan z raziskavo informacij o potrošniških navadah in izvozu, kot tudi z denarnim in zunanjim gibanjem (ICŽPEA). Drugi dejavnik so domače raziskave (ICŽP), tretji dejavnik so tuji cenovni pritiski (ICN) in četrty dejavnik so splošna cenovna pričakovanja (K_1) (Krušec 2007). Zato lahko drugo komponento imenujemo kot *skupni trend in šok domačega in tujega makroekonomskega okolja*. Skupni trend zajema gibanje statistično značilnih faktorjev ICŽP, ICŽPEA, ICN in K_1 . Komponenta nam potrди hipoteze 1, 3 in 4. Komponenta dva potrди hipotezo 1 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev statistično značilno in pozitivno povezane s splošno ravno cen v RS in v območju evra ter hipotezo 3 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev pozitivno povezane s stroški nabave nafte.

Preglednica 27: Ponovljena komponentna matrika

Ocene faktorskih uteži dejavnikov cen v gostinstvu, Slovenija, od 1999 do 2010 in ocena komunalitet dejavnikov na cene v gostinstvu, Slovenija, od 1999 do 2010 (mesečni podatki, stacionarne serije)														
Metoda glavnih komponent (Principal component analysis)														
dejavnik	Brez rotacije				Poševna rotacija faktorjev				Pravokotna rotacija faktorjev				Ocena komunalitet	
	Komponenta				Komponenta				Komponenta					
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	izhodišče	ekstrakcija
ΔICŽP	0,298	0,809	0,063	0,063	0,086	0,739	-0,289	0,436	0,044	0,732	0,260	0,382	1,000	0,752
ΔICŽPEA	0,178	0,638	0,331	-0,283	0,020	0,792	-0,016	-0,027	-0,007	0,792	0,000	-0,019	1,000	0,628
ΔICGSEA	0,784	-0,347	0,036	-0,057	0,847	-0,084	-0,025	-0,024	0,852	-0,062	-0,023	-0,091	1,000	0,739
ΔIAC	-0,096	0,421	-0,070	0,685	-0,199	0,079	-0,084	0,760	-0,219	0,060	0,074	0,777	1,000	0,660
IBPG	-0,141	-0,303	0,769	0,101	-0,035	0,000	0,843	-0,080	-0,008	0,009	-0,843	-0,050	1,000	0,714
Δturisti	0,857	-0,374	0,010	-0,046	0,923	-0,105	-0,053	-0,009	0,929	-0,082	0,000	-0,082	1,000	0,876
ΔICIPP	0,212	0,284	-0,396	-0,133	0,120	0,163	-0,523	0,049	0,099	0,159	0,514	0,013	1,000	0,300
ΔICS	0,809	-0,271	-0,227	0,281	0,831	-0,187	-0,258	0,342	0,826	-0,174	0,204	0,278	1,000	0,832
ΔICN	0,482	0,485	0,299	-0,161	0,352	0,678	-0,037	0,140	0,327	0,685	0,001	0,074	1,000	0,582
NEDT	0,095	0,268	-0,769	-0,193	0,000	-0,008	-0,835	-0,026	-0,025	-0,016	0,840	-0,053	1,000	0,709
ΔICTG	-0,108	0,328	0,138	-0,191	-0,184	0,366	0,000	-0,068	-0,195	0,363	0,006	-0,073	1,000	0,175
ΔK1	0,886	0,258	0,085	-0,068	0,794	0,462	-0,221	0,224	0,771	0,476	0,161	0,127	1,000	0,863
ΔK2	0,877	-0,132	0,221	-0,180	0,888	0,229	0,023	-0,035	0,885	0,253	-0,079	-0,121	1,000	0,868
D2	0,101	0,262	0,365	0,517	0,045	0,220	0,292	0,577	0,036	0,215	-0,316	0,576	1,000	0,479
D1	-0,014	-0,277	-0,269	0,061	0,070	-0,047	-0,354	-0,160	0,072	-0,036	-0,350	-0,154	1,000	0,153
ΔIDDV	0,210	Pojasnjena varianca z vključenim IDDV											1,000	0,011

Opombe: Δ – diferencirana časovna vrsta, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, ICTG – indeks cen tekočih goriv, K1 – prva komponenta, K2 – druga komponenta, D2 – slamnata spremenljivka po uvedbi evra (D2 = 1 za od marec 2007 do december 2007 in 0 za druge mesece), D1 – slamnata spremenljivka ob uvedbi evra (D1 = 1 za december 2006 do februar 2007 in 0 za druge mesece), IDDV – davek na dodano vrednost.

Tretja bipolarna komponenta združuje cene proizvodov (ICIPP) in zajema menjalni sektor, plače brez raziskav (IBPG) in menjalni tečaj (NEDT). Tretjo komponento bomo poimenovali *cenovna pričakovanja*. Komponenta nam potrди hipoteze 2, 3 in 4. Komponenta tri potrди hipotezo 2 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev statistično značilno in negativno povezane z apreciacijo domače valute, in hipotezo 3 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev pozitivno povezane s stroški nabave proizvodov ter s stroški plač.

V povezavi s cenami v gostinstvu četrta komponenta pojasnjuje 9,2 % variance časovne serije. Z njo potrđimo hipotezo 3 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev pozitivno povezane s stroški nabave inputov (IAC). Komponenta štiri potrđi tudi hipotezo 1 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev statistično značilno in pozitivno povezane z uvedbo evra (D_1). Poimenovali jo bomo *agroživilski in monetarni inputi v gostinstvu*.

Metoda glavnih komponent nam s prvimi štirimi komponentami potrđi skoraj vse hipoteze in dele znotraj hipotez, postavljene v raziskavi. Metoda nam ne potrđi le hipoteze 1 v delu, da so cene gostinskih storitev kratkoročno pozitivno povezane z dvigom DDV in D_2 , ter hipoteze 3 v delu spremenljivke ICTG. Rezultati ponovljene metode glavnih komponent so prikazani v Preglednici 27.

Rezultati (avto)regresijske analize in interpretacija

Ko so podatki urejeni v časovno ekvidistančnem zaporedju, je za model smiselno uporabiti analizo časovnih vrst. Časovne vrste predstavljajo poseben izziv pri regresijskih analizah, zato predstavljamo rezultate regresijskih analiz s pomočjo časovnih vrst. Pri regresijski analizi se ukvarjamo z analizo istočasnih podatkov. Če se paru podatkov spremeni zaporedje, se regresijski koeficienti in standardni odklon ne spremenijo. Metoda ne zahteva določenega zaporedja parov in posameznim parom daje enako utež. V empiričnem delu raziskave smo ugotovili, da z regresijsko analizo pridemo do neprave regresije (Gričar in Bojnec 2010a). D-W-statistika ima vrednost 0,799, kar je pod spodnjo vrednostjo pri 5 % stopnji značilnosti (1,324), kar kaže na obstoj avtokorelacije. To pomeni, da obstajajo odstopanja od ocenjene regresijske enačbe oziroma da obstajajo nepojasnjene korelacijske spremembe odvisne spremenljivke v različnih časovnih obdobjih in da na njih delujejo podobni faktorji, pa čeprav v različnih obdobjih. Rezultati regresijske analize, ki so podani v preglednici 6, kažejo na možno prisotnost neprave regresije (Mladenović 2004; Gričar in Bojnec 2012a). Pri časovnih vrstah pa je zaporedje kombinacij (notranjih in zunanjih) spremenljivk pomembno, ker so v regresijskem modelu upo-

rabljene tudi vrednosti kombinacij v času. To dejstvo je posebej zanimivo za analiziranje učinkov zunanjih spremenljivk na notranje spremenljivke skozi čas in celo za ugotavljanje dolgoročnosti učinkov posameznih vrednosti zunanjih spremenljivk. V tem poglavju so prikazani rezultati analiz, ki zahtevajo stacionarnost analizirane časovne vrste. Najbolj znane analize stohastičnih elementov so, prvič – AR in MA procesi ter kombinacija obeh – ARMA procesi; s temi procesi se linearno filtrira stacionarna časovna vrsta v beli šum; drugič – kointegracijska analiza in tretjič – VAR- in VEC model. Za slednje tri podajamo razširjeno razpravo z rezultati v nadaljevanju poglavja. Na tem mestu dodajmo še, da smo z univariatno ARMA analizo ugotavljali stacionarnost spremenljivk in ponovno zavrteli regresijsko analizo. ACF in PACF korelogram ostankov na transformiranih časovnih vrstah pokažeta, da v prvi integraciji časovnih vrst ni prisotna avtokorelacija celo na več časovnih vrstah, kot če opazujemo samo ACF odloge na časovnih vrstah. Z modeli AR(I)MA ugotovimo, da je uporaba prve integracije na časovni vrsti primerna za nadaljnjo raziskavo na vseh proučevanih spremenljivkah, razen IDDV, ki je nismo preoblikovali, ker je trendno stacionarna, torej je $I(0)$. Pri ugotavljanju stacionarnosti časovnih vrst s testom enotskega korena ugotovimo, da smo vse spremenljivke v kointegracijski analizi in analizi VAR obravnavali kot proces $I(1)$.

Interpretacija rezultatov

Ugotovitve: Rezultati regresijske analize, ki smo jo zavrteli s stacionarnimi spremenljivkami, potrjujejo hipotezo 1. Hipoteza 1 pravi, da so skupni makroekonomski dejavniki in makroekonomski šoki ter notranje in zunanje okolje pomembni za cene v gostinstvu.

Hipoteze 2, da so cene gostinstvu močno povezane s povpraševanjem po turističnih storitvah ter z apreciacijo domače valute, nismo potrdili. Hipoteza 3 je potrjena le v delu, ki govori, da so cene gostinskih storitev povezane s cenami goriva kot vhodnimi stroški. Spremenljivka pa ima negativen predznak. To ni bilo pričakovano. Hipoteza 4 je zavrnjena, saj regresijska modela dva in tri iz preglednice 8 kažeta znake nepravne regresije.

Prilagojen determinacijski koeficient v prvem regresijskem modelu v preglednici 8 kaže visoko stopnjo pojasnenosti odvisne spremenljivke. Njegova vrednost je 0,678. Del pričakovanih pozitivnih/negativnih povezanosti med odvisno spremenljivko $\Delta ICGS$ in posameznimi pojasnjevalnimi spremenljivkami se potrdijo. Kot najbolj statistično značilno so se izkazale naslednje pojasnjevalne spremenljivke: $\Delta IC\check{Z}P$, $\Delta ICGSEA$, $\Delta ICTG$ in D_2 . Ocene rezultatov kažejo, da cene v gostinstvu v območju evra predstavljajo glavni dejavnik povezanosti s cenami v gostinstvu v Sloveniji. Sle-

dita domača inflacija (indeks cen življenjskih potrebščin) in končno cena energije (goriva). Te tri spremenljivke same pojasnijo več kot polovico spremenljivosti cen gostinstvu v Sloveniji od leta 2000. Ti rezultati kažejo, da je dinamika cen v gostinstvu v Sloveniji določena s: prvič – cenami v gostinstvu v območju evra; ta ugotovitev je konsistentna z idejo o oblikovanju skupne monetarne unije, ki prispeva k zблиževanju cen v državah članicah proti skupni evropski ravni cen; drugič – po uvedbi evra v Sloveniji so se cene v gostinstvu od januarja 2007 do marca 2007 občutno zmanjšale. Ti rezultati realnega gibanja cen so pomembne informacije za gospodarstvenike in menedžerje pri razumevanju cenovne konkurenčnosti. Tretjič – cene goriva imajo pomembno vlogo v ravni cen v gostinstvu (Gričar in Bojnec 2011). Vse druge v analizo vključene spremenljivke, ki nastopajo v gostinstvu kot strošek, so bile z regresijsko analizo zavrjene. Te spremenljivke so IAC, ICIPP, ICS in ICN. Pred povezavo ugotovitev, do katerih smo prišli z regresijsko analizo, s študijem literature in dosedanjimi empiričnimi raziskavami, pogledjmo rezultate kointegracijske analize in analize VECM. Rezultati in interpretacija kointegracijske analize sta opisani v nadaljevanju.

