

## VPLIV DEJAVNIKOV PONUDBE IN POVPRŠEVANJA NA CENE V GOSTINSTVU

### The Impact of Determinants of Supply and Demand on Prices in the Catering Industry

#### 1 Uvod

Cene hrane in pijače so po uvedbi evra v restavracijah močno poskočile v več evropskih državah (Hoblin et al. 2006). Podjetja so pričakovano povečanje cen koncentrirala v obdobje po prevzemu nove valute. Uvedba evra naj bi dvignila cene v gostinstvu tudi zaradi zaokroževanja cen navzgor (Gaioti in Lippi 2005). Z uvedbo evra postanejo cene in dohodki nominalno primerljivi brez valutnih preračunavanj (Neville in Barlow 1998).

Surti (2008) je poskušal pojasniti vzroke za inflacijo po uvedbi evra v Sloveniji. Učinek uvedbe evra na inflacijo se je poznal v prvem četrletju po uvedbi posebej v gostinskem sektorju, v drugem delu leta 2007 pa je na inflacijo v Sloveniji vplival dvig cen hrane oz. agroživilska inflacija.

Slovenija je uporabila izkušnje, kot so dvojno označevanje cen blaga in storitev, spremljanje cen s strani potrošniških organizacij in dobre prakse drugih držav evrskega območja ob menjavi valut. Na podlagi izkušenj drugih članic evrskega območja so bili sprejeti ukrepi za zagotovitev nemotenega prehoda na evro. Med njimi sta bila najpomembnejša dvojno označevanje cen, ki je bilo uvedeno devet mesecev pred prevzemom evra, ter informacijska kampanja, namenjena seznanjanju širše javnosti z možnimi tveganji v procesu menjave valut. Zato se cene v Sloveniji ob uvedbi evra niso bistveno dvignile (UMAR 2007).

Namen prispevka je ugotoviti, s katerimi dejavniki ponudbe in povpraševanja ter uvedbo evra je povezano gibanje cen v gostinstvu. Pri tem bomo uporabili podatke Statističnega urada Republike Slovenije (SURS). Med dejavniki ponudbe želimo ugotoviti, kako so stroški delovne sile v gostinstvu in stroški nabave inputov povezani s cenami gostinskih storitev. Nadalje raziskave kažejo, da ima uvedba evra pozitiven učinek na razvoj evropskega turizma na globalnem turističnem trgu (Leu 1998) zaradi znižanja stroškov menjalnih tečajev evropskih nacionalnih valut, bančnih provizij in drugih stroškov pri potovanjih znotraj Evropske unije (EU; Ratz in Puczko 1999). Tuji turisti, ki so v drugi polovici leta 2007 obiskali Slovenijo, so odgovorili, da je imela uvedba evra pozitiven vpliv za izbiro turistične destinacije zaradi lažje primerjave cen (Nemec Rudež in Bojnec 2008). Z uvedbo evra se je začela nova doba evropske ekonomije in turizma (Neville in Barlow 1998). Odprava ovir z nacionalnimi valutami in transparentnost cen sta prednost za turizem in povpraševanje po turističnih proizvodih in storitvah (Shackelford 1998). Pričakujemo, da je sprememba cen v gostinstvu pozitivno povezana z uvedbo evra v času uvajanja cen v evrih in s povečanim povpraševanjem po (gostinskih) storitvah.

\* mag. Sergej Gričar, Univerza na Primorskem, Fakulteta za management Koper, Cankarjeva 5, 6000 Koper, Slovenija. E-mail: [sergej.gricar@gmail.com](mailto:sergej.gricar@gmail.com).

\*\* dr. Štefan Bojnec, Univerza na Primorskem, Fakulteta za management Koper, Cankarjeva 5, 6000 Koper, Slovenija. E-mail: [stefan.bojnec@fm-kp.si](mailto:stefan.bojnec@fm-kp.si).

Sergej Gričar\*  
Štefan Bojnec\*\*

#### Izvleček

UDK: 338.439.62:338.57.055.2:  
640.4(497.4)

Z metodo glavnih komponent smo ugotovili dve skupni komponenti, s katerima je mogoče pojasniti skupne dejavnike analiziranih spremenljivk, in sicer splošna raven cen in plače v gostinstvu ter uvedba evra, stabilnost cen v evrih in povpraševanje po gostinskih storitvah. Z multiplo regresijsko analizo je bilo ugotovljeno, da so cene gostinskih storitev kratkoročno pozitivno in statistično značilno povezane z uvedbo evra, povpraševanjem po gostinskih storitvah in rastjo cen hrane in brezalkoholnih pijač kot vmesnimi stroški vložkov (inputov). Uporabljeni so mesečni podatki Statističnega urada Republike Slovenije od leta 2000 do leta 2007.

Ključne besede: cene hrane, gostinstvo, evro, stroški dela, inflacija, Slovenija

#### Abstract

UDC: 338.439.62:338.57.055.2:  
640.4(497.4)

The principal component analysis confirms two common components, identified as the general level of prices and wages in the catering industry and the adoption of the Euro, Euro price stabilisation, and demands for catering industry service. The multiple regression analysis confirms a positive and statistically significant association of the catering industry prices with adoption of the Euro, tourists' demand, and the rise of prices of food and non-alcoholic beverages as intermediate input costs that are found to be significant drivers for the increases of the catering industry prices. The empirical analysis on the factors of inflation in the catering industry is based on the monthly statistical data from 2000 to 2007.

