

*Andreja Pufnik • Davor Kunovac*

Kratkoročno prognoziranje  
inflacije u Hrvatskoj korištenjem  
sezonskih ARIMA procesa





# Kratkoročno prognoziranje inflacije u Hrvatskoj korištenjem sezonskih ARIMA procesa

Andreja Pufnik  
andreja.pufnik@hnb.hr

Davor Kunovac  
davor.kunovac@hnb.hr

Za stajališta iznesena u ovom radu odgovorni su autori i ta stajališta nisu nužno istovjetna službenim stajalištima Hrvatske narodne banke.



HRVATSKA NARODNA BANKA

listopad 2006.

*Izdaje:*

Hrvatska narodna banka  
Direkcija za izdavačku djelatnost  
Trg hrvatskih velikana 3, 10002 Zagreb  
Telefon centrale: 4564-555  
Telefon: 4565-006  
Telefaks: 4564-687

*Web-adresa:*

<http://www.hnb.hr>

*Glavni urednik:*

dr. sc. Evan Kraft

*Uredništvo:*

mr. sc. Igor Jemrić

*Urednica:*

mr. sc. Romana Sinković

*Grafička urednica:*

Gordana Bauk

*Lektorica:*

Marija Grigić

*Suradnica:*

Ines Merkl

*Tisak:*

Kratis d.o.o., Zagreb

Molimo korisnike ove publikacije da prilikom korištenja podataka obvezno navedu izvor.

Tiskano u 450 primjeraka

ISSN 1332–1900

## Kratkoročno prognoziranje inflacije u Hrvatskoj korištenjem sezonskih ARIMA procesa

### Sažetak

Projekcija inflacije bitan je sastavni dio Projekcije monetarne politike Hrvatske narodne banke te se kontinuirano vrše napori da se ona poboljša. Jedan od koraka u tom nastojanju jest i usavršavanje modela kratkoročnog prognoziranja indeksa potrošačkih cijena sezonskim ARIMA procesima. Pritom se osim izravne prognoze ukupnog indeksa potrošačkih cijena, u radu nastoji prognozirati kretanje komponenata indeksa potrošačkih cijena kako bi se s jedne strane, dobio detaljniji uvid u izvore inflacijskih odnosno deflacijskih pritisaka u budućnosti te, s druge strane, kako bi se moglo odgovoriti na pitanje: da li se agregiranjem prognoziranih vrijednosti pojedinih komponenata indeksa potrošačkih cijena dobiva preciznija prognoza kretanja ukupnog indeksa od one dobivene izravnim prognoziranjem?

**Ključne riječi:** inflacija, prognoziranje, ARIMA, Hrvatska

**JEL:** E17, E13, C22

## Sadržaj

1. Uvod . . . . .	1
2. Kratkoročno prognoziranje indeksa potrošačkih cijena sezonskim ARIMA procesima. . . . .	4
2.1. SARIMA – sezonski ARIMA procesi . . . . .	6
2.2. Prognostički modeli indeksa potrošačkih cijena . . . . .	7
2.3. Evaluacija kvalitete projekcija indeksa potrošačkih cijena korištenim modelima . . . . .	10
3. Zaključak . . . . .	14
Dodatak . . . . .	15
Grafički prikaz ostvarenja i prognoza IPC-a i inflacije . . . . .	15
Literatura . . . . .	19

## 1. Uvod

Prateći razvoj i dosege znanstvene literature koja ispituje važnost i makroekonomsku vrijednost stabilnosti cijena, monetarne vlasti mnogih zemalja zaključile su da je dostizanje i održavanje stabilnosti cijena, pri čemu se misli na nisku i stabilnu stopu inflacije, glavni doprinos koji monetarna politika može dati ekonomskom rastu. Na tom je tragu i Zakon o Hrvatskoj narodnoj banci, koji je stupio na snagu u travnju 2001. godine, a u kojem se postizanje i održavanje stabilnosti cijena ističe kao njezin osnovni cilj. Kao i druge središnje banke, i Hrvatska narodna banka u nastojanju da ostvari spomenuti cilj koristi se različitim instrumentima monetarne politike. Problem je u tome što se učinak primjene pojedinih instrumenata osjeća tek nakon određenog vremena. Upravo stoga monetarne vlasti nastoje razviti i usavršiti modele koji im omogućavaju izradu relativno preciznih i pouzdanih prognoza kretanja stope inflacije kako bi na vrijeme mogle reagirati i neutralizirati inflacijske odnosno deflacijske pritiske koji bi se mogli pojaviti u budućnosti.