Ugotovitve in interpretacija rezultatov kointegracijske analize

Empirična kointegracijska analiza na časovnih vrstah se začne s predstavitvijo testov enotskega korena vseh časovnih vrst, vključenih v raziskavo. Za ugotovitev enotskega korena smo uporabili različne teste. Tako so nam rezultate dali ADF-test, ki je priljubljen zaradi svoje enostavnosti in splošnosti, ter PP-test, ki je bil predlagan kot alternativa (Bellulo 2009). Oba testa uporabljata isto ničelno hipotezo o prepovedi stacionarnosti, vendar imata testa nizko napovedno moč. Testa na primer zavrjeta ničelno hipotezo tudi, ko so serije v resnici v mirovanju. Torej serije so $I(0)$ stacionarne. Zaradi tega je tudi zanimivo pogledati rezultate KPSS-testa, ki temelji na nasprotni ničelni hipotezi stacionarnosti v seriji. Dolžina odloga v avtoregresiji, ki je podlaga samodejnega testa, je izbrana z maksimiranjem AIC-kriterija z največjim zamikom dvanajstih mesecev. Rezultati iz preglednice 10 kažejo, da vse spremenljivke niso trendno stacionarne, saj ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o enotskem korenu v osnovnem redu s trendom, razen spremenljivk NEDT, D₂ in IBPG, ki so trendno stacionarne. Po uporabi integracije prvega reda lahko pri vseh spremenljivkah ovržemo hipotezo o obstoju enotskega korena s statistično značilnostjo najmanj 5 % oziroma lahko s 95 % zanesljivostjo trdimo, da imamo proces $I(1)$. Pri spremenljivkah NEDT in D₂ ugotavljamo, da imamo proces $I(0)$. Pri spremenljivki IBPG imamo prav tako proces $I(0)$, česar nismo pričä-

kovali. Tudi Irz, Niemi in Xing (2011) pravijo, da je teže sklepati v primeru serije plač, kar pa ni povsem presenetljivo, saj je serija v bližini. K tej ugotovitvi nas vodi tudi literatura (Lütkepohl in Krätzig 2004), da se v končnih vzorcih vsak trend lahko približa stacionarnemu procesu, kot tudi poljubno po postopku enotskega korena in obratno. Prav tako se lahko vsaka enota enotskega korena približuje trend stacionarnemu procesu (Irz, Niemi in Xing 2011). Ker pa so statistične posledice uporabe spremenljivke kot stacionarne lahko hude, smo se zaradi previdnosti, z upoštevanjem v poznejši analizi, odločili, da so spremenljivke IBPG, NEDT in D2 integrirane prvega reda. Podobno serije, ki so statistično šibko stacionarne $I(0)$ v trendu, v empiričnih raziskavah Irz, Niemi in Xing (2011) ter Bonham, Gangnes in Zhou (2009) analizirajo kot $I(1)$.

Preden uporabimo Johansen kointegracijo za testiranje obstoja povezanosti med integracijo šestnajstih spremenljivk, je treba določiti trajanje zamika (odloga) v modelu, kar dosežemo z optimizacijo vrednosti informacijskega merila pri neomejenem modelu VAR. Preglednice 9, 10, in 28 podajajo rezultate treh meril, in sicer AIC, SC in HQ. Medtem preglednice 11, 12, 13, in 28 podajajo trajanje zamika in kointegracijski rang. Dolžina odloga za model, postavljen s hipotezo 1, je le en mesec. To je izbira na podlagi dveh merilih in ta sklep je bil sprejet tudi z uporabo izključitev odlogov. Pri modelih, postavljenih s hipotezama 2 in 3, se odločimo za dva mesečna odloga. S preverjanjem robustnosti empirične raziskave smo v zadnjem modelu, postavljenim s hipotezo 4, prišli do ugotovitve, da je v modelu osem mesečnih odlogov (Preglednica 28). Izbiri nam potrdijo vsi trije informacijski kriteriji enako. Tudi oba uporabljena testa – JTT in S&L – predlagata enak, osemmesečni odlog.

Johansen (1996) je ugotovil, da je testiranje za obstoj $r \leq 13$ kointegracijskih povezanih odnosov med štirinajstimi spremenljivkami modela enakovredna testiranju hipoteze, da je rang matrike Π v enačbi modela VAR največ r . Zmanjšan rang regresije se lahko nato uporabi za oblikovanje testa verjetnosti. Razmerje te hipoteze je na osnovi tako imenovane statistike v sledovih ali statistike največje verjetnosti. Irz, Niemi in Xing (2011) pravijo, da je pri majhnih vzorčnih lastnostih test v sledovih primernejša izbira od ostalih testov, kar je uporabljeno tudi v naši analizi. Pri izvedbi kointegracijskega testa rešimo še zadnje vprašanje, ali vključiti konstanto, trend in druge deterministične člene v dele enačb modelov, postavljenih s hipotezami.

Predhodno smo postavili tri modele. Prvič – model, postavljen s hipotezo 1, drugič – model, postavljen s hipotezo 2, in tretjič – model, postavljen s hipotezo 3. V nadaljevanju tega poglavja pa predstavljamo model,

postavljen s hipotezo 4. Rezultati tega modela, preglednice in slike, so zaradi svoje obsežnosti na voljo pri avtorjih na poziv.

Na žalost ne obstaja enostaven način, kako vnaprej oblikovati model, ki ga uporabimo za testiranje kointegracije in ki uvaja resne težave, saj bo rezultat testa odvisen od izbranega modela. Johansen (1996) predlaga rešitev za to uganko, ki vključuje uporabo načela Pandula. Za skupno hipotezo uporabimo največji rang matrike Π in kombinacijo determinističnih spremenljivk, ki vstopajo v model. Model, ki ima vključeno le konstanto in trend, nam z uporabo S&L-statistike priporoča devet kointegracijskih rangov. Enako predlaga Johansen test v sledovih, kjer smo vključili tudi deterministični člen – strukturni lom.

Preglednica 28: Določitev kointegracijskega ranga za hipotezo 4

Spremenljivka $a \rightarrow b$	Deterministični člen	število odlogov			$H_0: r = r_0$	vrednost test statistike	Grangerjev test vzročnosti $a \rightarrow b$ $b \rightarrow a$	hipoteza (H): uporabljen test
		AIC	HQ	SBIC				
ICGS, ICŽP, ICŽPEA, ICGSEA, ICN, ICTG, IAC, ICS, ICIPP, IBPG, NEDT, turisti, K1, K2	tr, k	8	8	8	$r_0 = 0$	779,05		H4; S&L, 2 stopnji
					$r_0 = 1$	620,50		
					$r_0 = 2$	474,78		
					$r_0 = 3$	373,81		
					$r_0 = 4$	318,04		
					$r_0 = 5$	279,66		
					$r_0 = 6$	199,37		
					$r_0 = 7$	135,91		
					$r_0 = 8$	102,11		
					$r_0 = 9$	67,19		
					$r_0 = 10$	35,77		
					$r_0 = 11$	16,90		
					$r_0 = 12$	5,79		
$r_0 = 13$	1,85							

Opombe: AIC – Akaike informacijski kriterij, HQ – Hannan-Quin informacijski kriterij, SBIC – Schwarz informacijski kriterij, r – kointegracijski rang, r_0 – kointegracijski rang ničelne hipoteze, S&L – Saikonen in Lütkepohl test, JTT – Johansen test sledi; ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, turisti – prihodi domačih in tujih turistov, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, ICN – indeks cen nafte, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, ICTG – indeks cen tekočih goriv, K1 – prva komponenta, K2 – druga komponenta; *, **, ***: 10 %, 5 % in 1 % stopnja značilnosti; tr – linearni trend, k – konstanta.

Zaradi relativne majhnosti vzorca dodatnih determinističnih členov nismo vključevali v model VEC, saj bi v nasprotnem primeru imeli problem s stopinjami prostosti. Res pa je, da ima model večjo prožnost na vzor-

cu z dodatkom determinističnih komponent (strukturni lom, D_1 , D_2 in $IDDV$). To tudi vodi k zavrnitvi hipoteze, da ni kointegracije pri kointegracijskem rangju 13. Specifikacija ranga za model, postavljen s hipotezo 4, je torej izbran ($r = 9$) in je prikazana v preglednici 28.

Predhodno smo s testom v sledovih ugotovili, da imata modela, postavljena s hipotezama 1 in 3, dva kointegracijska ranga, ter model, postavljen s hipotezo 2, en kointegracijski rang. Pravilnost odločitve izbire kointegracijskega ranga in mesečnega odloga za hipotezo 4 nam potrdi S&L-test. V nadaljevanju podajamo interpretacijo rezultatov.

Interpretacija rezultatov

Ugotovitev: s tehniko Johansen smo ocenili dolgoročni kointegracijski odnos med petnajstimi spremenljivkami. Odnos popravljenih koeficientov kointegracije brez vključitve determinističnih členov trend, D_1 in D_2 je, kot sledi. V oklepajih so zapisane vrednosti standardnih napak:

$$\begin{aligned}
 ICGS_t &= 0,284 \cdot IBPG_t + 0,164 \cdot IAC_t - 0,072 \cdot IC\check{Z}P_t - 0,074 \cdot IC\check{Z}PEA_t - 0,004 \cdot \\
 &\quad (0,1059) \quad (0,0534) \quad (0,0273) \quad (0,0133) \quad (0,0171) \\
 ICGSEA_t &+ 0,015 \cdot ICIPP_t - 0,875 \cdot ICN_t + 0,023 \cdot ICS_t + 0,054 \cdot ICTG_t - 0,022 \cdot \\
 &\quad (0,0174) \quad (0,8142) \quad (0,0353) \quad (0,3529) \quad (0,0249) \\
 IDDV_t &+ 0,001 \cdot K1_t + 0,001 \cdot K2_t + 0,014 \cdot NEDT_t - 2,637 \cdot turisti_t + ec_t^{tr} \\
 &\quad (0,0025) \quad (0,0115) \quad (0,0018) \quad (1,2893)
 \end{aligned}$$

Z gornjo enačbo postavljene spremenljivke označujejo v predhodnem poglavju opisane časovne vrste. Večina ocenjenih koeficientov ima pričakovan pozitiven predznak, kar kaže na pozitivno dolgoročno razmerje med cenami v gostinstvu. Rezultati kažejo, da cene nafte, stroški plač in prihodi turistov predstavljajo glavno determinanto cen v gostinstvu. Najvišji koeficient predstavljata prihodi turistov in ICN . Slednji z relativno velikim koeficientom v višini 0,875. Oba koeficienta pa nista statistično značilna. Sledijo plače v gostinstvu, ki z 10 % povečanjem na koncu pripeljejo do 2,8 % povečanja cen v gostinstvu.

Dolgoročnega odnosa med spremenljivkami ni moč opredeliti na izbrani podlagi statističnih testov. Predlagani osemmesečni odlog je prevelik. Naša enačba vsebuje (pre)veliko število časovnih vrst (spremenljivk) glede na velikost vzorca. S tem nimamo dovolj stopinj prostosti, da bi ocenili model z več kot enomesečnim odlogom. Vredno je raziskati robustnost rezultatov z vključitvijo vseh determinističnih spremenljivk v kointegracijsko enačbo. Naslednja enačba podaja ocene beta vektorske matrike, ko je v model vstopil linearni trend. V oklepajih so zapisane vrednosti standardnih napak. Tako imamo zapisano dolgoročno razmerje:

$$\begin{aligned}
 ICGS_t &= -0,037 \cdot IBPG_t + 0,013 \cdot IAC_t + 0,012 \cdot IC\check{Z}P_t + 0,024 \cdot IC\check{Z}PEA_t - 0,024 \cdot \\
 &\quad (0,0371) \quad (0,0110) \quad (0,0059) \quad (0,0038) \quad (0,006) \\
 ICGSEA_t &+ 0,002 \cdot ICIPP_t + 0,173 \cdot ICN_t - 0,043 \cdot ICS_t + 0,113 \cdot ICTG_t + 0,004 \cdot \\
 &\quad (0,0036) \quad (0,1684) \quad (0,0104) \quad (0,0701) \quad (0,0048) \\
 IDDV_t &- 0,003 \cdot K1_t - 0,017 \cdot K2_t + 0,002 \cdot NEDT_t - 1,537 \cdot turisti_t - 0,001 \cdot D_1 + 0,001 \\
 &\quad (0,0006) \quad (0,0027) \quad (0,0012) \quad (0,4433) \quad (0,0012) \quad (0,0012) \\
 D_2 &+ 0,006 \cdot I08M6_t + 0,260 \cdot \mu_t + ec_t^{tr} \\
 &\quad (0,0009) \quad (0,2812)
 \end{aligned}$$

Medtem ko so koeficienti ICGSEA, ICIPP, K_1 in K_2 še vedno blizu tistim, ki so ocenjeni v predhodni enačbi, se ostali koeficienti gibljejo drugače. Jasno je, da ima model težave pri ločevanju učinkov trenda od učinkov plač, kar se pogojno zdi tudi pričakovano glede na visoko raven kolinearnosti med dvema spremenljivkama. Enačba prikaže tudi pozitivno mesečno gibanje cen gostinskih storitev, ki se kaže v 0,26 % mesečni rasti, morda zaradi prilagajanja cen v gostinstvu evro območja. Vsi koeficienti so statistično značilni. Le prihodi turistov so statistično neznačilni. Uvedba evra na dolgoročni odnos nima visokega vpliva. Enako velja za strukturni lom in dvig DDV. Statistično nizko značilno, a najmočnejšo kointegracijsko povezanost s cenami v gostinstvu ima cena energije, kar smo prikazali s koeficienti ICN (0,173) in ICTG (0,113). Statistično visoko značilno, a nižjo kointegracijsko povezanost s cenami v gostinstvu imajo IBPG (-0,037), IAC (0,013), ICGSEA (-0,024), ICIPP (0,002), ICS (-0,043), K_1 (-0,003), K_2 (-0,017) in NEDT (0,002).