Key words: Food prices, hospitality industry, Euro, labour costs, inflation, Slovenia

JEL: E310, C12, L83

## 2 Nekatere teorije inflacije

Stabilnost cen je eden temeljnih ciljev makroekonomske politike. Pri sestavljanju cenovnih indeksov se daje utež posameznim cenam dobrin in storitev glede na njihov ekonomski pomen (Samuelson in Nordhaus 1995). Vzrokovi za inflacijo je več, zato 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. Strukturna inflacija kot neravnotežje med povpraševanjem in ponudbo nastane tam, kjer je pomanjkanje blaga, da je tržišče neusklajeno med potrebami povpraševalcev in ponudbe (Jagrič 2008). Spremembe v končni porabi so pogoste in hitre zlasti v gospodarstvih z večjo razvojno dinamiko. Mehanizem prilagajanja proizvodnje pa zahteva določen čas, zato se pojavijo krajši časovni intervali s presežnim povpraševanjem, ki se odraža v pritiskih na cene. Podražitev proizvoda nekega sektorja zaradi nezadovoljenega povpraševanja pa povzroči povečanje stroškov za sektorje, ki ta proizvod potrebujejo za svojo proizvodnjo. S tem se začne proces stroškovne inflacije. Strukturna inflacija je spremljevalni pojav procesa gospodarskega razvoja. Da bi jo omilili, je treba predvidevati spremembe končne potrošnje, da bi se skupna proizvodnja že vnaprej prilagajala pričakovanim spremembam v velikosti in strukturi končne potrošnje (Jagrič 2008). Pri stroškovni inflaciji se lahko pojavi negativni ponudbeni šok, npr. zvišanje cen hrane na svetovnem trgu. Če bi se negativni ponudbeni šoki nadaljevali ter povzročali premike krivulje agregatne ponudbe v levo, krivulja agregatnega povpraševanja pa bi se premikala v desno, bi se inflacija nadaljevala (Mishkin 2001). V primeru inflacije povpraševanja se osredotočimo na premik krivulje agregatnega povpraševanja v desno; ta premik povzročajo nemonetarni dejavniki, npr. ekspanzivna fiskalna politika. Povečano trošenje države ali znižanje davkov povzroči premik agregatnega povpraševanja v desno. Zaradi višje zaposlenosti na trgu dela porastejo plače. Premike krivulj agregatnega povpraševanja v desno, ki bi bili prisotni dolgo časa in bi povzročali neprestano inflacijo, je možno pripisati le povečani količini denarja v obtoku. Pri tem je pomembno, da povečanje količine denarja ni cilj ekonomske politike, temveč je posledica drugih ciljev (Mishkin 2001), npr. financiranja uvedbe nove valute – evra. Inflacija povpraševanja se po teoriji dohodka v gostinstvu postavlja kot realna kategorija gibanja cen v gostinstvu ob uvedbi evra. Če je agregatno povpraševanje v narodnem gospodarstvu na polnozaposlitveni ravni, lahko rast ponudbe denarja povzroči rast splošne ravni cen ali inflacijo (Begg 1997).

Šušteršič (2008) z anketo o vzrokih za inflacijo v Sloveniji po uvedbi evra leta 2007 ugotavlja, da uvedba evra naj ne bi imela večjega vpliva na inflacijo. Šušteršič in soavtorji (2008) navajajo, da je inflacija v Sloveniji v zadnjih letih posledica strukturne neučinkovitosti gospodarstva in

neustreznega odziva ekonomske politike nanjo. Strukturna neučinkovitost se kaže v tem, da je rast produktivnosti v menjalnem sektorju gospodarstva hitrejša kot v nemenjalnem delu. Ekonomska politika naj bi dopuščala visoko rast (nadzorovanih) cen v nemenjalnem sektorju ter odlagala reforme v smeri privatizacije, liberalizacije in vzpostavljanja konkurence. Neučinkovitost nemenjalnega sektorja je tudi po vstopu v ERM II ostala pomemben strukturni vzrok inflacije (Šušteršič et al. 2008).

Višjo rast cen naj bi omogočala povečana kupna moč, ki se je napajala iz zadolževanja zasebnega in javnega sektorja ter vodila do »pregrevanja gospodarstva«. Coricelli in Jazbec (2001) sta s kompleksnim ekonometričnim modelom za štiri države pokazala, da se zmanjševanje vrednosti domače valute neposredno prenaša v domače cene. Za Slovenijo sta pokazala, da se je vsak odstotek zvišanja tečaja tolarja prenesel v za en odstotek višjo rast cen življenjskih potrebščin. Po fiksiranju tečaja tolarja do evra se je inflacija prepolovila. Poleg monetarnih razlogov za preteklo obdobje je tudi možnost agroživilske inflacije leta 2007 s hitro rastjo cen živil in brezalkoholnih pijač.

Dejavniki, ki običajno prispevajo k inflaciji, so povečano povpraševanje (npr. po gostinskih storitvah), povečani stroški vhodnega blaga (npr. v gostinstvu cen hrane in pijač), zvišanje cen dobrin nemenjalnega sektorja (npr. električne energije) in povečanje plač v menjalnem sektorju (npr. v gostinstvu, ki ima večino gostov tujcev). Percepcije o podražitvah po uvedbi evra v EU kažejo, da veliko potrošnikov (še posebej starejših) še vedno pogosto preračunava evre v svoje nekdanje valute, zlasti ko gre za velike vsote. Kar 83,4 % vprašanih v anketi, ki jo je izvedla Ninamedia septembra 2006, je menilo, da ima dovolj informacij o uvedbi evra. Da se bodo cene ob uvedbi evra v Sloveniji zvišale, je menilo 41,6 % anketirancev (BS 2006). Februarja 2007 je 59 % anketirancev ocenjevalo podražitve kot opazne in menilo, da niso le posledica zaokroževanja (SURs 2007).

## 3 Metodologija in uporabljeni podatki

V empirični analizi bomo najprej uporabili metodo glavnih komponent, ki je ena najpogosteje uporabljenih multivariatnih metod. Z metodo glavnih komponent želimo z novima skupnima komponentama pojasniti kar največji delež variance prvotnih spremenljivk. Oblikovali bomo novi sintetični spremenljivki – glavni komponenti, ki bosta linearna kombinacija prvotnih spremenljivk. Za analizo so primerne zgolj take spremenljivke, ki so do neke mere med seboj korelirane, kar omogoča njihovo združevanje v skupine spremenljivk, ki predstavljajo glavne komponente.