Neki od značajnih problema s kojima se susreću istraživači koji modeliraju inflaciju u Hrvatskoj su kratkoća serije indeksa cijena, strukturni lomovi te promjene u metodologiji izračunavanja indeksa cijena. Pri tome valja imati na umu da su se generatori i značajke inflacije u razdoblju visoke inflacije razlikovali od onih u razdoblju nakon uvođenja Stabilizacijskog programa. Osim toga, tijekom tranzicijskog razdoblja 90-ih godina prošlog stoljeća došlo je do značajnih promjena u ekonomskoj politici i ekonomskoj strukturi zemlje; primjerice, u tom je razdoblju došlo do vanjskotrgovinske liberalizacije, značajnih promjena u poreznom sustavu, do liberalizacije određenih administrativno reguliranih cijena i prodora velikih trgovačkih lanaca što se uvelike odrazilo na kretanje inflacije. U doba proglašenja nezavisnosti Republike Hrvatske 1991. godine te u prvim godinama Domovinskog rata inflacija je u Hrvatskoj bila visoka, pa je tako prosječna mjesečna inflacija zabilježena u prvih deset mjeseci 1993. godine dosegla gotovo 28%. Inflaciju u Hrvatskoj poticali su proračunski manjak, deprecijacija tečaja i inercija očekivanja (Anušić i sur., 1995.). Nakon uvođenja Stabilizacijskog programa u listopadu 1993. godine, inflacija se ubrzo smanjila: u studenome 1993. mjesečna je inflacija smanjena na samo 1,4%, a zatim je slijedila godina deflacije. Nakon toga, od 1995. godine nadalje godišnja se stopa inflacije stabilizirala na niskim jednoznamenkastim razinama. Antiinflacijski program zasnivao se na politici tečaja (i drugim instrumentima monetarne politike), na politici plaća te je imao značajnu podršku fiskalne politike (smanjivanje proračunskog manjka).

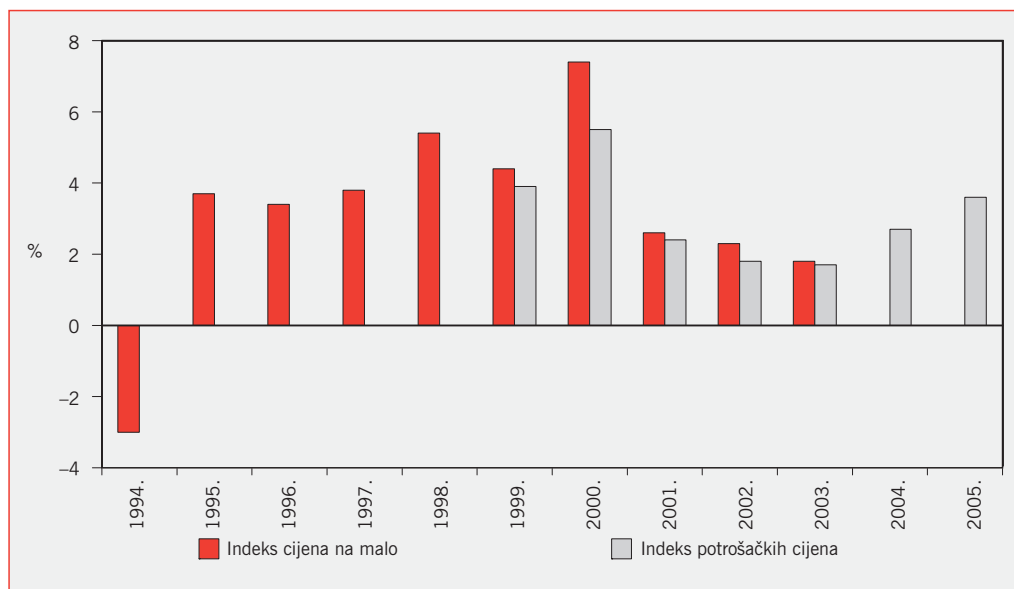
Trinaestu godinu zaredom u hrvatskom se gospodarstvu bilježi niska i relativno stabilna stopa inflacije, pri čemu je politika održavanja stabilnosti nominalnog tečaja kune prema euru glavno sidro domaćih inflacijskih očekivanja te je jedna od osnovnih pretpostavki za ostvarivanje stabilnosti domaćih cijena. Početna godina za koju postoje podaci o kretanju godišnje stope inflacije mjerene međunarodno usporedivim pokazateljem (indeksom potrošačkih cijena) jest 1999.<sup>1</sup> kada je zabilježena in-