Da bi bolje razumeli dinamična razmerja med spremenljivkami in da bi izpopolnili model, smo predstavili rezultate testov šibke zunanosti. Rezultate prikazujemo v preglednici 35. Zunanje spremenljivke, ki sicer lahko vstopijo v dolgoročno ravnovesje, same ne povzročajo povezanosti na strani drugih spremenljivk v modelu VEC. Zato s tem nimamo izgube podatkov, ker ni modeliranja njihovih determinant (zunanje spremenljivke vstopajo na levo stran modela). Rezultati, navedeni v preglednici 29, kažejo, da bi spremenljivke IBPG, IAC, ICŽP, ICIPP, ICTG, K_2 , NEDT in turisti lahko obravnavali kot notranje spremenljivke do sistema na kakršno koli stopnjo značilnosti, ker zavrnemo ničelno hipotezo z največ 9 % stopnjo tveganja, ki govori da spremenljivka nima dolgoročno statistično značilne povezanosti s cenami v gostinstvu. Ničelna hipoteza testa šibke zunanosti pravi, da so skupni popravljeni parametri z_j enaki 0. Do podobne ugotovitve pridemo z Grangerjevim testom vzročnosti, ki smo ga prikazali v prilogi 6.

Najprej smo se osredotočili na spremenljivke primarnega pomena in določili petmesečni odlog. Spremenljivke IAC (0,005), ICIPP (0,006), ICTG (0,006), K_2 (0,02) in turisti (0,00) so statistično značilno vzročno povezane z ICGS. Stopnje značilnosti testa šibke zunanosti smo zapisali poleg spremenljivke v preglednici 29. Statistično značilno pa ni ugotovljena Grangerjeva vzročna povezanost med spremenljivkami ICGS in ICŽP ter NEDT. Prav tako ni bivariatne vzročne povezanosti med ICGS in IBPG. Statistično značilna vzročnost je namreč le enosmerna, in sicer od ICGS na IBPG. Ker je pri spremenljivkah NEDT (0,09) in IBPG (0,09) izračunana višja stopnja tveganja tudi pri testu šibke zunanosti, bomo spremenljivki obravnavali kot zunanji.

Preglednica 29: Test šibke zunanosti spremenljivk, postavljenih s hipotezo 4

hipoteza	odvisna spremenljivka Δ ICGS		
	spremenljivka	vrednost χ^2 statistike	stopnja značilnosti
H ₄	Δ IBPG	9,4614	0,0920
	Δ IAC	16,888	0,0047
	Δ ICŽP	16,415	0,0058
	Δ ICŽPEA	8,4700	0,1322
	Δ ICGSEA	4,5578	0,4722
	Δ ICIPP	20,776	0,0009
	Δ ICN	7,2630	0,2018
	Δ ICS	4,8796	0,4308
	Δ ICTG	16,118	0,0065
	Δ K ₁	3,4245	0,6348
	Δ K ₂	13,437	0,0196
	Δ NEDT	9,6587	0,0855
	Δ turisti	21,354	0,0007
	vse	132,07	0,0000

Opombe: Δ – diferencirana časovna vrsta, ICGS – indeks cen v gostinstvu, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICN – indeks cen nafte, ICS – indeks cen storitev, ICTG – indeks cen tekočih goriv, K₁ – prva komponenta, K₂ – druga komponenta, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, turisti – prihodi domačih in tujih turistov.

Sedaj smo določili zunanje spremenljivke, ki bodo vstopile v model VEC, postavljen s hipotezo 4. Podobno kot v empiričnih analizah ugotavljajo Irz, Niemi in Xing (2011) ter Bonham, Gangnes in Zhou (2009), izračunamo tudi v raziskavi, da so zunanje spremenljivke IBPG (0,09), ICŽPEA (0,13), ICGSEA (0,47), ICN (0,20), ICS (0,43), K₁ (0,63) in NEDT (0,09) (preglednica 29). Predhodno smo že predpostavili, da so spremenljivke strukturni lom, D₁, D₂ in IDDV deterministični členi. V oklepajih so zapisane stopnje značilnosti izračunane statistike posamezne spremenljivke na odvisno spremenljivko ICGS.

Tako smo s predhodnimi VAR modeli ugotovili naslednje. Skupaj z bivariatno analizo lahko v modelu ena prikažemo, da so se cene v gostinstvu statistično značilno pozitivno gibale po uvedbi evra v Sloveniji. To trditev nam podajata deterministična člena D₂ in trend. Sicer pa imajo spremenljivke ICŽP, ICŽPEA, D₂ in deterministični trend dolgoročen negativen predznak s testi kointegracijskega ranga, AIC, HQ in SBIC testi. Izkazalo se je, da model, postavljen s hipotezo 1, z enim odlogom in dvema rangoma statistično zadovoljivo opisuje dinamiko podatkov. V nadaljevanju predstavljamo drugi rang prvega modela. Rezultat statistično značilno nakazuje, da zvišanje splošne ravni cen v evro območju vodi do zvišanja splo-

šne ravni cen v Sloveniji. To dejstvo nam potrди trend, ki prikaže indeks 155,3 ob koncu preučevanega obdobja. Determinacijski koeficient D_2 pravi, da se je splošna raven cen po uvedbi evra statistično značilno znižala. Na podlagi dveh ugotovitev in dveh kointegracijskih rangov smo oblikovali model VEC.

Velja poudariti, da je preučevanje NEDT v modelu, postavljenem s hipotezo 2, za Slovenijo pomembno le do prevzema evra, torej do 31. decembra 2006. Po tem datumu bi bilo možno spremljanje povezanosti spremenljivk ICGSEA in NEDT (Gričar in Bojnec 2011). Na podlagi analize kointegracijskega modela, postavljenega s hipotezo 2, sklepamo, da imata spremenljivki prihodi turistov in devizni tečaj značilen ravnovesni vpliv na cene v gostinstvu.

Iz enačbe kointegracijske povezanosti dejavnikov stroškov in ponudbe (hipoteza 3) ugotavljamo, da je ICGS statistično značilno povezan z ICN, ICIPP, ICS in ICTG. Prav tako je ICGS visoko statistično značilno povezan z IBPG. Slednjo časovno serijo smo izbrali z normalizacijo druge kointegracijske povezave. Druga kointegracijska povezanost nam potrди povezanost spremenljivk, ki so visoko statistično značilne. Statistično značilnost nam prikazuje vrednost St -statistike. Konstante nismo komentirali, saj nima ekonomskega pomena in je le odraz opazovanj enot vzorca.

Ugotovitve in interpretacija rezultatov analize VECM

Potem ko smo z informacijskimi kriteriji postavili mesečne odloge in določili kointegracijski rang, smo za razširjeni model VEC postavili tudi test šibkosti zunanjih spremenljivk. Preden postavimo končni model VECM, bomo na kratko predstavili dosedanje ugotovitve modelov VEC, postavljenih s hipotezami od ena do tri.

Vektor determinističnih spremenljivk v modelu, postavljenem s hipotezo 1, določa enajst nepravih sezonskih spremenljivk, strukturni lom, D_1 in $IDDV$. Postavljeni model VEC na kratki rok tako prikaže, da so cene v gostinstvu statistično značilno odvisne od časa v mesecih januar in april. Prav tako so cene v gostinstvu statistično značilno spremenjene navzgor ob spremembi DDV. Iz preglednice 16 razberemo, da ima najvišjo sezonskost ICGSEA. Do podobne ugotovitve smo prišli že z univariatno analizo. Med seboj podobno gibanje imata ICŽP in ICŽPEA. Pri tem najbolj izstopa strukturni lom, ki nakazuje pričetek gospodarskih sprememb doma in v regiji. Hitrost prilagajanja ravnovesju je izražena z negativnim predznakom korekcije napak. To pomeni, da se časovna vrsta po enomesečnem odlogu vrne na lastno dolgoročno ravnotežje (Irz, Niemi in Xing 2011). Najnižjo napovedno moč ima časovni model ICGS. Njegova napovedna moč je

malo manjša od četrte. Koeficienti imajo visoko statistično značilnost v vseh štirih enačbah, torej njihove vrednosti pokažejo hitrejši proces prilagajanja k dolgoročnemu ravnovesju: četrtna prehodnega obdobja za ICGS je 2,2 meseca (Faneli in Paruolo 2010).

Napovedna moč modela, postavljenega s hipotezo 2, je 9 % celotne variance modela z eno kointegracijsko povezavo. Ker je ena kointegracijska povezava, so v modelu VEC normalizirani zgolj kointegracijski koeficienti na ICGS, kjer je razviden vpliv vseh spremenljivk na cene v gostinstvu. Izpostavili bi predvsem dolgoročno povezanost s spremenljivkama ICGS in turisti. Pri povezanosti prihodov turistov opažamo negativno ocenjen koeficient (-0,027) na drugem mesečnem odlogu, ki je statistično značilen. Zaključimo lahko, da se višje povpraševanje statistično značilno hitro prenese v cene v gostinstvu. Prilagajanje večjega povpraševanja na cene v gostinstvu je v intervalu dveh mesecev. Vse spremenljivke so izrazito sezonskega značaja. Najvišja statistično značilna sezonskost je v mesecih junij, julij, avgust in september.

Napovedna moč modela, postavljenega s hipotezo 3, je 8 % celotne variance modela s prvo kointegracijsko povezavo. Druga kointegracijska povezava ima višjo napovedno moč in je polovica celotne variance modela. Ker sta dve kointegracijski povezavi, so v modelu VEC normalizirani β kointegracijski koeficienti na ICGS in IBPG. Koeficienti prilagajanja so za prvi kointegracijski rang za spremenljivke IBPG, IAC, ICIPP in ICS statistično značilni. Vrednost *St*-statistike je po absolutni vrednosti višja od 1,96. Koeficient prilagajanja za časovno vrsto ICGS je pozitiven in je 1,0 % na mesec, kar je pričakovano, a je statistično neznačilna. Statistično neznačilna sta tudi ICN in ICTG. Našo ugotovitev lahko primerjamo z ugotovitvijo avtorjev Irz, Niemi in Xing (2011) ter Šugar in Tikvicki (2011). Ti avtorji pravijo, da pogonska goriva nimajo pomembne vloge pri oblikovanju cen v gostinstvu. Medtem je koeficient prilagajanja IBPG 45,6 %, ki je pozitiven in statistično značilen. Ugotovitev lahko primerjamo z ugotovitvijo Šuligoja (2006), da v gostinstvu ne moremo avtomatizirati poslovanja in je za delo v večji meri še vedno potreben človek. Statistično značilen in pozitiven je tudi koeficient prilagajanja ICIPP, in sicer v višini 2,8 % na mesec, ter ICS v višini 7,0 % na mesec. Vsa prilagajanja so narejena z normalizacijo ICGS časovne vrste. Z dvomesečnim odlogom so cene v gostinstvu statistično značilne. Konstanta nam prikaže dolgoročni ICGS, ki je 365,17. Iz koeficientov prilagajanja in konstante opazimo, da zunanje spremenljivke vplivajo na nestanovitnost rezultatov. Da je treba pred postavitvijo modela VAR preveriti šibko zunanost spremenljivk, govori tudi empirična analiza avtorjev Bonham, Gangnes in Zhou (2009) ter Jacobs in Wallis (2010).

Interpretacija rezultatov

Ugotovitve: Na podlagi rezultatov testov, ki so na voljo pri avtorju na poziv, smo določili pogojni model VEC s tremi kointegracijskimi rangi in odlogom enega meseca. Model vključuje ICGS, IAC, ICŽP, ICIPP, ICTG, K₂ in turisti, kot notranje spremenljivke.

Spremenljivke IBPG, ICŽPEA, ICGSEA, ICN, ICS, IDDV, K₁ in NEDT se v modelu obravnavajo kot zunanje. Deterministične člene, D₁, D₂ in neprave sezonske spremenljivke ter deterministični trend smo postopno vključevali v model. Ugotovili smo, da nam vključitev determinističnega člana I08M6 zmanjša napovedno moč modela. Model z vključenimi vsemi determinističnimi členi pojasni 41,6 % variance modela. Prišli smo do najboljšega napovednega modela. Skoraj polovico, točno 0,423 celotne variance cen v gostinstvu je pojasnjene s postavljenim predlaganim modelom VEC.

Rezultati kažejo na to, da so od pogojnih, za en mesec zapoznelih spremenljivk statistično značilne spremenljivke D₁, ICŽPEA, ICS in NEDT v modelu VEC, medtem ko je od notranjih spremenljivk (IAC, ICŽP, ICIPP, ICTG, K₂ in turisti) statistično značilna le spremenljivka turisti z zamikom enega meseca. Nepravi sezonski deterministični členi so pomembni in statistično značilni v drugi polovici leta. V prvi polovici leta, do vključno maja, pa nepravi sezonski deterministični členi statistično niso značilni. Skupaj ta serija testov kaže na kratkoročno dinamiko modela VEC. Model je varčne specifikacije, saj vključuje le D₁, ICŽPEA, ICS in NEDT od pogojnih spremenljivk in turiste od endogenih spremenljivk.

S pomočjo poskusov in napak smo opredelili prednostno specifikacijo, ki vključuje dva odloga notranjih spremenljivk, vse neprave sezonske deterministične člene in deterministične člene z enim odlogom. Model ne vsebuje determinističnega člana strukturni lom.