Nadalje bomo pri testiranju uporabili multiplo regresijsko analizo s petimi neodvisnimi spremenljivkami, ki jih v različnih specifikacijah vključujemo v regresijske modele. Z regresijsko analizo želimo poiskati funkcijo  $y = f(x)$ , ki najbolje podaja medsebojno povezanost med odvisno spremenljivko in pojasnjevalnimi spremenljivkami:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \dots + \beta_5 x_{5t} + u_t \quad (1)$$

kjer je  $y$  odvisna spremenljivka,  $x$  je neodvisna ali pojasnjevalna spremenljivka,  $\beta_0$  je regresijska konstanta,  $\beta_1$  regresijski koeficient,  $u$  pa je stohastični element ali statistična napaka ocene.

Z analizo variance bomo preizkušali domnevo o enakosti regresijskih koeficientov ( $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ ), s  $t$ -testom pa preverili povezanost odvisne spremenljivke od posamezne neodvisne spremenljivke ( $H_0: \beta_i = 0$ ). Pri tem bo pozornost namenjena stopnji tveganja. Sprejemljiva stopnja tveganja je manjša ali enaka 5 % ( $\alpha \leq 0,05$ ), da lahko zavrtnemo ničelno domnevo in sprejmemo sklep o odvisnosti odvisne spremenljivke od posamezne neodvisne spremenljivke. Za regresijsko analizo so pomembne statistične značilnosti regresijskega koeficienta  $\beta_1$  in popravljenega determinacijskega koeficienta  $R^2$  za pojasnjenost regresije s pojasnjevalnimi spremenljivkami.

Pri metodi glavnih komponent bomo uporabili naslednjih šest spremenljivk: indeks bruto plač v gostinstvu (IBPG), indeks števila prihodov domačih in tujih turistov (turisti), indeks cen hrane in brezalkoholnih pijač (IAC), indeks cen življenjskih potrebščin (ICŽP), slamnate spremenljivke za uvedbo evra (D1) in slamnate spremenljivke po uvedbi evra (D2). Z metodo glavnih komponent pridobimo dve skupni glavni komponenti.

Dve slamnati (»dummy«) spremenljivki smo oblikovali arbitrarno glede na predhodne analize in ju označili z D1 in D2. Glede na predhodne analize, ki so jih opravili SURS (2007, 2009), UMAR (2007) in Surti (2008), smo predpostavili, da je začetek dviga inflacije decembra 2006 povzročila uvedba evra, in predpostavljamo, da se je marca 2007 začelo umirjanje inflacije po uvedbi evra. Slamnato spremenljivko D1 smo poimenovali slamnata spremenljivka ob uvedbi evra, ki nam predstavlja obdobje v času uvedbe evra v RS.  $D1 = 1$  za mesece od decembra 2006 do februarja 2007 ter  $D1 = 0$  za mesece od januarja 2000 do vključno novembra 2006 in od marca 2007 do vključno decembra 2007. Slamnato spremenljivko D2 smo poimenovali slamnata spremenljivka po uvedbi evra in nam predstavlja obdobje po uvedbi evra v RS.  $D2 = 0$  za mesece od januarja 2000 do vključno februarja 2007 in  $D2 = 1$  za mesece od marca 2007 do vključno decembra 2007. Tretje analizirano obdobje je obdobje pred uvedbo evra.

V multipli regresijski analizi za indeks cen gostinskih storitev (ICGS; opredeljena kot odvisna spremenljivka) bomo uporabili naslednjih pet pojasnjevalnih spremenljivk, ki se pojavljajo v različnih specifikacijah regresijskih enačb: IBPG, turisti, IAC, slamnate spremenljivki D1 in D2.

Pričakujemo, da so spremembe cen v gostinstvu pozitivno povezane s plačami v gostinstvu, s cenami hrane in brezalkoholnih pijač, z uvedbo evra pri nas in s povečanim povpraševanjem po gostinskih storitvah. Proces uvajanja evra naj bi imel na inflacijo zmeren in časovno omejen učinek. Večino podražitev januarja leta 2007, ugotovljenih v skupini gostinskih storitev, je moč pripisati menjavi valut (UMAR 2007). Potovanja so v evrskem območju za drža-

vljane EU veliko lažja, saj ni potrebe po menjavah valut, kar je prednost za gostinstvo in turizem. Prav tako je primerjava cen blaga in storitev lažja, kar pripomore k boljšemu delovanju notranjega trga in podpira zdravo konkurenco, pri čemer so na boljšem potrošniki (WTO 1998).

Nadalje pričakujemo, da stroški delovne sile in stroški nabave inputov nadpovprečno dvigujejo cene gostinskih storitev. Predpostavljamo, da je gibanje cen v gostinstvu povezano s cenami vhodnega blaga in plač zaposlenih. V zasebnem sektorju bi rast plač lahko bila povezana z dobrimi poslovnimi rezultati. Večja produktivnost menjalnega sektorja vodi tudi do realne rasti plač v tem sektorju. Na ponudbeni strani se je pritisk na cene življenjskih potrebščin začel izrazito povečevati leta 2002 in sredi leta 2007 predvsem kot posledica znatnega dviga cen nafte ter podražitve osnovnih surovin in hrane na svetovnih trgih, kar je vplivalo na izrazit skok domačih cen hrane in tekočih goriv.

Pričakujemo pozitivno povezanost odvisne spremenljivke ICGS od neodvisnih spremenljivk v linearni regresijski enačbi:

$$ICGS = a + b_1 * IAC + b_2 * IBPG + b_3 * \text{turisti} + b_4 * D1 + b_5 * D2 \quad (2)$$

S pomočjo regresijske analize ugotavljamo intenzivnost, smer in statistično značilno povezanost ter funkcijsko odvisnost glede na izbrane spremenljivke. Prikazati želimo, kateri so tisti dejavniki, ki so statistično značilno povezani s cenami v gostinstvu, s poudarkom na stroškovni inflaciji in povezanosti uvedbe evra pri nas.