---

1 Bazni indeks potrošačkih cijena (pri čemu je baza prosjek 2001. godine) izračunat je u Državnom zavodu za statistiku počevši od siječnja 1998.

flacija od 3,9% na kraju razdoblja. Prema podacima Državnog zavoda za statistiku godišnja stopa inflacije u prosincu 2002. i 2003. godine spustila se na samo 1,8%, odnosno 1,7%, dok se u 2004. godini blago ubrzala i dosegla razinu od 2,7%. Određeno ubrzavanje inflacije zabilježeno je i tijekom 2005. godine kada je godišnja stopa inflacije potrošačkih cijena, zabilježena u prosincu, iznosila 3,6%, no i dalje je ostala u području niske inflacije. Rast inflacije u 2005. godini bio je umnogome posljedica šokova na strani ponude, koji su bili prisutni i na domaćem tržištu (na tržištu prehrambenih proizvoda), i na svjetskom tržištu (snažan rast cijena sirove nafte i naftnih derivata). Na ubrzavanje inflacije potrošačkih cijena u 2005. godini uvelike je utjecalo i povećanje određenih administrativno reguliranih cijena (električne struje, najamnina i zdravstvenih usluga).

**Slika 1.** Indeks cijena na malo i indeks potrošačkih cijena, godišnje stope promjene na kraju razdoblja



U veljači 2004. godine Državni zavod za statistiku Republike Hrvatske počeo je objavljivati indeks potrošačkih cijena, pa je tada objavljeno priopćenje o kretanju indeksa potrošačkih cijena u Hrvatskoj za siječanj 2004. te vremenska serija indeksa potrošačkih cijena od siječnja 2001. do prosinca 2003. Retrogradna vremenska serija od siječnja 1998. do prosinca 2000. objavljena je godinu dana kasnije<sup>2</sup>. Valja spomenuti da su se u DZS-u pri izračunu retrogradne serije indeksa potrošačkih cijena koristili brojnim procjenama jer nisu bile snimljene cijene dobara koje ulaze u postojeću košaricu za izračun indeksa potrošačkih cijena, pa su se one morale procjenjivati na osnovi kretanja cijena sličnih proizvoda. Indeks

<sup>2</sup> Početkom 2005. godine



potrošačkih cijena usporediva je mjera inflacije na međunarodnoj razini, pri čijoj je izradi Državni zavod za statistiku uvelike slijedio metodologiju Eurostata za izradu harmoniziranog indeksa potrošačkih cijena<sup>3</sup>.

Kako bi se dobila duža vremenska serija indeksa cijena kao mjera inflacije, do prosinca 1997. obično se koristi indeks cijena na malo, tako da u tom mjesecu nastupa značajan lom vezan uz promjenu metodologije. Indeks cijena na malo Državni je zavod za statistiku izračunavao prema metodologiji naslijeđenoj iz prijašnjega državnoga i gospodarskog sustava. Osnovne razlike koje se uočavaju između indeksa potrošačkih cijena i indeksa cijena na malo proizlaze iz različitoga metodološkog pristupa što se, između ostaloga, odnosi na različiti način izračunavanja pondera pojedinih grupa proizvoda, odabira formula, korekcija za promjene kvalitete te na različiti tretman sezonskih proizvoda.