Če se osredotočimo na prednostni model VEC, bi najprej opozorili na povečano pojasnjevalno moč modela. Popravljeni determinacijski koeficient je sedaj 0,475 za enačbo cen v gostinstvu, 0,473 za enačbo hrane in 0,734 za inflacijo. Hitrost prilagoditve koeficientov, ki je povezana s standardno napako, je v večini koeficientov izražena s pričakovanim negativnim predznakom, ki je potreben, da se model vrne k svojemu dolgoročnemu ravnovesju po šoku. Večina negativnih koeficientov prilagajanja je statistično značilnih v vseh treh enačbah. Poleg tega njihove visoke vrednosti kažejo na dokaj hiter proces prilagajanja nazaj v ravnovesje. Razpolovni čas prehodne dinamike, ki opisuje cene v gostinstvu, cene hrane in inflacijo, so 4,5 meseca, dva meseca in 1,5 meseca, napisano v istem zaporedju.

Kratkoročno dinamiko cen je težje razlagati. Vzorec sicer postavlja jasen prikaz v zvezi s sezonskostjo prve notranje spremenljivke. V primerjavi z decembrsko ravno so cene v gostinstvu višje januarja in od aprila do oktobra ter nižje v februarju, marcu in novembru. Posebno opazen je mesečni dvig cen v gostinstvu od julija do septembra (več kot 5 % mesečno). Sezonskost cen hrane in inflacije je manj očiten. Na osnovi podatkov lahko trdimo, da se cene hrane znižajo v sredini leta – junija in zvišajo na začetku leta – v januarju. Ocenimo lahko, da se cene hrane junija znižajo za 1 % manj, kot se januarja zvišajo. Inflacija ima statistično značilen pozitiven trend v drugi polovici leta, od julija dalje.

Kratkoročnost vpliva zakasnelih notranjih spremenljivk na cene v gostinstvu je negativen za spremenljivke IAC, ICTG in turisti. Izrazito pozitivna je notranja spremenljivka ICŽP. Ocenjujemo, da je posreden prenos splošnih makroekonomskih dejavnikov in makroekonomskih šokov domačega in zunanjega okolja, dejavnikov domačega in tujega povpraševanja ter dejavnikov ponudbe in povpraševanja na cene v gostinstvu preko splošne ravni cen v višini 0,429 % na mesec (0,633-0,204). Kratkoročno nam koeficienti IAC, ICTG in prihodi turistov prikažejo neposreden in negativen vpliv na ICGS. S pregledom matrike od leve proti desni in od zgoraj navzdol lahko vidimo, da se šoki v gostinstvo prenašajo posredno preko ICŽP. Na slovensko inflacijo in s tem na majhno odprto gospodarstvo (Bakucs, Bojnec in Fertő 2012) pričakovano, statistično značilno in pozitivno vplivajo zunanji dejavniki. Sklepamo lahko, da gre za vpliv zunanjih dejavnikov, kot so: prvič – cene nemenjalnega sektorja, povpraševanja po storitvah in deprecijacija domače valute, kar nam kažejo spremenljivke ICS, K₂ in NEDT, drugič – inflacija v območju evra (ICŽPEA) in tretjič – stroški plač (IBPG). Neposrednega vpliva spremenljivk prihodi turistov in ICTG na ICGS skoraj ni, saj sta koeficienta nizka, čeprav statistično visoko značilna. Njuna vrednost je le 0,02 % na mesec. Spremenljivka IAC pa se v kointegracijski analizi enakomerno znižuje tako v cenah v gostinstvu kot pri cenah hrane. Sklepamo lahko, da je njen neposreden vpliv na ICGS le 0,011 % na mesec. Medtem so pogojne spremenljivke D₁, D₂, ICŽPEA, ICS in NEDT statistično značilno in pozitivno povezane s cenami v gostinstvu. Zaključimo lahko, da poleg statistično značilne posredne povezanosti ICGS z ICŽP na ICGS neposredno vplivata tudi pogojni spremenljivki D₁ in D₂. Ti dve spremenljivki kažeta povezanost cen v gostinstvu in uvedbe evra. S temi ugotovitvami lahko zaključimo, da nam kointegracijska analiza in model VEC deloma potrđita hipoteze, vendar z nekaj omejitvami, ki so predhodno zapisane.

Hipoteze lahko potrdimo preko neposrednega vpliva spremenljivke ICŽP na ICGS ali neposredno na ICGS. Povezanost ICŽP in ICGS se kaže za statistično značilno v matriki modela VEC. V nadaljevanju dodajamo: prvič – hipoteze 1 ne moremo potrditi v delu, ki govori, da so cene gostinskih storitev kratkoročno pozitivno povezane z dvigom DDV; drugič – hipoteze 2 ne moremo potrditi v delu, ki govori, da so spremembe cen v gostinstvu pozitivno povezane s povečanim povpraševanjem, in tretjič – hipoteze 3 ne moremo potrditi v delu, da so cene tekočih goriv in nafte kot strošek v gostinstvu pozitivno povezane s cenami gostinskih storitev. Enako tega ne moremo potrditi s cenami industrijskih proizvodov. Spremenljivki prihodi turistov in cene tekočih goriv sta statistično značilni spremenljivki, a negativni. Vrednost njunih koeficientov je nizka, zato je njun vpliv zanemarljiv. Ta ugotovitev je konsistentna s predhodnimi ugotovitvami, da na cene v turizmu energija nima velikega vpliva (Irz, Niemi in Xing 2011; Šugar in Tikvicki 2011).

Statistične značilnosti modela temeljijo na predpostavki, da ostanki v enačbi VECM prikazujejo beli šum, ki je bil preizkušen ob postavitvi modela. Preglednica 14 prikazuje rezultate testov avtokorelacije z zakasnitvijo in dolžine do 12 mesecev. Ničelne hipoteze o odsotnosti avtokorelacije ni mogoče zavrniti za vsako dolžino odloga. Portmanteau test poda podoben sklep, ki je izveden na podlagi Q-statistike ali na njeni popravljeni različici, da model VEC ne trpi zaradi avtokorelacije. Nato se model preizkusi z MARCH-LM testom, katerega izračunana vrednost statistike je 58,6417, kar je privedlo do stopnje značilnosti 0,16, ki kaže na nič odsotnosti. Heteroskedastičnost ni prisotna. Na koncu se normalnost modela preizkusi skozi multivariatno podaljšanje LJB-testa, ki primerja tretji in četrti odlog ostankov normalne porazdelitve. Normalnost modela je žal zavrnjena na 5 % stopnji, bodisi na podlagi asimetrije ali na podlagi simetrije ostankov modela. Ugotovimo, da je ocenjeni model skladen z osnovno predpostavko o homoskedastičnosti in odsotnosti avtokorelacije. Model krši domnevo o normalnosti porazdelitve ostankov. Takšen rezultat o normalnosti porazdelitve ostankov se običajno pojavlja v empiričnih aplikacijah dolgih časovnih vrst. Sprejememo sklep, da VECM, postavljen s hipotezo 4, zadovoljivo opisuje empirično analizo časovnih vrst, čeprav v celoti ni zadoščeno vsem kriterijem. Zaključimo, da CUSUM test lastnih vrednosti prikaže, da so vse vrednosti znotraj 5 % stopnje tveganja. Grafična analiza prikazuje, da je model stabilen (Salman 2011). Podobno smo ugotovili tudi za modele VEC, postavljene s hipotezami ena, dva in tri (Nielsen in Sohkanen 2011), ki so predhodno prikazane. Ugotavljamo, da lahko potrdimo hipotezo 4,

saj nam zadnji model VEC potrdi predhodne modele VEC, postavljene s hipotezami.

Do podobnih ugotovitev so z empiričnimi raziskavami prišli Bekő in Boršič (2007), Gričar in Bojnec (2009), Brännäs in Nordström (2001), Irz, Niemi in Xing (2011), Salman (2011) in Bonham, Gangnes in Zhou (2009). Irz, Niemi in Xing (2011) pravijo, da cene energije na dolgi rok nimajo statistično značilnega vpliva na indeks cen. Medtem prikažejo tudi, da stroški plač na dolgi rok statistično značilno vplivajo na cene. Salman (2011) zaključí, da na turistično povpraševanje vpliva splošna raven cen v državi. Prav tako deterministični členi nepravilnih sezonskih spremenljivk statistično značilno vplivajo na povpraševanje v turizmu. Bekő in Boršič (2007) ugotovita, da upravljanje nizke stopnje nominalnih efektivnih deviznih tečajev v obdobjih visoke inflacije lahko pomeni odstopanja od paritete kupne moči (PPP). Končna empirična analiza pokaže, da vzroki, za odstopanja inflacije od PPP v povečanju vrednosti realnega menjalnega tečaja na Madžarskem in v Sloveniji izvirajo iz diferenc relativnega dviga produktivnosti in od podražitev zaradi neustrezne konkurence v nemenjalnem sektorju. Bonham, Gangnes in Zhou (2009) pravijo, da je dvig cen gostinskih storitev nočitve mogoče statistično značilno opredeliti le s splošno ravno cen oziroma z inflacijo v ZDA. Gričar in Bojnec (2009; 2016) sta ugotovila, da cene v turizmu izražajo splošno raven cen in ne samo specifičnih dejavnikov stroškov in povpraševanja na področju gostinstva. Brännäs in Nordström (2001) ugotovita, da 10 % povišanje cen gostinskih storitev zniža čas bivanja gostov v hotelu med tednom za 8 % in ob koncih tedna za 6 %.

Rezultati raziskave, omejitve in implikacija

V raziskavi smo pristopili k opredelitvi dejavnikov cen v turizmu z različnimi metodološkimi pristopi. Dosedanje empirične raziskave na časovnih vrstah z uporabo metode glavnih komponent (Krušec 2007), regresijske analize (Gričar in Bojnec 2009), ARMA modelov (Bratina 2011; Čepar 2009), kointegracijske analize (Masten 2008; Irz, Niemi in Xing 2011; Saatçioğlu in Korap 2009; Gričar in Bojnec 2013), VAR analize (Bratina 2011; Juselius in Mladenović 2002) in VECM analize (Irz, Niemi in Xing 2011; Bakucs, Bojnec in Fertő 2012; Lütkepohl in Krätzig 2004; Juselius 2004; Bonham, Gangnes in Zhou 2009) postavljajo empirične ugotovitve, zastavljene na različnih ekonomskih problemih, povezanih z inflacijo. Večina omenjenih raziskav je na ožjem ekonomskem področju cen hrane, cen v turizmu in dejavnikov ponudbe in povpraševanja v turizmu. Podobno, kot so ugotovili predhodni avtorji, ugotavljamo v naši analizi, da je za analizo podatkov, ki se s časom spreminjajo, najbolj učinkovita analiza z metodo

glavnih komponent, s kointegracijsko analizo in z modelom VEC. V nadaljevanju podajamo primerjalne ugotovitve vseh v raziskavi uporabljenih metodoloških pristopov.

Za opredelitev vpliva neodvisnih spremenljivk na cene v turizmu v času smo uporabili model VAR in model VEC. Vpliva sezone nismo izločili z desezoniranjem ARIMA X_{11} metode. Prav tako spremenljivk nismo logaritmirali. Z grafičnim prikazom spremenljivk smo ugotovili, da več spremenljivk kaže strukturni lom v linearnem trendu junija 2008. Strukturna lom se z uporabo Chow testa ni pokazal kot statistično značilen. S tako postavljenim omejenim modelom VEC smo prišli do nekaterih podobnih ugotovitev kot predhodno s ponovljeno metodo glavnih komponent in s končno regresijsko analizo. V ponovljeno metodo glavnih komponent in končno multiplo regresijsko analizo smo vključili stacionarne spremenljivke. S kointegracijsko analizo in z omejenim VEC modelom smo zaključili, da je kratkoročnost vpliva zakasnelih notranjih spremenljivk na cene v gostinstvu negativna za spremenljivke IAC, ICTG in turisti. Izrazito pozitivna je notranja spremenljivka ICŽP. Medtem pa so pogojne spremenljivke D_1 , D_2 , ICŽPEA, ICS in NEDT statistično značilno in pozitivno povezane s cenami v gostinstvu.

Z multiplo regresijsko analizo smo ugotovili statistično značilno povezanost med spremenljivkami: prvič – pozitivno povezanost neodvisne spremenljivke ICŽP z odvisno spremenljivko ICGS, drugič – negativno povezanost neodvisne spremenljivke ICTG z odvisno spremenljivko ICGS, tretjič – pozitivno povezanost neodvisne spremenljivke ICGSEA in odvisne spremenljivke ICGS in četrtič – negativno povezanost slamnate spremenljivke D_2 z odvisno spremenljivko ICGS. Ta multipla regresijska analiza je edina, ki je statistično značilna in je njena D-W-statistika 2,130. Prav tako ne ugotovimo prisotnosti neprave regresije (Granger, Namwon in Yongil 2004), saj je njena izračunana vrednost F -statistike 66,759. Ker v regresijskem modelu ni mogoče analizirati vseh spremenljivk hkrati, saj nam tak nabor neodvisnih spremenljivk časovne serije povzroči nepravo regresijo, robustnost regresijskega modela ni zagotovljena (preglednica 39).