Statistika cen spremlja cene v posameznih fazah proizvodnje oz. prodaje po metodoloških osnovah za spremljanje in obdelavo cen. V slovenski uradni statistiki se med drugimi cenami proizvodov in storitev spremljajo tudi cene gostinskih storitev. Cene teh storitev so vključene v izračun dveh mesečnih indeksov, in sicer ICŽP in ICGS. V raziskavi uporabljamo ICŽP, ki je splošnejši indeks, ki naj bi kazal tendenco in splošno stopnjo rasti cen oz. inflacije. ICGS, ki je poseben, »parcialni« indeks, meri spremembe v ravni drobnoprodajnih cen gostinskih storitev z vidika strukture prodaje na domačem trgu. Indeks prihoda turistov je mesečno statistično merjenje in spremljanje prihoda domačih in tujih turistov. Mesečno poročilo o izplačanih plačah (IBPG) pri pravnih osebah v Sloveniji v gostinstvu daje vpogled v višino in gibanje povprečnih mesečnih plač v Sloveniji. IAC meri spremembe drobnoprodajnih cen hrane in brezalkoholnih pijač. Vrednosti mesečnih indeksov bomo vzeli iz SURS-a od januarja 2000 do vključno decembra 2007. Spremenljivke so preračunane na indeks s stalno osnovo v januarju 2000 (januar 2000 = 100).

#### 4 Empirični rezultati

##### *Gibanje cen, plač in prihodov turistov*

ICŽP je spremenljivka inflacije, ICGS je sektorska

inflacija, IAC je direktni strošek v gostinstvu prehrane in pijač, indeks prihodov turistov meri povpraševanje po gostinskih storitvah, IBPG pa je spremenljivka stroškov dela. Iz tabele 1 je razviden najhitrejši porast indeksa bruto plač v gostinstvu in indeksa cen gostinskih storitev.

#### *Analiza s pomočjo metode glavnih komponent*

S pomočjo metode glavnih komponent poskušamo poiskati statistično značilne prve skupne glavne komponente, ki pojasnjujejo večji del razpršenosti analiziranih podatkov spremenljivk. V naši raziskavi smo z metodo glavnih komponent poiskali dve najpomembnejši glavni komponenti. V izračun je bilo vključenih 96 vrednosti opazovanj za vsak posamezni indeks in za obe slamnati spremenljivki.

Glede na vrednosti v korelacijski matriki oz. glede na majhno število spremenljivk je smiselno predpostaviti, da je linearno povezanost med spremenljivkami mogoče pojasniti z dvema skupnima glavnima komponentama rasti. Tudi na podlagi grafikona lastnih vrednosti ugotovimo, da je smiselno oceniti model z dvema skupnima faktorjema (krivulja se v tem primeru močnejše prelomi). Na podlagi KMO-statistike (vrednost 0,644), ki je večja od 0,5, ocenju-

jemo, da so podatki povsem primerni za analizo s pomočjo glavnih komponent.

Z metodo glavnih komponent smo poiskali dve najpomembnejši glavni komponenti, ki pojasnjujeta variabilnost analiziranih spremenljivk. V nadaljevanju podajamo dobljene ocene (tabela 2). Na podlagi ocen komunalitet z metodo glavnih komponent je bilo mogoče ugotoviti najvišje deleže pojasnjene variance s skupnima komponentama (93,9 % variabilnosti indeksa ICGS lahko pojasnimo s predpostavljenima dvema komponentama) pri ICŽP, IAC, IBPG, D1, D2 in turisti.

Rezultati, dobljeni z metodo glavnih komponent, so smiselni, če so variance glavnih komponent pozitivna števila. Ta pa so, če je matrika vsot pozitivno definirana. Z dvema skupnima komponentama pri metodi glavnih komponent lahko pojasnimo kar 75,3 % celotne variabilnosti analiziranih spremenljivk, kar kažejo podatki o pojasnjeni varianci za pravokotno rotacijo faktorjev v tabeli 3.

Pri analizi z metodo glavnih komponent smo izvedli še ustrezne rotacije. Faktorske uteži smo zato skušali oceniti s poševno in pravokotno rotacijo faktorjev. Vrednost poja-

**Tabela 1:** *Indeksi cen, plač in prihodi turistov, januar 2000 = 100*

Leto, mesec	ICŽP	IAC	ICGS	Turisti	IBPG
2001, december	115,9	113,9	113,6	115,0	128,9
2003, december	130,3	124,3	131,2	119,4	143,8
2005, december	137,6	124,0	143,8	132,5	148,8
2007, december	149,5	145,3	165,5	147,4	170,0

Vir: SURS in lastni izračuni

**Tabela 2:** *Ocena komunalitet dejavnikov na cene v gostinstvu, Slovenija, 2000–2007 (mesečni podatki), januar 2000 = 100*

Dejavniki	Metoda glavnih komponent		Metoda najmanjših kvadratov		Metoda slike	
	izhodišče	ekstrakcija	izhodišče	ekstrakcija	izhodišče	ekstrakcija
ICŽP	1,000	0,939	0,996	0,964	0,996	0,963
IAC	1,000	0,933	0,965	0,937	0,965	0,913
IBPG	1,000	0,933	0,961	0,950	0,961	0,939
turisti	1,000	0,477	0,863	0,143	0,863	0,072
D1	1,000	0,709	0,583	0,277	0,583	0,068
D2	1,000	0,521	0,771	0,379	0,771	0,368

**Tabela 3:** *Pojasnitev skupne variance*

Komponenta	Začetne vrednosti			Končne vrednosti			Končne vrednosti po pravokotni rotaciji		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
1	3,356	55,941	55,941	3,356	55,941	55,941	3,344	55,732	55,732
2	1,159	19,318	75,259	1,159	19,318	75,259	1,172	19,526	75,259
3	0,809	13,488	88,747						
4	0,583	9,710	98,457						
5	0,075	1,257	99,714						
6	0,017	0,286	100,000						

Opomba: Metoda glavnih komponent.

Legenda: (1) lastna vrednost, (2) delež pojasnjene variance v odstotkih in (3) kumulativni delež pojasnjene variance v odstotkih.

snjene variance za posamezni faktor se je po rotaciji spremenila, četudi je celotna pojasnjena varianca ostala enake vrednosti (Gorsuch 1974). Podatki o faktorskih utežeh so prikazani v tabeli 4 za metodo glavnih komponent. Za rotacijo se odločimo predvsem takrat, ko želimo preveriti stabilnost dobljenih rezultatov.