Ukupna košarica proizvoda za izračunavanje indeksa potrošačkih cijena podijeljena je u dvanaest osnovnih grupa proizvoda, u skladu s međunarodnom klasifikacijom osobne potrošnje prema namjeni, COICOP<sup>4</sup> (*Classification of Individual Consumption by Purpose*), stoga je i agregatni indeks potrošačkih cijena podijeljen u 12 osnovnih podindeksa. Podaci o njihovu kretanju raspoloživi su od siječnja 1998., dok su podaci o kretanju podindeksa na nižoj razini dezagregacije dostupni tek od siječnja 2004. Državni zavod za statistiku zasad još ne objavljuje indeks potrošačkih cijena dezagregiran na način koji se u analizi i modeliranju cijena koristi u Europskoj središnjoj banci i zemljama eurozone (industrijski neobrađena hrana, industrijski prerađena hrana, industrijski proizvodi bez energije, energija i usluge). Taj je način prikladniji za modeliranje jer su grupe proizvoda homogenije, dok su u našem slučaju podjele u 12 grupa, u jednu grupu svrstani vrlo različiti proizvodi i usluge, primjerice u grupu *Promet*: naftni derivati, kretanje čijih cijena uvelike ovisi o kretanju cijene sirove nafte na svjetskom tržištu, automobili, kretanje čijih cijena prilično ovisi o tečaju i na tržištu kojih vlada velika konkurencija, i npr. usluge brodskog prijevoza, čije se cijene administrativno reguliraju i koje imaju snažno izraženu sezonsku komponentu.

Projekcija inflacije bitan je sastavni dio Projekcije monetarne politike Hrvatske narodne banke te se kontinuirano vrše naponi da se ona poboljša. Jedan od koraka u tom nastojanju jest i usavršavanje modela kratkoročnog prognoziranja indeksa potrošačkih cijena sezonskim ARIMA procesima. Pritom se osim izravne prognoze ukupnog indeksa potrošačkih cijena, u radu nastoji prognozirati kreta-

---

3 Domaći indeks potrošačkih cijena razlikuje se od harmoniziranoga u nekoliko manjih segmenata. Naime, u metodologiju indeksa potrošačkih cijena u Hrvatskoj nije uključena smjernica Eurostata prema kojoj je u obuhvat indeksa nužno uključiti potrošnju stranaca (npr. turista) na domaćem teritoriju ako je ona značajna te potrošnju institucionalnih kućanstava (npr. umirovljeničkih domova).

4 Agregatni indeks potrošačkih cijena podijeljen je u sljedećih dvanaest osnovnih podindeksa: 01 prehrana i bezalkoholna pića, 02 alkoholna pića i duhan, 03 odjeća i obuća, 04 stanovanje, voda, energija, plin i druga goriva, 05 oprema za stan, 06 zdravstvo, 07 promet, 08 komunikacije, 09 rekreacija i kultura, 10 obrazovanje, 11 ugostiteljske usluge i 12 ostali proizvodi i usluge.

nje komponenata indeksa potrošačkih cijena kako bi se s jedne strane, dobio detaljniji uvid u izvore inflacijskih odnosno deflacijskih pritisaka u budućnosti te, s druge strane, kako bi se moglo odgovoriti na pitanje: da li se agregiranjem prognoziranih vrijednosti pojedinih komponenata indeksa potrošačkih cijena dobiva preciznija prognoza kretanja ukupnog indeksa od one dobivene izravnim prognoziranjem?