S ponovljeno metodo glavnih komponent smo prišli do podobnega sklepa kot s kointegracijsko analizo in omejenim modelom VEC v postavljenih komponentah. Komponente smo poimenovali kot: prvo komponento *povpraševanje po gostinskih storitvah* z visokimi utežmi na spremenljivkah K_2 in turisti, drugo *skupni trend in šok domačega in tujega makroekonomskega okolja* z največjimi utežmi na spremenljivkah ICŽP, ICN, ICTG in K_1 , tretjo *cenovna pričakovanja* z visoko negativno utežjo na NEDT in pozitivno utežjo na IBPG in zadnjo, četrto komponento *ag-*

roživilski in monetarni inputi z visoko utežjo na spremenljivki IAC in na slamnati spremenljivki D₁.

Pri testiranju stacionarnosti procesa z uporabo običajnih ADF in PP-testov smo prišli do zaključka, da so spremenljivke procesi $I(1)$, razen pri spremenljivkah NEDT, IBPG in D₂ ugotavljamo, da imamo proces $I(0)$. Pri teh treh spremenljivkah smo se arbitrarno odločili za proces $I(1)$. K tej ugotovitvi nas vodi tudi vizualni pregled izrisanih grafov in literatura. Lütkepohl in Krätzig (2004) pravita, da se v končnih vzorcih vsak trend lahko približa stacionarnemu procesu kot tudi poljubno po postopku enotskega korena in obratno in da se lahko vsaka enota enotskega korena približuje trend stacionarnemu procesu (Irz, Niemi in Xing 2011). Ker pa so statistične posledice uporabe spremenljivke kot stacionarne lahko hude, smo se zaradi previdnosti, z upoštevanjem v poznejši analizi, odločili, da so IBPG, NEDT in D₂ serije integrirani prvega reda. Podobno serije, ki so statistično šibko trend stacionarne $I(0)$, tudi Irz, Niemi in Xing (2011) ter Bonham, Gangnes in Zhou (2009) v empiričnih raziskavah analizirajo kot $I(1)$ (preglednica 39).

S takšnim stanjem spremenljivk smo se odločili za strategijo gradnje štirih vzporednih modelov VAR. V nobenem modelu ne uporabimo strukturnega loma stohastične narave modela. Na grafih izrisane spremenljivke so v svoji prvi diferenci stacionarne okoli svojega dolgoročnega determinističnega trenda. Modeli VEC dajo podobne rezultate, primerjalno vsak model s končnim četrtim modelom VEC, kar nakazuje na robustnost modela, izhajajoč iz pravilne ekonomske in ekonometrične specifikacije. Vsi modeli so v kointegracijskem prostoru dolgoročno stabilni, ko gledamo na relativne spremembe v spremenljivkah. Spremenljivke se zelo hitro (manj kot četrtna leta) prilagodijo na svoj dolgoročni ravnotežni položaj. Ugotovili smo, da nastopajo spremenljivke ICGS, IAC, ICŽP, ICIPP, ICTG, K₂ in turisti kot notranje spremenljivke, spremenljivke IBPG, ICŽPEA, ICGSEA, ICN, ICS, IDDV, K₁ in NEDT pa se obravnavajo kot zunanje. Deterministične člene D₁, D₂ in nepravne sezonske spremenljivke ter deterministični trend smo postopno vključevali v model. Ugotovili smo, da nam vključitev determinističnega člena *I08M6* zmanjša napovedno moč modela. Model z vključenimi vsemi determinističnimi členi pojasni 41,6 % variance modela.

Preglednica 30: Pregled rezultatov raziskave

Hipoteza (H)	H ₁			H ₂				H ₃						
Casovna vrsta x =	ICŽP	ICŽPEA	ICGSEA	DDV	D ₁	D ₂	turisti	NEDT	IAC	ICN	ICTG	ICIPP	ICS	IBPG
ICGS														
Faktorska analiza	✓	✓	✓	✓	✗	✗	✓	✓	✓	✓	✗	✓	✓	✗
Metoda glavnih komponent	✓	✓	✓	✓	✗	✗	✓	✓	✓	✓	✗	✓	✓	✗
Regresijska analiza	✗	✗	✓	✓	✗	✗	✓	☒	✓	✗	✗	✗	✓	✗
ARIMA	●	⊕	⊕	●	●	●	⊕	☞	●	☞	☞	☞	●	☞
$I(d)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$
Ponovljena regresijska analiza	✓	✗	✓	✗	✗	✓	✗	✗	✗	✗	✓	✗	✗	✗
Kointegracija	✓	✓	✗	✗	✗	☒	✓	✓	☒	✓	✓	✓	✓	✗
VECM	✗	✗	✓	✓	✗	✗	✓	✓	✗	✗	✗	✓	✓	✗
Ponovljena metoda glavnih komponent	✓	✓	✓	✗	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✗	✓	✓	✓
H ₄	✓	✓	✓	✗	✓	✓	☒	✓	✓	✗	☒	✗	✓	✓

Opombe: ICGS – indeks cen v gostinstvu, ICŽP – indeks cen življenjskih potrebščin, ICŽPEA – indeks cen življenjskih potrebščin v evro območju, ICGSEA – indeks cen v gostinstvu v evro območju, IDDV – indeks davka na dodano vrednost, ICTG – indeks cen tekočih goriv, D₁ – slamnata spremenljivka evro ob uvedbi (D₁ = 1 za december 2006 do februar 2007 in 0 za druge mesece), D₂ – slamnata spremenljivka evro po uvedbi (D₂ = 1 za od marec 2007 do december 2007 in 0 za druge mesece), turisti – prihodi domačih in tujih turistov, NEDT – nominalni efektivni devizni tečaj, IAC – indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač, ICN – indeks cen nafte, ICTG – indeks cen tekočih goriv, ICIPP – indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih, ICS – indeks cen storitev, IBPG – indeks bruto plač v gostinstvu; ✓ – spremenljivka je statistično značilna, ✗ – spremenljivka statistično ni značilna, ☒ – spremenljivka je statistično značilna z nasprotnim predznakom od postavljenega predznaka v hipotezi, ☞ – spremenljivka je statistično slabo značilna in/ali z nasprotnim predznakom od postavljenega predznaka v hipotezi, spremenljivka ni potrjena; S – SPSS ARIMA model, L – letalski ARIMA model, I – inšpekcijski ARIMA model; $I(d)$ – stopnja integracije.

Prišli smo do najboljšega napovednega modela. Skoraj polovica, točno 0,475, celotne variance cen v gostinstvu je pojasnjene s postavljenim po- gojnim modelom VEC. Rezultate raziskave smo zbrali v preglednici 30. Iz preglednice lahko razberemo, da hipotezo 4 potrdimo, saj nam zadnji mo- del VEC potrdi predhodne modele VEC, postavljene s hipotezami. Prav tako nam izbor metodologije potrdi ponovljena metoda glavnih kompo- nent in regresijska analiza 1 s stacionarnimi spremenljivkami.

Prispevek k znanosti

Raziskava prikazana v monografiji je znanstveno-raziskovalnega značaja, saj temelji na sekundarnih podatkih iz obstoječih podatkov časovnih vrst zbirk SURS, Eurostat in EIA. S pomočjo tako zbranih podatkov smo te-

stirali hipoteze in jih primerjali z dobljenimi rezultati, ki izhajajo iz del domačih in tujih avtorjev. Regresijska analiza, metoda glavnih komponent, kointegracijska analiza z modelom VEC, s katerimi smo testirali hipoteze, je izvirna raziskava, zlasti v panogi turizma. Pri izvedbi sklepov in implikacij smo upoštevali rezultate lastne raziskave in tudi spoznanja iz izkušnje v znanosti in stroki v gostinstvu. Prispevek k znanosti in stroki bo opazen na področju gostinstva in turizma, monetarne politike, upravljanju in poslovodskih informacij ter posredovanja informacij notranjim uporabnikom v podjetjih in državnih ustanovah kot tudi širši javnosti.

Podobna raziskava na področju turizma v prvih dveh dekadah tega stoletja v Sloveniji še ni bila izvedena. Povezanost turizma z ostalim delom gospodarstva sodi med slabo raziskano področje v Sloveniji. Raziskava zajema opis makroekonomskih dejavnikov in ožjega področja storitvenega dela gospodarstva – turizma v Sloveniji.

172

Glavna omejitev raziskave je, da je bila izvedena v intervalu dvanajstih let. Pri temu se eno leto uporabi za preverjanje robustnosti modela. Prenašanje rezultatov raziskave v druga okolja držav je primerljivo. To kažejo tudi navedene raziskave iz držav, ki so raziskovale področje turizma z uporabo podobne metodologije. Prenašanje rezultatov raziskave v druge gospodarske panoge v Sloveniji pa je omejeno.

Implikacije raziskave in predlogi za nadaljnje raziskave so v postavljeni metodologiji. Trendi sezonskih nihanj so redki v makroekonomiji, vendar jih je mogoče najti na področju turizma in trženja (Franses in Paap 2004). Prav tako se lahko trendi sezonskih nihanj ugotovijo za podatke, ki niso bili preoblikovani z logaritemsko transformacijo. Naloge in ocena te empirične raziskave je predlagati, kako lahko ekonometrične modele koristno uporabimo v empiričnih raziskavah v gostinstvu. Prav tako monografija podaja ekonomske vidike dinamike cen v gostinstvu, predvsem z uporabo analize VECM. Ugotovili smo namreč, da so spremenljivke med seboj kointegrirane. Do sedaj podobnih modelov empirične raziskave v Sloveniji ni bilo zaslediti, zato rezultat raziskave pomeni znanstveni prispevek na ožjem področju turizma in ekonometrije ter na širšem področju makroekonomije v Sloveniji. Dodajamo, da so tudi drugi modeli lahko koristni za nadaljnje raziskave.

Za nadaljnje raziskovanje bi predvsem predlagali uporabo modela periodičnih časovnih vrst, kointegracijskega vektorskega avtoregresijskega modela (CVAR), impulzne kointegracije in (M)ARCH modelov. Pri impulzni kointegraciji imamo v mislih predvsem uporabo strukturnega modela s korekcijskim odstopanjem (SVECM). S temi pristopi bi lahko izvedli tudi primerjavo na cenah še z eno od držav, ki ima uveden evro. S

periodičnimi časovnimi vrstami bi lahko bolj poudarili tudi sezonska nihanja spremenljivk.

V izvedeni raziskavi smo želeli predstaviti način, kako z uporabo ekonometrične metodologije analiziramo modele časovnih vrst v praksi; glede na to, da obstaja ekonomski interes za analizo cen v turizmu, smo se odločili za analizo dinamike cen v turizmu. Z izvedeno raziskavo smo prikazali postopen empirični pristop k analizi časovnih vrst. V praksi se običajno uporablja regresijska analiza za analizo časovnih vrst. Prikazali smo, da to vodi do nepravilne regresije (Yule 1926). Sklenemo lahko, da je pomembno pravilno specifikiranje empiričnega modela na začetku empirične raziskave (Johansen 2012). Za nadaljnjo raziskavo s pomočjo CVAR modela kointegracije predlagamo testiranje ali so cene diferencirane drugega reda $I(2)$ (Juselius 2006) in izvedbo empirične analize. Do podobnih ugotovitev smo deloma prišli že v izvedeni raziskavi. V ta namen predlagamo, da bi vse spremenljivke cen preoblikovali iz nominalnih vrednosti v realne vrednosti (Juselius 2015). Običajno za preoblikovanje nominalnih vrednosti v realne vrednosti uporabimo indeks inflacije ali indeks tujih cen (Juselius 2006; Gričar 2012; Gričar in Bojnec 2012a; 2015). Cene, ki so $I(2)$ lahko preoblikujemo v $I(1)$ (Juselius 2006). To lahko prikažemo kot $(ICGS_t - IC\check{Z}P_t) \sim I(1)$, kar pomeni $(\Delta ICGS_t - \Delta IC\check{Z}P_t)$ (Gričar in Bojnec 2012a). Za katero vrsto preoblikovanja se odločimo je odvisno od postavljenega statističnega modela oziroma empirične raziskave. Predlagamo, da se v empirični raziskavi, ki bi vključevala podobne parametre kot izvedena raziskava, uporabi preoblikovanje domačih cen s tujimi cenami, kar lahko prikažemo kot $(ICGS_t - ICGSEA_t) \sim I(1)$, kar pomeni $(\Delta ICGS_t - \Delta ICGSEA_t)$, pri čemer je $(ICGSEA_t - ICGSEA_{t-1})$.

Sklep

Analize časovnih vrst s stohastičnim trendom so okorne. V analizi smo zato prikazali razširjen pristop z veljavnimi metodami analize časovnih vrst, ki bi lahko bile uporabne tudi za nadaljnje raziskave in ne samo na področju turizma. Izvedena bivariatna analiza poda jasno sliko med spremenljivkama, medtem ko je razširjen, predvsem kointegracijski model težje ekonomsko smiselno razlagati. Trenutno dostopna literatura za analizo časovnih vrst s stohastičnim trendom in sezonsko značilnostjo je predstavljena in uporabljena v tej raziskavi.