Ocene faktorskih uteži so z metodo glavnih komponent brez rotacije faktorjev in s poševno rotacijo faktorjev bolj ali manj enake, na podlagi česar lahko sklepamo na stabilnost dobljenih ocen (tabela 4). Pri pravokotni rotaciji faktorjev se spremeni predznak pri spremenljivkah D1, D2 in turisti. Ugotovimo lahko, da so uteži na prvi komponenti visoke skoraj pri vseh spremenljivkah, da označimo prvo komponento kot splošno komponento, ki jo poimenujemo splošna raven cen in plače v gostinstvu. Druga komponenta je bipolarna, saj kaže hkrati močno pozitivno utež pri spremenljivki D1 ter negativno utež pri spremenljivkah D2 in turisti. Drugo komponento bomo poimenovali uvedba evra, stabilnost cen v evrih in povpraševanje turistov.

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 pojasnimo variabilnost analiziranih podatkov. Prvo komponento lahko povežemo z literaturo. Šušteršič (2008) navaja, da sta ključna razloga za visoko inflacijo dva: hitrejša gospodarska rast in manj konkurenčna tržna struktura, ki je omogočila večjo prevaletev zunanjih šokov v končne maloprodajne cene. Delsaagard (2008) ugotavlja, da konkurenčnost vpliva na cene in s tem na inflacijo, vendar v smeri nižanja cen in ne višanja. Delsaagard (2008) v svoji raziskavi izpostavlja, podobno kot avtorji slovenske raziskave (Šušteršič et al. 2008), da večja konkurenčnost pomeni tudi večje število delovnih mest, večjo produktivnost, da je trg v Sloveniji – predvsem na področju nemenjalnih dobrin – zaprt, skoncentriran in monopolen, kar ustvarja pritiske za zviševanje cen.

Drugo komponento lahko povežemo z literaturo, da je za gostinstvo kot del turizma kot storitvene dejavnosti, ki je

vpeta v mednarodne pretoke turistov in storitev, pomembna uporaba različnih valut in povezanih deviznih tečajev med valutami (Marques Torres 1998). To je tudi konsistentno s Surtijem (2008), ki je ugotavljal vpliv uvedbe evra na inflacijo v Sloveniji, kar se je poznalo v prvem četrtletju leta 2007 in s pomembnim prispevkom gostinskega sektorja. Ugotavljamo tudi, da dve glavni komponenti ločita serije spremenljivk na prave spremenljivke (plače in cene znotraj prve glavne komponente) in neprave spremenljivke znotraj druge glavne komponente.

#### Regresijska analiza

Predmet regresijske analize je povezanost odvisne spremenljivke ICGS od neodvisnih spremenljivk IBPG, prihodi turistov, IAC, D1 in D2. Predpostavlja se, da je odvisna spremenljivka ICGS normalno porazdeljena slučajna spremenljivka. Iz stolpca (1) v tabeli 5 razberemo vrednost  $F$ -testa za postavljeno regresijsko enačbo, v katero smo vključili spremenljivke, ki smo jih specifikirali za regresijsko analizo. Izračunana vrednost  $F$ -testa je večja ali vsaj enaka teoretični vrednosti za  $F$ -porazdelitev pri stopinjah prostosti  $m_1 = k$  in  $m_2 = n - k - 1$ , pri stopnji tveganja  $\alpha = 0,005$ . Rezultati so primerni za nadaljnjo analizo.

Durbin-Watsonova statistika ima vrednost 0,958, kar je pod spodnjo vrednostjo pri 5 % stopnji značilnosti (1,557), kar kaže na obstoj avtokorelacije. To pomeni, da obstajajo odstopanja od ocenjene regresijske enačbe oz. nepojasnjene korelacijske spremembe odvisne spremenljivke v različnih obdobjih in da nanje delujejo podobni dejavniki, čeprav v različnih obdobjih. Standardna napaka regresijskega modela je nizka, kar kaže, da je velika koncentracija opazovanj okoli regresijske enačbe. Ker je  $t$ -statistika različna od nič, obstaja stalno značilna povezanost med ICGS in posameznimi pojasnjevalnimi spremenljivkami IAC, IBPG, turisti in D1.

Na temelju predhodne analize s sliko avtokorelacije rezidualov regresije ter avtokorelacijskih koeficientov ( $\rho_k$ ) smo ugotovili prisotnost avtokorelacije in da gre večino avtokorelacije pripisati avtokorelaciji prvega in dvanajstega reda,

Tabela 4: Komponentna matrika

Ocene faktorskih uteži dejavnikov cen v gostinstvu, Slovenija, 2000–2007 (mesečni podatki)						
Metoda glavnih komponent (Principal component analysis)						
	brez rotacije		poševna rotacija faktorjev		pravokotna rotacija faktorjev	
	komponenta		komponenta		komponenta	
dejavnik	1	2	1	2	1	2
ICŽP	0,986	0,080	0,966	-0,018	0,969	-0,007
IAC	0,964	0,066	0,964	-0,032	0,966	0,007
IBPG	0,961	0,114	0,961	0,016	0,967	-0,041
turisti	0,331	-0,606	0,329	-0,636	0,285	0,629
D1	0,182	0,822	0,185	0,799	0,244	-0,806
D2	0,655	-0,305	0,654	-0,369	0,630	0,353

medtem ko so druge povezave manj pomembne. Rezultati regresijske analize, ki so podani v tabeli 5, stolpec (1), kažejo na možno prisotnost »neprave« regresije (»spurious regression«), za katero so praviloma značilni visoki  $R^2$ , visoka F-statistika in visoke t-statistike. Da bi ovrgli sum o nepravilni regresiji, smo preverjali zanesljivost regresijskih ocen tako, da smo ocenili regresije s preoblikovanimi spremenljivkami s prvimi diferenciali logaritmov in dodatno analizirali še avtokorelacijo rezidualov regresije.