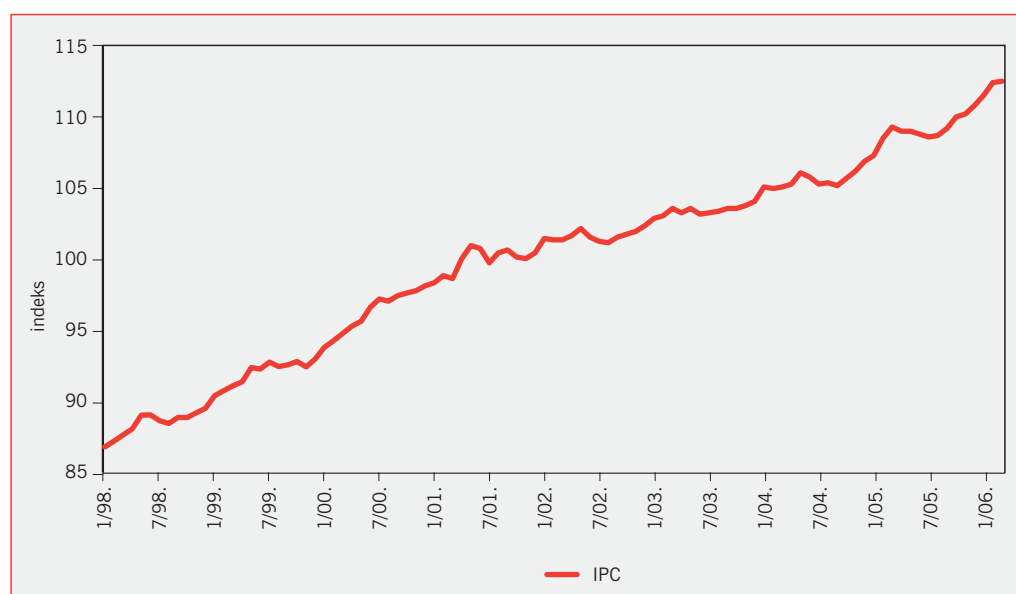
U sljedećem poglavlju iznosimo osnovne činjenice o sezonskim ARIMA modelima kojima smo se koristili u prognozama indeksa potrošačkih cijena. Zatim komentiramo postupak odabira pogodnih modela i na koncu uspoređujemo izravne prognoze ukupnog indeksa potrošačkih cijena s agregiranim prognozama komponenata indeksa potrošačkih cijena te s prognozama dobivenim naivnim modelom gdje pretpostavljamo *random walk* strukturu IPC-a.

## 2. Kratkoročno prognoziranje indeksa potrošačkih cijena sezonskim ARIMA procesima

U ovom poglavlju ukratko ćemo opisati ulogu ARIMA metoda u prognoziranju indeksa potrošačkih cijena (IPC) u Hrvatskoj na vremenskom horizontu do 12 mjeseci.

Zadatku izrade modela koji bi opisivao kretanja indeksa potrošačkih cijena u prošlosti i eventualno predviđao njegova buduća kretanja standardno se pristupa na dva načina: izradom *strukturnoga* ili izradom *čistoga statističkog modela*, pri čemu oba pristupa imaju očite prednosti, ali i nedostatke. Strukturni modeli zas-

**Slika 2.** Indeks potrošačkih cijena, (2001. = 100)



nivaju se na ekonomskoj teoriji, no kompleksne veze među ekonomskim varijablama obično je teško formalno opisati, primjerice, glomaznim sustavima jednadžbi. S druge strane, mnogi statistički modeli, posebno ovdje korišteni univarijantni ARIMA modeli, po svojoj prirodi nude vrlo malo ekonomske logike, ali su buduće vrijednosti varijabli koje takvi modeli oponašaju prognozirane isključivo iz ponašanja promatrane serije u prošlosti. Dakle, određena analiza moguća je usprkos ignoriranju ili nedostatku dodatnih informacija, pa tako ovakvi jednostavni modeli, unatoč *black-box* reputaciji, obično daju prilično dobre rezultate koji se tiču primarnog zadatka – prognožiranja.