Cilj metode glavnih komponent je bil zmanjšati število spremenljivk z majhno izgubo informacij in s tem omogočiti lažji celostni vpogled na gibanje cen v turizmu. Ugotovimo, da imamo z analizo nestacionarnih časovnih serij dve glavni komponenti, ki pojasnita največji del variabilnosti modela. Pri ponovljeni analizi, v katero smo vključili stacionarne spremenljivke in obe sintetični spremenljivki, pridemo do končnega rezultata metode glavnih komponent. Za ohranitev zmerne deleža ohranjene variance pri tej različici je treba obdržati štiri glavne komponente. Ugotavljamo, da je najpomembnejši dejavnik, ki pojasnjuje 26,8 % variance, napovedana časovna vrsta povpraševanje po storitvah. Prvo komponento lahko poimenujemo *povpraševanje po gostinskih storitvah*. Komponenta nam potrди hipotezo 2 v delu, ki pravi, da je povpraševanje turistov po gostinskih storitvah statistično značilno in pozitivno. Prav tako nam prva komponenta potrди hipotezo 3 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev pozitivno povezane s stroški nabave storitev. Drugi je dejavnik zunanjega okolja, ki pojasnjuje 14,8 % variance napovedane serije domače inflacije, inflacije v evro območju in cen nafte. Drugo komponento imenujemo *skupni trend in*

šok domačega in tujega makroekonomskega okolja. Komponenta nam potrди hipotezo 1 in 3. Komponenta dva potrди hipotezo 1 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev statistično značilno in pozitivno povezane s splošno ravno cen v RS in v območju evra, ter hipotezo 3 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev pozitivno povezane s stroški nabave nafte. Tretja komponenta nam pojasni 13,1 % variance preučevanega modela. Komponenta je bipolarna. Tretjo komponento smo poimenovali *cenovna pričakovanja*. Komponenta nam potrди hipotezo 2 in 3. Komponenta tri potrди hipotezo 2 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev statistično značilno in negativno povezane z apreciacijo domače valute, in hipotezo 3 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev pozitivno povezane s stroški nabave proizvodov ter s stroški plač. Zadnja, četrta komponenta je stroškovna komponenta in pojasni 9,2 % celotne variance modela. Z njo potrđimo hipotezo 3 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev pozitivno povezane s stroški nabave inputov. Komponenta štiri potrđi tudi hipotezo 1 v delu, ki pravi, da so cene gostinskih storitev statistično značilno in pozitivno povezane z uvedbo evra. Na splošno prvi štiri dejavniki pojasnijo skoraj 65 % variance cen v gostinstvu.

176

Vse časovne vrste vsebujejo takšno ali drugačno avtokorelacijo. Ugotovimo, da smo s transformacijo časovnih vrst v njihovo diferenco prvega reda uspeli odpraviti avtokorelacijo in zagotoviti stacionarnost časovne vrste. Enostavno regresijo v času, v katero smo v izhodišču vključevali vse pojasnjevalne spremenljivke, smo po posameznih korakih postopno izboljševali. Kot statistično najbolj značilne so se izkazale pojasnjevalne spremenljivke inflacije, cene gostinskih storitev v območju evra, cene tekočih goriv in čas po uvedbi evra. F-test in njegova statistična značilnost kažeta na statistično značilnost modela kot celote, visok pa je tudi popravljen determinacijski koeficient, kar kaže na visoko pojasnjevalno moč vseh vključenih spremenljivk. Hipoteza 4 je z multiplo regresijo zavrnjena, saj regresijska modela z vsemi vključenimi spremenljivkami kažeta znake nepravilne regresije. Robustnost modela je tako zavrnjena in raziskavo smo nadaljevali s kointegracijsko analizo.

V nadaljevanju smo z analizo časovnih vrst raziskali dinamiko cen turističnih storitev v Sloveniji. Vzpostavili smo obstoj dolgoročnega ravnotežja med odvisno spremenljivko cene v turizmu in glavnimi elementi stroškov v turizmu in trženja s pojasnjevalnimi spremenljivkami: splošna raven cen, vhodne cene, uvedba evra in cene v gostinstvu v območju evra. Model VEC je potrđil, da so s sezonskimi vplivi pojasnjene spremenljivke pojasnile približno 11 % variabilnosti cen v turizmu v Sloveniji od leta 2000. Prilagoditve cen v turizmu na ravnovesno raven se uveljavijo v šestih do os

mih mesecih. Medtem ko so trendi v sezonskih časovnih vrstah redki v makroekonomiji, jih je vseeno mogoče najti na področju turizma in trženja v turizmu, podobno kot tudi v naši raziskavi. Sezonskost je bila potrjena na podatkih časovnih vrst, ki niso bili spremenjeni z uporabo logaritemske transformacije.

Splošna raven cen vpliva na cene v gostinstvu kratkoročno. Skupaj s sezonskimi vplivi so naše ugotovitve skladne s predhodnimi empiričnimi analizami avtorjev Bonham, Gangnes in Zhou (2009) ter Irz, Niemi in Xing (2011). Cene v gostinstvu v Sloveniji so se močno povečevale v mesecih maja, junija in julija, medtem ko so se cene v turizmu v območju evra v vseh mesecih zniževale, razen avgusta. To je skladno z Juselius (2009), ki trdi, da obstaja razlika v produktivnosti in v cenah med državami srednje in vzhodne Evrope. Cene v novih državah članicah EU bodo rasle hitreje kot v starih državah članicah EU. Dinamika oblikovanja cen v gostinstvu v Sloveniji prevladuje s sorazmerno hitro prilagoditvijo glede na dolgoročno ravnovesje s sezonskimi vplivi in s prenosom cen iz turizmu v območju evra. Cene iz gostinstva v območju evra se prenašajo v slovenske turistične cene v osmih mesecih.

Do sedaj dinamike cen turističnih storitev z ekonometričnimi analizami niso analizirali v nobeni državi članici evrskega območja, zato raziskava predstavlja novost na tem področju. S postavljeno hipotezo 4 smo potrdili veljavnost modela in rezultatov analiz, ko smo v kointegracijsko analizo in model VEC vključili vse preučevane spremenljivke hkrati. Statistične značilnosti modela temeljijo na predpostavki, da ostanki v VECM enačbi prikazujejo beli šum (White noise), ki je bil preizkušen ob postavitvi modela. Vrednost testnih statistik ne presega kritične vrednosti 5 %.

Viri in literatura

Viri

ECB – Evropska centralna banka. 2012. Accessed August 3, 2012. <http://www.ecb.int/stats/exchange/effective/html/index.en.html>.

EIA – US Energy Information Administration. Accessed March 3, 2016. <http://www.eia.gov/dnav/pet/hist/LeafHandler.ashx?n=PET&s=RWTC&f=M>.

Eurostat – Statistični portal EU. Accessed March 1, 2016. Eurostat. Http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database.

SURS – Statistični urad Republike Slovenije. Accessed March 4, 2016. <http://pxweb.stat.si/pxweb/dialog/statfile2.asp>

WTO – Svetovna turistična organizacija. Accessed August 11, 2012. http://http://dtxtq4w6oxqpw.cloudfront.net/sites/all/files/pdf/unwto_hq_fitur12_jk_1pp_o.pdf/.

Literatura

Alfier, Dragutin. *Turizam: izbor radova*. Zagreb: Institut za turizam, 1994.

Angeloni, Ignazio, and Michael Ehrmann. »Euro Area Inflation Differentials.« Working Paper no. 388, European Central Bank, 2005.

Assaf, Adel, and Ljubica Knežević Cvelbar. »The Performance of the Slovenian Hotel Industry: Evaluation Post-Privatisation.« *International Journal of Tourism Research* 12, no. 5 (2010): 462–71.

- Avelini Holjevac, Ivanka. *Upravljanje kvaliteto u turizmu i hotelskoj industriji*. Opatija: Fakultet za turistički i hotelski menadžment, 2002.
- Bakhshi, Hasan, and Tony Yates. »To Trim or Not to Trim: An Application of a Trimmed Mean Inflation Estimator to the United Kingdom.« Working Paper no. 97, Bank of England, 1999.
- Bakucs, Zoltán, Štefan Bojnec, and Imre Fertő. »Monetary Impacts and Overshooting of Agricultural Prices: Evidence from Slovenia.« *Transformations in Business & Economics* 4, no. 25 (2012): 72–83.
- Balassa, Bela. »The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal.« *Journal of Political Economy* 72, no. 6 (1964): 584–96.
- Ball, Lawrence, and Gregory N. Mankiw. »Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations.« *The Economic Journal* 104, no. 3 (1994): 259–66.
- Banker, Jajiv, Gordon Potter, and Dhinu Srivinasan. »An Empirical Investigation of an Incentive Plan that Includes Nonfinancial Performance Measures.« *The Accounting Review* 75, no. 1 (2000): 65–92.
- Bekő, Jani, and Darja Boršič. »Purchasing Power Parity in Transition Economies: Does It Hold in the Czech Republic, Hungary and Slovenia?« *Post-Communist Economies* 19, no. 4 (2007): 417–32.
- Bellulo, Alen. *Utjecaj neposrednih inozemnih investicija na bruto domaći proizvod, zaposlenost i izvoz u Republici Hrvatskoj*. Pula: Sveučilište u Puli, Odjel za ekonomiju i turizam »dr. Mijo Mirković«, 2009.
- Blažević, Branko. *Turizam u gospodarskom sustavu*. Opatija: Fakultet za turistički i hotelski menadžment, 2007.
- Bojnec, Štefan. »Uporaba enotne davčne stopnje?« In *Slovenija v EU – izzivi za kmetijstvo, živilstvo in podeželje*, edited by Stane Kavčič, 43–52. Domžale: Društvo agrarnih ekonomistov Slovenije, 2005.
- Bojnec, Štefan. »Ena (enotna) ali prevladujoča davčna stopnja?« *Bančni vestnik* 55, no. 1/2 (2006): 2–8.
- Bojnec, Štefan. »Food Retailing and Consumer Food Price in Slovenia.« *Journal of Food Products Marketing* 15, no. 3 (2009): 351–63.
- Bojnec, Štefan, and Sergej Gričar. »Euro Adoption and Prices in Catering Industry in Slovenia.« In *Economic Integrations, Competition and Cooperation, 7th International Conference Economic Integrations, Competition and Cooperation*, edited by Vinko Kandžija and Andrej Kumar, 1–9. Rijeka: University of Rijeka, Faculty of Economics, 2009.

- Bojnec, Štefan, and Sergej Gričar. »Determinants of Agro-Food Price Developments in Slovenia.« *Delhi Business Review* 11, no. 2 (2010): 25–36.
- Bojnec, Štefan, and Peter Günter. »Vertical Market Integration and Competition: The Meat Sector in Slovenia.« *Agricultural and Food Science* 14, no. 3 (2005): 236–49.
- Bonham, Carl, Byron Gangnes, and Ting Zhou. »Modelling Tourism: A fully Identified VECM Approach.« *International Journal of Forecasting* 25, no. 3 (2009): 531–49.
- Bonham, Carl, Edwin Fujii, Eric Im, and James Mak. »The Impact of the Hotel Room Tax: An Interrupted Time Series Approach.« *National Tax Journal* 45, no. 4 (1992): 433–41.
- Boršič, Darja. »Pariteta kupne moči in sektorski realni tečaji v pridruženih članicah Evropske unije.« PhD diss., Univerza v Mariboru, 2004.
- Boswijk, Peter H, and André Lucas. »Semi-Nonparametric Cointegration Testing.« *Journal of Econometrics* 108, no. 2 (2002): 253–80.
- Box, George, and Gwilym Jenkins. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day, 1976.
- Bratina, Danijel. »Analiza učinkovitosti cenovnih akcij v trgovini na drobno: model in empirična preverba.« PhD diss., Univerza v Ljubljani, 2011.
- Brännäs, Kurt, and Jonas Nordström. 2001. »The Number of Occupied Hotel Rooms: A Time Series Model that Accounts for Constrained Capacity and Prices.« *Umeå Economic Studies* no. 559, Umeå University, 2001.
- Bregar, Lea, Irena Ograjenšek, and Mojca Bavdaž. *Metode raziskovalnega dela za ekonomiste: Izbrane teme*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 2005.
- Brotherton, Bob. *The International Hospitality Industry: Structure, Characteristics and Issues*. Oxford: Burlington, 2003.
- Buiter, Willem H., and Clemens Grafe. »Anchor, Float or Abandon Ship: Exchange Rate Regimes for Accessions Countries.« CEPR Discussion Paper no. 3184, 2002. <http://www.willembuiter.com/eib.pdf>.
- Cavaliere, Giuseppe, Andres Rahbek, and Robert Taylor. *Co-Integration Rank Testing under Conditional Heteroscedasticity*. Aarhus: School of Economics and Management, 2009.
- Cerović, Zdenko. *Hotelski menadžment*. Opatija: Sveučilište u Rijeci, Fakultet za menadžment u turizmu i ugostiteljstvu, 2003.
- Chu, Fong-Lin. »Forecasting Tourism Demand with ARMA-Based Methods.« *Tourism Management* 30, no. 5 (2009): 740–51.