Z enostavnim testom avtokorelacije smo preverjali stacionarnost časovne vrste (Gujarati 2003). Vsi indeksi so v preučevanem obdobju nestacionarna časovna vrsta. Avtokorelacijski koeficienti se začnejo pri zelo visokih vrednostih avtokorelacijskega koeficienta ( $\rho_{1(ICGS)} = 0,962$ ,  $\rho_{1(IAC)} = 0,942$ ,  $\rho_{1(IBPG)} = 0,925$  in  $\rho_{1(turisti)} = 0,746$ ) in le počasi padajo proti nič. Avtokorelacijski koeficienti so tudi po šestnajstih opazovanih visoki ( $\rho_{16(ICGS)} = 0,487$ ,  $\rho_{16(IAC)} = 0,279$ ,  $\rho_{16(IBPG)} = 0,429$  in  $\rho_{16(turisti)} = -0,336$ ). To kaže na tipičen primer nestacionarne časovne vrste (Gujarati 2003). Vrednosti avtokorelacijskega koeficienta časovne vrste prvega reda pa so blizu nič ( $\rho_{1(ICGS)} = -0,027$ ,  $\rho_{1(IAC)} = 0,109$ ,  $\rho_{1(IBPG)} = -0,087$  in  $\rho_{1(turisti)} = 0,021$ ). To kaže na tipičen primer stacionarne časovne vrste, saj so avtokorelacijski koeficienti v več kot enem primeru znotraj vrednosti variance (Gujarati 2003). Varianca, ki znaša 0,0104 (standardna napaka je 0,102), in aritmetična sredina sta v času konstantni in normalno porazdeljeni.

Cochrane-Orcuttov test za regresijski model (2) s prvo diferenco logaritma (dln) spremenljivk je pokazal, da so neodvisne spremenljivke nad 5 % stopnjo značilnosti. Durbin-Watsonova statistika (1,963) je nad zgornjo mejo pri 5 % stopnji značilnosti (1,778), kar pomeni, da avtokorelacija ni prisotna. Najpogostejše so avtokorelacije prvega, četrtega

in dvanajstega reda. Avtokorelacija prvega reda je pogosto prisotna pri letnih podatkih, avtokorelacija četrtega reda pri četrletnih, avtokorelacija dvanajstega reda pa pri mesečnih podatkih. Ker analiziramo mesečne podatke, smo preučevali avtokorelacijo dvanajstega reda, kar je prikazano v modelu (2) v tabeli 5. Problemu enotskega korena se izognemo s preoblikovanjem spremenljivk. S tem ko spremenimo nestacionarno vrsto v stacionarno s pomočjo različnih stopenj regresije, preoblikovanja spremenljivk ter drseče sredine, se izognemo nepravilnemu delovanju statističnega modela. Avtokorelacija dvanajstega reda nam v modelu (3) v tabeli 5 s prvo diferenco logaritma spremenljivk in prvo stopnjo drseče sredine pokaže, da je dlnICGS statistično značilno povezan z D1, dlnIAC in dlnTuristi. Ta model je dosegel nizko napako napovedi (MSE). Sklepamo lahko, da so cene v gostinstvu v veliki meri kratkoročno značilno povezane z uvedbo evra v Sloveniji. Prav tako so cene hrane in brezalkoholnih pijač pomemben in statistično značilen dejavnik cen v gostinstvu. Povezava med cenami v gostinstvu in povpraševanjem turistov je pozitivna. Na podlagi slike avtokorelacije rezidualov regresije ter avtokorelacijskih koeficientov smo tudi ugotovili, da v modelu avtokorelacija ni prisotna. Kakovost modela oz. delež variance, ki jo model pojasni, ugotavljamo z determinacijskim koeficientom oz. s popravljenim determinacijskim koeficientom, ki je popravljen za stopinje prostosti. Regresijski model (2) nam pojasni 43 %, regresijski model (3) 37,9 % in regresijski model (4) 32,9 % variance – brez spremenljivke turisti v primerjavi z regresijskim modelom (3) – odvisne spremenljivke dlnICGS z linearno povezanostjo vključenih pojasnjevalnih spremenljivk.

Na podlagi podatkov za regresijski model (3) lahko zavrtnemo  $H_0$  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).

Tabela 5: Povezanost neodvisnih spremenljivk z ICGS

Odpisna spremenljivka: ICGS	dlnICGS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(4)
regresijska konstanta	-23,194 (-3,450)***	regresijska konstanta 0,584 (8,287)***	0,583 (9,994)***	0,586 (13,976)***	
IAC	0,401 (3,729)***	dlnIAC 0,147 (1,918)***	0,152 (2,065)***	0,147 (1,806)**	
IBPG	0,758 (11,900)***	dlnIBPG 0,009 (0,288)			
turisti	0,022 (3,652)***	dlnTuristi 0,006 (3,301)***	0,006 (2,926)***		
D1	6,948 (2,788)***	D1 1,610 (1,580)**	0,602 (1,670)**	0,741 (1,724)**	
D2	2,012 (1,199)	D2 1,415 (1,137)			
N	96	N	95	95	95
$R^2$	0,950	$R^2$	0,430	0,379	0,329
D-W	0,958				
F-test	365,812	F-test	17,752	28,782	46,273

Legenda: dln – prva diferenca logaritmov; DW – Durbin-Watsonova statistika;  $R^2$  – popravljeni determinacijski koeficient; \*\*\* – statistično značilno pri 1 %; \*\* – statistično značilno pri 5 %; \* – statistično značilno pri 10 %; t – statistike so navedene v oklepajih. Naslovi stolpcev: (1) – multipla regresijska analiza; (2), (3), (4) – avtokorelacija 12. reda.