Bitan problem primjene modela iz ARIMA klase, kao i svih stohastičkih modela, na makroekonomske serije jest što su one po svojoj prirodi kratke, s učestalim promjenama u strukturi, što sadrže promjenljivu i katkad nejasnu sezonalnost i sl. Kod hrvatskih serija problem kratkoće posebno je očit, tako da pri izradi prognostičkih modela indeksa potrošačkih cijena, osim dobrih *in-sample* karakteristika modela (razina prilagodbe modela podacima u uzorku), posebnu pozornost posvećujemo *out-of-sample* svojstvima (kvaliteti prognoza), kao i broju parametara koji se pojavljuju u modelu, a koji svodimo na najmanji mogući broj<sup>5</sup>. Preliminarni odabir modela sa zadovoljavajućim međuodnosom *in-sample* pogreške modela i broja parametara izvršili smo minimizacijom *Akaike informacijskog kriterija*. Nakon toga je nekoliko najbolje rangiranih modela prošlo daljnije testiranje – evaluaciju prognostičkih svojstava, ispitivanje stabilnosti i signifikantnosti parametara i sl. Mnoge središnje banke pri izradi modela za indekse kretanja razine cijena posebnu pozornost posvećuju pitanju dezagregacije (Meyler i sur., 1998., Fritzer i sur., 2002.). IPC je po strukturi linearna kombinacija indeksa cijena 12 grupa proizvoda (podindeksa) koji ulaze u izračun razine potrošačkih cijena:

$$IPC_t = \sum_{i=1}^{12} w_i IPC_{it}, \quad w_i > 0, \quad \sum_{i=1}^{12} w_i = 1, \quad (1)$$

gdje je  $IPC_{it}$  razina  $i$ -te komponente indeksa potrošačkih cijena u trenutku  $t$  i  $w_i = 1, \dots, 12$  pripadajući ponderi. Uz ovakvu konstrukciju indeksa prirodno se nameće pitanje ima li smisla zasebno prognozirati pojedine podindekse koji čine IPC i zatim te prognoze agregirati kao u (1). Apriori nije jasno da li bi tim pristupom nadmašili ARIMA prognoze na ukupnom IPC-u, pa kao i Fritzer i sur., 2002. te Hubrich, 2003. pokušavamo odgovoriti na pitanje: da li prognozirati agregat ili agregirati prognoze? Tretiranje svake komponente kao posebnog modela svakako donosi dodatne informacije o cijelom indeksu, no pojedine komponente često je teško modelirati zbog nejasne autokorelacijske strukture ili promjenljive sezonalnosti.

5 Posljedica uvođenja (pre)velikog broja parametara često su vrlo dobra *in-sample* svojstva u smislu da model dobro opisuje dinamiku podataka u uzorku, ali to nikako ne jamči i uspješne prognostičke sposobnosti modela, što nam je primarni interes.

## 2.1. SARIMA – sezonski ARIMA procesi

Kažemo da je vremenski niz  $\{y_t\}_{t \in \mathbb{Z}}$  SARIMA( $p, d, q$ )( $P, D, Q$ )[ $S$ ] proces ako zadovoljava sljedeću diferencijsku jednadžbu<sup>6</sup>

$$\phi(B)\Phi(B^S)(1-B)^d(1-B^S)^D y_t = \theta(B)\Theta(B^S)\varepsilon_t \quad (2)$$

gdje je  $B$  standardni operator vremenskog pomaka<sup>7</sup>,  $\Phi$  i  $\Theta$  sezonski *moving average* (MA) i *autoregresivni* (AR) polinomi reda ( $P$ ) i ( $Q$ ) u varijabli  $B^S$ :

$$\Phi(B^S) = 1 - \Phi_1 B^S - \Phi_2 B^{2S} - \dots - \Phi_P B^{PS} \quad (3)$$

$$\Theta(B^S) = 1 + \Theta_1 B^S + \Theta_2 B^{2S} + \dots + \Theta_Q B^{QS}, \quad (4)$$

$\phi$  i  $\theta$  standardni *moving average* (MA) i *autoregresivni* (AR) polinomi reda  $p$  i  $q$  u varijabli  $B$ :

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \quad (5)$$

$$\theta(B) = 1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q, \quad (6)$$

$d$  i  $D$  su redovi integriranosti i  $\{\varepsilon_t\}_{t \in \mathbb{Z}}$  normalni (gaussovski) bijeli šum<sup>8</sup>. Na primjer, SARIMA (1,0,1)(0,1,1) [4] model je multiplikativni model oblika:

$$(1 - \phi_1 B)(1 - B^4)y_t = (1 + \theta_1 B)(1 + \Theta_1 B^4)\varepsilon_t. \quad (7)$$