- Cranage, David. »Practical Time Series Forecasting for the Hospitality Manager.« *International Journal of Contemporary Hospitality Management* 15, no. 2 (2003): 86–93.
- Čepar, Žiga. »Socio-ekonomski dejavniki povpraševanja po visokošolskem izobraževanju v Sloveniji.« PhD diss., Univerza na Primorskem, 2009.
- Čufer, Uroš. *Gibanje relativnih cen in njihov vpliv na inflacijo*. Ljubljana: Banka Slovenije, 2000.
- Davidson, Russell, and James G. MacKinnon. *Econometric Theory and Methods*. Oxford: Oxford University Press, 2004.
- Detela, Milan. *Kalkulacije gostinskih storitev in določanje prodajnih cen*. Ljubljana: Turistična poslovna skupnost, 1986.
- Dhyne, Emmanuel, Luis J. Alvarez, Herve Le Bihan, Giovanni Veronese, Daniel Dias, Johanens Hoffmann, Nicole Jonker, Patrick Luennemann, Fabio Rumler, and Jouko Vilmiunen. 2005. »Price Setting in the Euro Area: Some Stylised Facts from Individual Consumer Price Data.« Working Paper no. 524, European Central Bank, 2005.
- Dickey, David, and Wayne Fuller. »Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root.« *Journal of the American Statistical Association* 74, no. 6 (1979): 427–31.
- Dolenc, Primož.. »Trend Brakes in the Public Debt Management in Slovenia.« *Journal of Economic*, no. 1 (2009): 95–103.
- Enders, Walter. *Applied Econometric Time Series*. New York: Wiley, 2004.
- Engle, Robert F., and Clive W. J. Granger. »Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing.« *Econometrica* 55, no. 2 (1987): 251–76.
- Fabiani, Silvia, Martine Druant, Ignacio Hernando, Claudia Kwapil, Bettina Landau, Claire Loupias, Fernando Martins, Thomas Y. Mathae, Roberto Sabbatini, Harald Stahl, and Ad C. J. Stokman. 2005. »The Pricing Behaviour of Firms in the Euro Aea: New Survey Evidence.« Working Paper Research, no. 76, National Bank of Belgium, 2005.
- Faneli, Luca, and Paolo Paruolo. »Speed of Adjustment in Cointegrated Systems.« *Journal of Econometrics* 158, no. 1 (2010): 130–41.
- Franses, Philip Hans, and Richard Paap. *Periodic Time Series Models*. Oxford: Oxford University Press, 2004.
- Fulgosi, Ante. *Faktorska analiza*. Zagreb: Školska knjiga, 1988.

- Gabriel Brida, Juan, Laura Parte Esteban, Wiston Adrián Risso, and María Jesús Such Devesa. »The International Hotel Industry in Spain: Its Hierarchical Structure.« *Tourism management* 51, no. 1 (2010): 57–73.
- Gaioti, Eugenio, and Francesco Lippi. »Pricing Behaviour and the Euro Cash Changeover: Evidence from a Panel of Restaurants.« CEPR Discussion Paper no. 4893, 2005. <http://129.3.20.41/eps/mac/papers/0501/0501029.pdf>.
- Gil-Pareja, Salvador, Rafael Llorca-Vivero, and Jose Antonio Martinez-Serrano. 2007. »The Effect of EMU on Tourism.« *Review of International Economics* 15, no. 2 (2007): 302–12.
- Gorsuch, Richard L. *Factor Analysis*. London: Saunders, 1974.
- Granger, Clive William John, Hyung Namwon, and Jeon Yongil. »Lažne regresije stacionarnih vremenskih serija.« *Ekonomski anali* 44, no. 160 (2004): 201–13.
- Gričar, Sergej. »Prehod na evro in gibanje cen v gostinstvu.« Master's degree, Univerza na Primorskem, 2009.
- Gričar, Sergej. »When we Hear the Prices Speaking.« Unpublished working data, University of Copenhagen, 2012.
- Gričar, Sergej, and Štefan Bojnec. *Dejavniki gibanja cen v gostinstvu*. Koper: Fakulteta za management, 2009.
- Gričar, Sergej, and Štefan Bojnec. »Vpliv dejavnikov ponudbe in povpraševanja na cene v gostinstvu.« *Naše gospodarstvo* 56, no. 3/4 (2010a): 45–52.
- Gričar, Sergej, and Štefan Bojnec. »Catering Price Development During Recession: The Case of Slovenia.« In *Tourism & Hospitality Industry 2010, 20th Biennial International Congress: New Trends in Tourism and Hospitality Industry*, edited by Jože Perić, 350–59. Opatija: Sveučilište u Rijeci, Fakultet za menadžment u turizmu i ugostiteljstvu, 2010b.
- Gričar, Sergej, and Štefan Bojnec. »The Impact of the Fuel Prices and Inflation on the Persistence of Hospitality Industry Prices in Slovenia.« In *Managing Sustainability? Proceedings of the 12th Management International Conference*, edited by Janez Šušteršič, Suzana Sedmak and Bojan Nastav, 405–24. Koper: Faculty of management, 2011.
- Gričar, Sergej, and Štefan Bojnec. »Adoption of the Euro and Catering Industry Prices: The Case of Slovenia.« *Academica Turistica – Tourism and Innovation Journal* 5, no 1 (2012a): 21–30.

- Gričar, Sergej, and Štefan Bojnec. »Inflation and Hospitality Industry Prices: Time Series Approach.« Accepted for publication in *Eastern European Economics*. 2012b.
- Gričar, Sergej, and Štefan Bojnec. »Price Developments in the Hospitality Industry in Slovenia.« *Economic Research* Special Issue no. 2 (2012c): 139–52.
- Gričar, Sergej, and Štefan Bojnec. »Determinants of Agro-Food Price Changes in Slovenia.« *Journal of Central European Agriculture* 13, no. 1 (2012d): 95–108.
- Gričar, Sergej, and Štefan Bojnec. »Inflation and Hospitality Industry Prices.« *Eastern European Economics* 51, no. 3 (2013): 91–108.
- Gričar, Sergej, and Štefan Bojnec. »The Granger Causality Test of Prices in Slovenia.« *Journal of Economic and Business Science* 1, no. 2 (2014): 53–66.
- Gričar, Sergej, and George Neary. »Consequences of Mobility: The New EU Paradigm.« *Journal of Economic and Business Science*: forthcoming. 2016.
- Gričar, Sergej, Štefan Bojnec, Vesna Karadzic, and Svetlana Rakocevic. »Comparative Analysis of Tourism Led-Growth in Slovenia and Montenegro.« *Managing Global Transitions* 14, no. 1 (2016): 89–106.
- Gujarati, Damodar N. *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill, 2003.
- Hendry, David F., and Bent Nielsen. *Econometric Modeling*. New Jersey: Princeton University Press, 2007.
- Honohan, Patrick and Philip Lane. »Exchange Rates and Inflation under EMU: An Update.« IIS Discussion Paper no. 31, 2004 <https://ssrn.com/abstract=735483>.
- Irz, Xavier, Jyrki Niemi, and Liu Xing. »Determinants of Food Price Inflation in Finland.« In *13th Congress of the European Association of Agricultural Economists: Change and Uncertainty, Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources, Zürich, Switzerland*, edited by European Association of Agricultural Economists 114460, 1–14. Zurich: European Association of Agricultural Economists, 2011.
- Jacobs, Johannes Petrus Antonius Maria (Jan), and Kenneth Frank Wallis. »Cointegration, Long-Run Structural Modelling and Weak Exogeneity: Two Models of the UK Economy.« *Journal of Econometrics* 158, no. 1 (2010): 108–16.

- Jazbec, Boštjan. »Nominalna in realna konvergenca.« *Bančni vestnik* 53, no. 5 (2004): 127–31.
- Jesenko, Jože. *Statistika v organizaciji in managementu*. Kranj: Moderna organizacija, 2001.
- Jesenko, Jože, and Manca Jesenko. *Multivariatne statistične metode*. Kranj: Moderna organizacija, 2007.
- Johansen, Søren. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press, 1996.
- Johansen, Søren. »The Analysis of Nonstationary Time Series Using Regression, Correlation and Cointegration.« *Contemporary Economics* 6, no. 2 (2012): 40–57.
- Johansen, Søren, and Katarina Juselius. »Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand of Money.« *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, no. 2 (1990): 169–210.
- Johansen, Søren, and Katarina Juselius. *Macroeconomic Behaviour, European iIntegration and Cointegration Analysis*. Copenhagen: University of Copenhagen and European University Institute, 2000.
- Johansen, Søren, Rocco Mosconi, and Bent Nielsen. »Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend.« *Econometric Journal* 3, no. 2 (2000): 216–49.
- Juselius, Katarina. »On the Duality between Long-Run Relations and Common Trends in the $I(1)$ and $I(2)$ Case. An Application to Aggregate Money Holdings.« *Econometric Reviews* 13, no. 2 (1994): 211–40.
- Juselius, Katarina. *Inflation, Money Growth, and $I(2)$ Analysis*. Copenhagen: University of Copenhagen, 2004.
- Juselius, Katarina. *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford: Oxford University Press, 2006.
- Juselius, Katarina. »Balassa-Samuelson and Wage, Price and Unemployment Dynamics in the Spanish Transition to EMU Membership.« *Economics* 3, no. 4 (2009): 1–30.
- Juselius, Katarina. »Havelmos Probability Approach and the Cointegrated VAR.« *Econometric Theory* 31, no. 2 (2015): 213–32.
- Juselius, Katarina, and Zorica Mladenović. *High Inflation, Hyperinflation and Explosive Roots: The Case of Yugoslavia*. Copenhagen: University of Copenhagen, 2002.

- Kohler, Marion. »The Balassa-Samuelson Effect and Monetary Targets.« In *Monetary Policy Frameworks in a Global Context*, edited by Lavan Mahadeva and Gabriel Sterne, 354–90. London, New York: Routledge, 2000.
- Košmelj, Blaženka. *Analiza odvisnosti za vzorčne podatke*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 1987.
- Košmelj, Blaženka, and Jože Rován. *Statistično sklepanje*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 2007.
- Kotler, Philip, John Bowen, and James Makens. *Marketing for Hospitality and Tourism*. New Jersey: Prentice Hall, 2003.
- Krušec, Dejan. »Short Term Inflation Projections for Slovenia: Comparing Factor Models with AR and VAR Models.« *Prikazi in analize* 14, no. 1 (2007): 57–76.
- Kubović, Branko, Petar Grahovac, Mato Mikić, Jakov Sirotkovič, and Vladimir Stipetić. *Ekonomika Jugoslavije*. Zagreb: Informator, 1988.
- Lim, Christine, and Michael McAller. »Time Series Forecasts of International Travel Demand for Australia.« *Tourism Management* 23, no. 4 (2002): 389–96.
- Lütkepohl, Helmut, and Markus Krätzig. *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- Lütkepohl, Helmut, and Fang Xu. »Forecasting Annual Inflation with Seasonal Monthly Data: Using Levels Versus Logs of the Underlying Price Index.« *Journal of Time Series Econometrics* 3, no. 1 (2011): 1–21.
- Lütkepohl, Helmut, Pentti Saikkonen, and Carsten Trenkler. »Maximum Eigenvalue Versus Trace Tests for the Cointegrating Rank of VAR Process.« *Econometrics Journal* 4, no. 2 (2001): 287–310.
- Marques Torres, Helena. »The Euro and Tourism.« In *The Euro and Tourism*, 45–8. Madrid: OMT/WTO/BTO – World Tourism Organization, 1998.
- Masten, Igor. »Pričakovani stabilizacijski učinki prevzema evra na slovensko gospodarstvo.« *Bančni vestnik* 55, no. 11 (2006): 87–90.
- Masten, Igor. *Vpliv rasti plač na inflacijo v Sloveniji*. Ljubljana: Urad za makroekonomske analize and razvoj, 2008.
- Meller, Barbara, and Dieter Nautz. *The Impact of the European Monetary Union on Inflation Persistence in the Euro Area*. Berlin: Humboldt-Universität zu Berlin, 2009.