$$H_0: \beta_1 = 0, H_0: \beta_2 = 0, H_0: \beta_3 = 0, H_0:$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0, H_1: \beta_2 \neq 0, H_1: \beta_3 \neq 0, H_1:$$

$$t_1 = 2,065, t_2 = 2,926, t_3 = 1,670 \text{ in } \alpha \leq 0,05.$$

Na podlagi podatkov lahko zavrnilo ničelno domnevo. Regresijski koeficienti  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  in  $\beta_3$  niso enaki 0. Torej lahko pri dovolj nizki natančni stopnji tveganja trdimo, da so parcialni regresijski koeficienti povezani z ICGS. Spremenljivke so statistično značilno povezane z  $\ln$ ICGS. Regresijska premica podaja povezanost  $\ln$ ICGS,  $\ln$ turisti in  $D1$  z  $\ln$ ICGS:

$$\ln \text{ICGS} = 0,583 + 0,152 * \ln \text{IAC} + 0,006 * \ln \text{turisti} + 0,602 * D1 \quad (3)$$

Ocene kažejo pozitivno povezanost med ICGS in posameznimi pojasnjevalnimi spremenljivkami. Regresijski parametri kažejo relativno šibko in pozitivno povezavo med cenami v gostinstvu ter cenami hrane in brezalkoholnih pijač v gostinstvu. Podobno velja za povezanost med ICGS in turisti kot povpraševanjem v gostinstvu. Na podlagi podatkov s slamnato spremenljivko  $D1$  ocenjujemo, da je povezanost med uvedbo evra in ICGS statistično značilna, kar dokazuje pozitivno povezanost med cenami v gostinstvu in uvedbo evra v Sloveniji.

Ugotovitve naše raziskave lahko povežemo s predhodno izvedenimi analizami in teorijo, da je bilo v turizmu marca 2008, glede na marec 2007, za 6 % več prihodov tujih turistov, domačih je bilo za 8 % manj (SURS 2009). Cene v gostinstvu so zato povezane z dogajanjem na globalnem turističnem trgu in povpraševanjem turistov. Ko se povišajo cene hrane, se povišajo tudi cene gostinskih storitev. Ugotovitve UMAR-ja (2007) kažejo, da splošnega povišanja cen zaradi uvedbe evra ni bilo, največ povišanj cen, povezanih s prilagoditvami in zakroževanjem, je bilo decembra 2006 in januarja 2007, zaradi uvedbe evra pa so se cene povišale predvsem na področju gostinskih in še nekaterih drugih storitev.

## 5 Možne omejitve raziskave

Metoda glavnih komponent, ki je v tem prispevku uporabljena kot ena od analitičnih metod, se običajno uporablja, kadar imamo večje število spremenljivk brez jasnih teoretičnih domnev o načinu njihove povezanosti. V našem primeru je vključenih šest 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, ki doslej v podobnih raziskavah pri nas še ni bila uporabljena, podala nove in potrdila že nekatere znane ugotovitve, dobljene 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. Zato smo od metode glavnih komponent prešli na metodo regresijske analize. Velja poudariti, da je namen uporabe metode glavnih komponent preizkusiti ugotovitve regresijske analize.

V začetni fazi regresijske analize so se pokazali nekateri znaki neprave regresije (»spurious regression«), za katero so značilni visoki  $R^2$ , visoka F-statistika in visoke t-statistike (Yule 1926, Granger in Newbold 1974, Hendry 1980). Da bi ovrgli sum o »nepravi« regresiji, smo preučevali Durbin-Watsonovo statistiko oz. analizirali residue te regresije (avtokorelacija residualov). Prav tako smo za odpravo problema »neprave« regresije uporabili transformirane spremenljivke v obliki prve difference logaritmov. Veliko število ekonomskih spremenljivk odraža tendenco 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 12. reda. Nismo pa uporabili kointegracijske analize (Engle in Granger 1987, Bojnec in Peter 2005), ker naš namen in cilj preučevanja nista bila iskanje, ali obstaja kointegracijska povezanost med analiziranimi spremenljivkami v času, ampak zlasti vpliv cen inputov in uvedba evra na cene v gostinstvu.

Poleg problema neprave regresije se pri regresijski analizi večkrat pojavi problem endogenosti, ki bi lahko povzročala pristranske ocene regresijskih koeficientov. V našem primeru smo odvisno spremenljivko opredelili z namenom in ciljem raziskave, to je analizo dejavnikov, ki so vplivali na gibanje cen v gostinstvu pred prevzemom evra in potem. Kljub morebitnim omejitvam naša analiza potrjuje nekatere prejšnje ugotovitve z uporabo drugačne metodologije, hkrati pa dodaja in razširja analizo z več pojasnjevalnimi spremenljivkami, česar ni bilo v predhodnih analizah, ki so uporabljale zlasti kointegracijsko analizo.

## 6 Sklep

Prispevek podaja teoretična izhodišča o vzrokih za inflacijo in o izkušnjah prehoda na evro ter posebej analizira vpliv prehoda na evro na gibanje cen v gostinstvu v Sloveniji. Predhodne empirične analize so pokazale, da je bil vpliv prehoda na evro na celotno inflacijo sorazmerno skromen, pokazale pa so tudi, da je bil največji prav na področju gostinstva. Te ugotovitve so preverjane z dodatnimi empiričnimi preizkusi, ki temeljijo na uporabi metode glavnih komponent in faktorске analize ter regresijski analizi časovnih vrst. Predhodne analize so zlasti temeljile na metodologiji preučevanja volatilitnosti posameznih sestavin indeksa cen življenjskih potrebščin. V naši analizi so upoštevani tudi drugi dejavniki, ki vplivajo na cene v gostinstvu, kot so povpraševanje in stroški proizvodnih dejavnikov. Glavni prispevek je v tem, da je bil v tej raziskavi v primerjavi z razpoložljivimi študijami uporabljen metodološko nov in kompleksnejši način. Izbrana je bila raziskovalna metoda empirične analize časovnih vrst na podlagi metode glavnih komponent, faktorске analize in regresijskega modela, ki zajema več možnih dejavnikov rasti cen v gostinstvu.

Gibanje cen v gostinstvu pred uvedbo evra v Sloveniji in potem je povezano z uvedbo evra, povpraševanjem (turisti) na področju gostinstva in s stroški nabave surovin (hrana

in brezalkoholne pijače). Ugotovimo lahko, da je bila rast cen v gostinstvu pozitivno in statistično značilno povezana s cenami, ki predstavljajo strošek nabave hrane in brezalkoholnih pijač, kar potrjuje vpliv stroškovne inflacije na cene v gostinstvu v času hitre rasti cen hrane. Uvedba evra je kratkoročno in začasno vplivala na cene v gostinstvu, medtem ko je po preteku treh mesecev v času uvedbe evra vplivala na stabilnost cen v gostinstvu, saj so te neposredno mednarodno primerljive s cenami v državah evrskega območja.

## Literatura

- Begg, David. (1997). *Economics*. London: McGraw-Hill.
- Bojnec, Štefan in Günter Peter (2005). Vertical market integration and competition: the meat sector in Slovenia, *Agricultural and Food Science* 14 (3): 236–249.
- BS (2006). *Odnos državljanov in državljanek do uvedbe evra v Sloveniji*. Ljubljana: Banka Slovenije. Dosegljivo: <http://www.evro.si/za-novinarje/javno-mnenje/slovenske-raziskave/odnos-do-evra-ninamedia.pdf>.
- Coricelli, Fabrizio in Boštjan Jazbec (2001). *Real Exchange rate dynamics in transition economies*. London: Centre for Economics Policy Research.
- Delsaagard, Thomas (2008). *Product Market Competition in Slovenia – Stylized Facts and policy challenges*. Banka Slovenije, Contemporary Macroeconomics Issues- Challenges and Policies. Dosegljivo: <http://bsi.si/publikacije/in-raziskave.asp?mapald=236>.
- Engle, Robert F. in Clive W. J. Granger (1987). Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55 (2): 251–276.
- Gaioti, Eugenio. in Francesco Lippi (2005). *Pricing behavior and the euro cash changeover: Evidence from a panel of Restaurants*. Dosegljivo: <http://129.3.20.41/eps/mac/papers/0501/0501029.pdf>.
- Granger W. J., Clive in Paul Newbold (1974). Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics* 2: 111–120.
- Gorsuch L., Richard (1974). *Factor Analysis*. London: Saunders.
- Gujarati N., Damodar (2003). *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill.
- Hendry F., David (1980). Econometrics – Alchemy or Science. *Economica* 47: 387–406.
- Hoblin, Bart, Federico Ravenna. in Andrea Tambalotti (2006). Menu costs at work: Restaurant prices and the introduction of the Euro. *The Quarterly Journal of Economics* 121 (3): 1103–1131.
- Jagrič, Timotej (2008). *Sektorska analiza*. Dosegljivo: <http://epf-se.uni-mb.si/sektorska/analiza.pdf>.
- Leu, Walter (1998). The Euro – a new and powerful identity for Destination Europe. V: *The Euro and Tourism*, 7–9. Madrid: OMT/WTO/BTO: World Tourism Organization.
- Marques T., Helena (1998). The euro and Tourism. V: *The Euro and Tourism*, 45–48. Madrid: OMT/WTO/BTO: World Tourism Organization.
- Mishkin S., Frederic (2001). *The economics of Money, Banking and Financial Markets*. Boston: Addison Wesley Longman.
- Nemec Rudež, Helena in Štefan Bojnec (2008). Impacts of the Euro on the Slovenian Tourism Industry. *Managing Global Transitions: International Research Journal* 6 (4): 445–460.
- Neville, Pike in Charles Barlow (1998). *The Euro and the Hospitality Industry – A Common Currency Offers Strategic Opportunities*. Dosegljivo: [http://69.15.36.142/Trend/Andersen/1998\\_TheEuro.html](http://69.15.36.142/Trend/Andersen/1998_TheEuro.html).
- Ratz, Tamara in Laszlo Puczko (1999). *The future of Tourism in the European Monetary Union*. Budapest: University of Economic sciences.
- Samuelson A., Paul in William D. Nordhaus (1995). *Economics*. New York: McGraw-Hill.
- Shackleford, Peter (1998). Analysis by WTO of the Importance of the Euro Area in European and World Tourism. V: *The Euro and Tourism*, 11–16. Madrid: OMT/WTO/BTO: World Tourism Organization.
- SURS (2007). *Prevzem evra v Sloveniji*. Dosegljivo: <http://www.stat.si/evro.asp>.
- SURS (2009). *Prehod na evro in inflacija v Sloveniji*. Dosegljivo: [http://www.stat.si/doc/evro/Eurostat\\_uedba\\_evra\\_in\\_inflacija\\_v\\_Sloveniji.pdf](http://www.stat.si/doc/evro/Eurostat_uedba_evra_in_inflacija_v_Sloveniji.pdf).
- Surti, Jay (2008). *What drives inflation in Slovenia?* Banka Slovenije, Contemporary Macroeconomics Issues- Challenges and Policies. Dosegljivo: <http://bsi.si/publikacije/in-raziskave.asp?mapald=235>.
- WTO (1998). *The Euro: impact on tourism*. Madrid: WTO.
- Yule U., George (1926). Why do we sometimes get nonsense – correlations between time-series? A study in sampling and the nature of time series (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 89: 1–69.
- Šušteršič, Janez (2008). Slovenska inflacija in naša konkurenčnost. *Bančni vestnik* 57 (6): 7–11.
- Šušteršič, Janez, Mitja Rojec, Boštjan Vasle in Marijana Bednaš (2008). Postopen odmik od postopnosti (gradualizem pet let pozneje), *Naše gospodarstvo* 54 (1/2): 33–44.
- UMAR (2007). *Učinek prevzema evra na inflacijo v Sloveniji*. Dosegljivo: [http://www.umar.gov.si/informacije\\_za\\_javnost/obvestilainsporocila\\_za\\_javnost/obvestilo/zapisi/ucinek\\_prevzema\\_evra\\_na\\_inflacijo\\_v\\_sloveniji/](http://www.umar.gov.si/informacije_za_javnost/obvestilainsporocila_za_javnost/obvestilo/zapisi/ucinek_prevzema_evra_na_inflacijo_v_sloveniji/).