- Mihaljek, Dubravko, and Marc Klau. »The Balassa-Samuelson Effect in Central Europe: A Disaggregated Analysis.« *Comparative Economic Studies* 46, no. 1 (2004): 63–94.
- Mladenović, Zorica. »Grejndžerova teorija kointegracije – rezultat vredan Nobelove nagrade za ekonomiju.« *Ekonomski anali* 44, no. 160 (2004): 193–200.
- Mladenović, Zorica, and Aleksandra Nojković. *Analiza vremenskih serija: primjeri iz srpske privrede*. Beograd: Ekonomski fakultet, 2008.
- Nemec Rudež, Helena, and Štefan Bojnec. *Ekonomika turizma: gradivo za vaje*. Portorož: Turistica – Visoka šola za turizem, 2005.
- Nemec Rudež, Helena, and Štefan Bojnec. *Ekonomika turizma*. Portorož: Turistica – visoka šola za turizem, 2007.
- Nemec Rudež, Helena, and Štefan Bojnec. »Impacts of the Euro on the Slovenian Tourism Industry.« *Managing Global Transitions* 6, no. 4 (2008): 445–60.
- Nielsen, Bent, and Jouni Sohkanen. »Asymptotic Behaviour of the CUSUM of Squares Test under Stochastic and Deterministic Time Trends.« *Econometric Theory* 27, no. 4 (2011): 913–27.
- Perez-Rodriguez, Jorge, and Eduardo Acosta-Gonzales. »Cost Efficiency of the Lodging Industry in the Tourist Destination of Gran Canarias (Spain).« *Tourism Management* 28, no. 4 (2006): 993–1005.
- Pfajfar, Lovrenc. *Osnovna ekonometrija*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 2014.
- Planina, Janez. *Ekonomika turizma*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 1991.
- Planina, Janez, and Tanja Mihalič. *Ekonomika turizma*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 2002.
- Porter, Michael E. *The Competitive Advantage of Nations*. London: Macmillan, 1990.
- Saatçioğlu, Cem, and Levent Korap. »The Search for Co-Integration between Money, Prices and Income: Low Frequency Evidence from the Turkish Economy.« *Panoeconomicus* 56, no. 1 (2009): 55–72.
- Salman, Ahmed Khalik. »Using the Sur Model of Tourism Demand for Neighbouring Regions in Sweden and Norway.« In *Advances in Econometrics – Theory and Applications*, edited by Miroslav Verbič, 97–116. Rijeka: InTech, 2011.
- Samuelson, Paul A. »Theoretical Notes on Trade Problems.« *Review of Economics and Statistics* 46, no. 2 (1964): 145–54.

Samuelson, Paul Anthony, and William Dawbney Nordhaus. *Economics*. New York: McGraw-Hill, 1995.

Samuelson, Paul Anthony, and William Dawbney Nordhaus. *Ekonomija*. Ljubljana: GV Založba, 2002.

Sims, Christopher Albert. Macroeconomics and Reality. *Econometrica* 48, no. 1 (1980): 1–48.

SURS – Statistični urad Republike Slovenije. »Evropski sistem nacionalnih in regionalnih računov.« 2005. Accessed August 1, 2012. http://www.stat.si/doc/pub/ESR1995/10_POGLAVJE_MERE_CEN_IN_OBSEGA.pdf.

SURS – Statistični urad Republike Slovenije. »Vplivi uvajanja evra na gibanje cen, junij 2007.« 2007. Accessed November 2, 2007. http://www.stat.si/evro_spremljanje_analize.asp.

SURS – Statistični urad Republike Slovenije. »Indeks cen življenjskih potrebščin.« 2011a. Accessed April 14, 2011. http://www.stat.si/doc/metod_pojasnila/04-136-MP.htm.

SURS – Statistični urad Republike Slovenije. »Indeks stroškov dela.« Accessed April 14, 2011b. http://www.stat.si/doc/metod_pojasnila/07-151-MP.htm.

SURS – Statistični urad Republike Slovenije. »Indeks cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih.« 2011c. Accessed April 14, 2011. http://www.stat.si/doc/metod_pojasnila/04-005-MP.htm.

SURS – Statistični urad Republike Slovenije. »Indeks cen storitev pri proizvajalcih.« 2011d. Accessed April 14, 2011. http://www.stat.si/doc/metod_pojasnila/04-276-MP.htm.

SURS – Statistični urad Republike Slovenije. »Indeks cen storitev pri proizvajalcih.« 2011e. Accessed April 14, 2011. http://www.stat.si/doc/metod_pojasnila/21-016-MP.htm.

SURS – Statistični urad Republike Slovenije. »Nastanitvene zmogljivosti, prihodi in prenočitve.« 2011f. Accessed April 14, 2011. http://www.stat.si/doc/metod_pojasnila/21-016-MP.htm.

SURS – Statistični urad Republike Slovenije. »Cene energentov.« 2011g. Accessed April 14, 2011g. http://www.stat.si/doc/metod_pojasnila/18-143-MP.htm.

SURS – Statistični urad Republike Slovenije. »Mesečno poročilo o izplačanih plačah pri pravnih osebah.« 2011h. Accessed August 3, 2012. http://www.stat.si/doc/metod_pojasnila/07-010-MP.htm.

- Svetličič, Marjan. *Svetovno podjetje*. Ljubljana: Znanstveno in publicistično središče, 1996.
- Štambuk, Milko. *Ekonomika i organizacija u ugostiteljstvu*. Zagreb: Školska knjiga, 1975.
- Šugar, Violeta, and Mihajlo Tikvicki. »Entrepreneurship vs. Ecopreneurship – Integrated Approach to Housing.« In *Entrepreneurship and Macroeconomic Management: Reflections on the World in Turmoil, 5th International Scientific Conference*, edited by Kristina Afrić Rakitovac, Violeta Šugar, and Vanja Bevanda, 1546–69. Pula: Univerza v Puli, Oddelek za ekonomijo, 2011.
- Šuligoj, Metod. »Delovni pogoji v gostinski dejavnosti.« *Organizacija* 39, no. 2 (2006): 146–53.
- Šuligoj, Metod. »Inovativnost zaposlenih v birokratskih hotelskih organizacijah.« *Management* 6, no. 1 (2011): 85–99.
- Tribe, John. *The Economics of Leisure and Tourism*. Oxford: Butterworth-Heinemann, 1996.
- Trnavčević, Anita, and Roberto Biloslavo. »Globalizacija, potrošništvo in trajnostni razvoj.« In *Danes za jutri: razmišljanja o vzgoji in izobraževanju za trajnostni razvoj*, edited by Suzana Sedmak, 11–20. Koper: Fakulteta za management, 2009.
- Trošt, Miha. *Uporaba indeksov cen na UMAR – izbrani primeri*. Ljubljana: UMAR, 2009.
- UMAR – Urad RS za makroekonomske analize in razvoj. »Učinek prevzema evra na inflacijo v Sloveniji.« 2007. Accessed October 31, 2007. http://www.umar.gov.si/informacije_za_javnost/obvestila_in_sporocila_za_javnost/obvestilo/zapisi/ucinek_prevzema_evra_na_inflacijo_v_sloveniji/.
- UMAR – Urad RS za makroekonomske analize in razvoj. »Jesenska napoved gospodarskih gibanj.« 2010. http://www.umar.gov.si/fileadmin/user_upload/publikacije/analiza/napoved2010/JNGG_2010-28-10.pdf.
- Vašiček, Božek. »Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve in Four Central European Countries.« *Emerging Markets Finance and Trade* 47, no. 5 (2011): 71–100.
- Verhoeven, Joost W. M., Thomas J. L. Rompay, and Ad T. H. Pruyn. »The Price Facade: Symbolic and Behavioural Price Cues in Service Environments.« *International Journal of Hospitality Management* 28, no. 4 (2009): 604–11.

- Vörk, Andres. »The Price Increases in Non-Tradable Goods Sector Determine the Estonian Inflation. An Econometric Analysis.« Selected Student Papers I, Tartu, 1998, 142–47.
- Woodworth, Mark R. »The Recession Is Over (Maybe)!« *Cornell Hospitality Quarterly* 50, no. 4 (2009): 407–12.
- WTO – Svetovna turistična organizacija. *Resolutions of International Conference on Travel and Tourism, Ottawa, Canada*. Madrid: World Tourism Organization, 1991.
- Xu, Jianjun, Xianming Tan, and Runchu Zhang. »A Note on Phillips (1991): ‚A Constrained Maximum Likelihood Approach to Estimating Switching Regressions‘.« *Journal of Econometrics* 154, no. 1 (2010): 35–41.
- 190 Yang, Ching-Chow, Ali-Yu Cheng, Dylan Sung, and Glenn Withiam. »Strategic-Pricing Policy Based on Analysis of Service Attributes.« *Cornell Hospitality Quarterly* 50, no. 4 (2009): 498–509.
- Young, Walter Fabian, Jeffery Szychowski, Shelley Karp, Lucia Liu, and Robert Thomas Diedrich. »Economic Impacts of the Pueblo Smoke Free Air Act.« *American Journal of Preventive Medicine* 38, no. 3 (2010): 340–43.
- Yule, Udny. »Why Do We Sometimes Get Nonsense-Correlations between Time Series? A Study in sampling and the nature of time series.« *Journal of the Royal Statistical Society* 89, no. 1 (1926): 1–63.
- Žižmond, Egon, and Matjaž Novak. *Model spremljanja dereguliranih cen v nemenjalnem sektorju slovenskega gospodarstva*. Koper: Fakulteta za management, 2004.

Recenziji

I

Monografija *Aplikacija metodologije časovnih serij na primeru turističnih cen* Sergeja Gričarja in Štefana Bojneca obravnava problematiko kratko- in dolgoročne dinamike cen v turizmu. Raziskava na področju ekonometrične analize časovnih serij in turizma je prva tovrstna v Sloveniji. Makroekonomski podatki v času so pridobljeni iz Statističnega urada Republike Slovenije. V raziskavi sta prikazana metodologija in analitično-empiričen pristop k analizi časovnih serij na področju cen z uporabo metode glavnih komponent ter faktorske analize. Raziskava, prikazana v monografiji, temelji na sekundarnih podatkih iz obstoječih podatkov časovnih vrst zbirk SURS, Eurostat in EIA. S pomočjo tako zbranih podatkov avtorja testirata hipoteze in jih primerjata z dobljenimi rezultati, ki izhajajo iz del domačih in tujih avtorjev. Avtorja za ta namen razvijeta različne modele, skoraj polovica, točno 0,475, celotne variance cen v gostinstvu je pojasnjena s postavljenim pogojnim modelom s korekcijskim odstopanjem (VEC).

Modeli, predstavljeni v monografiji, so korektno specificirani in ustrezno testirani. Prikazana raziskava je izvirna, saj je raziskovalno področje turizma topogledno močno deficitarno. Monografija bo tako uporabna tudi širše, predvsem kot pomoč pri kreiranju določenih elementov politike, lahko pa bo predstavljala tudi zelo koristno študijsko gradivo doktorskim študentom ekonomike na različnih področjih.

Ocenjujem, da monografija vsebuje predlog konkretnih metodoloških rešitev za navedeno problematiko ter predstavlja pomemben prispevek na obravnavanem področju.

dr. Črtomir Rozman

II

Znanstvena monografija *Aplikacija metodologije časovnih serij na primeru turističnih cen* odraža sodobno in aktualno vsebino raziskave. Izhaja iz teorije cen na primeru turizma, ki je povezana z dejavniki ponudbe oziroma stroškov, z dejavniki povpraševanja, z makroekonomskimi dejavniki in s skupno evropsko denarno enoto evro ter ključnimi zunanjimi cenovnimi dejavniki na tržiščih Evropske unije (EU). Namen in cilji raziskave s poudarkom na dejavnikih, ki vplivajo na gibanje cen v turizmu, so ustrezno pojasnjeni. Iz teoretičnih izhodišč in predhodno izvedenih raziskav o dejavniki gibanja cen v turizmu je izpeljana temeljna teza in razvite hipoteze, ki so empirično testirane s podrobno opisanimi metodami analize časovnih vrst podatkov. Znanstvena monografija je sestavljena iz teoretičnega in empiričnega dela, ki posebej vključuje izdelano kvantitativno raziskavo zbranih statističnih podatkov časovnih vrst. Poudarek je na kvantitativni raziskavi z uporabo opisnih statistik, korelacijske analize, metode glavnih komponent, multiple regresijske analize in kointegracijske analize ter na modelu vektorske avtoregresije sistema enačb. Avtorja sta pri tem uporabila mesečne statistične podatke časovnih vrst za Slovenijo in za EU. Vsebinska znanstvena monografija je sestavljena iz sedmih poglavij: prvo je uvodno poglavje. Drugo so teoretična izhodišča. Tretje prikaže metodologije in uporabljene podatke. Četrto prikaže zasnovo raziskave z opredelitvijo raziskovalnega problema in ciljev raziskave. Peto poglavje je namenjeno empirični analizi oz. kvantitativni raziskavi. Šesto poglavje preveri robustnost modelov postavljenih hipotez. Zadnje, sedmo vsebinsko poglavje je namenjeno sklepu. Temu sledijo literatura in viri.

Prispevek monografije k znanosti in stroki je viden z izdelano izvirno kvantitativno raziskavo, ki je osredotočena na testiranje hipotez s sodobnimi statistično-ekonometričnimi metodami. Na področju turizma je znanih malo raziskav, ki bi uporabile sekundarne podatke, še posebej podatke časovnih serij. Reševanje nestacionarnosti časovnih serij podatkov ter uporabljena metodologija enotskega korena je odličen pristop preučevanja dinamike časovnih podatkov. Prav iz navedenega izhaja izvirnost in morebitna visoka odmevnost te raziskave. Ugotovitve in spoznanja te monografije so lahko pomembna za nadaljnji razvoj znanosti in stroke na tem področju tako pri nas kot v mednarodnem okviru.

dr. Jernej Turk





Založba Univerze na Primorskem
www.hippocampus.si