Iz svojstava operatora  $B$  odmah slijedi:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + y_{t-4} - \phi_1 y_{t-5} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \Theta_1 \varepsilon_{t-4} + \theta_1 \Theta_1 \varepsilon_{t-5}. \quad (8)$$

Slično, svaki SARIMA model ima standardnu ARMA reprezentaciju. Modeli tipa (2) pogodni su za modeliranje vremenskih nizova s prisutnom sezonalnošću<sup>9</sup> – kako promjenljivom, tako i determinističkom, koja se inače standardno modelira uvođenjem sezonskih *dummy* varijabli, trigonometrijskim funkcijama i sl. Česta dilema s kojom se susrećemo u praksi jest kako na ispravan način modelirati sezonske pojave u serijama? Primjerice, Kaiser i Maravall 2000. god. primjećuju da je u primjeni teško razlikovati sljedeća dva modela s tromjesečnim podacima:

6 Detaljan opis (S)ARIMA modela, uvjeti stacionarnosti, invertibilnosti i sl. mogu se naći u npr. Brockwell, Davis (1991, 2002), dok mi ovdje samo definiramo osnovni model i naglašavamo određene činjenice.

7  $By_t = y_{t-1}$ ,  $B^2 y_t = B(By_t) = By_{t-1} = y_{t-2}$  i analogno dalje. Specijalno je  $B^S y_t = y_{t-S}$  tzv. sezonski pomak.

8 Bijeli šum je serija nekoreliranih slučajnih varijabli s nultim očekivanjem i jednakom varijancom.

9  $S = 12$  za mjesečne podatke,  $S = 4$  za tromjesečne.

$$(a) \quad y_t = \mu + \beta_1 D_{t1} + \beta_2 D_{t2} + \beta_3 D_{t3} + \beta_4 D_{t4} + \varepsilon_t$$

$$(b) \quad (1 - B^4)y_t = (1 - 0,99B^4)\varepsilon_t,$$

gdje su  $D_{t1}, \dots, D_{t4}$  sezonske *dummy* varijable. Znači SARIMA (0,0,0)(0,1,1) specifikacija iz (b) može značiti da je sezonalnost serije  $y_t$  deterministička. Vidimo da je determinističku sezonalnost moguće tumačiti kao ekstremno stabilnu stohastičku sezonalnost, pa je pri modeliranju serija s uočenom sezonalnošću uglavnom dovoljno koristiti se SARIMA modelima. No obrat općenito ne vrijedi, tj. model (b) ne povlači nužno determinističku narav sezonalnosti u  $y_t$ . Sezonski MA korijen blizu  $-1$  može sugerirati i prediferenciranost. Koji od dva spomenuta slučaja je zaista uzrok ovakvom sezonskom parametru u modelu (b), otkrivamo tako da eventualnu determinističku sezonalnost detektiramo (ili pak otkrijemo da ne postoji) regresiranjem serije  $y_t$  na sezonske *dummy* varijable  $D_{t1}, \dots, D_{t4}$ .

## 2.2. Prognošički modeli indeksa potrošačkih cijena

U ovom ćemo potpoglavlju pokušati dati odgovor na pitanje postavljeno u uvodu: da li je bolje prognozirati pojedine komponente ICP-a i zatim te prognoze agregirati u prognozu ukupnog indeksa po (1) ili je izravno modeliranje ukupnog IPC-a ipak bolja alternativa?

Od dvanaest komponenata IPC-a, njih osam ima smisla modelirati pomoću statističkih modela<sup>10</sup> jer su cijene preostale četiri grupe proizvoda<sup>11</sup> velikim dijelom pod utjecajem državne, odnosno lokalne administracije i malo je vjerojatno da imaju korelacijsku strukturu pogodnu za modeliranje SARIMA procesima (Slika 3.). U skladu s tim postavili smo dva modela.

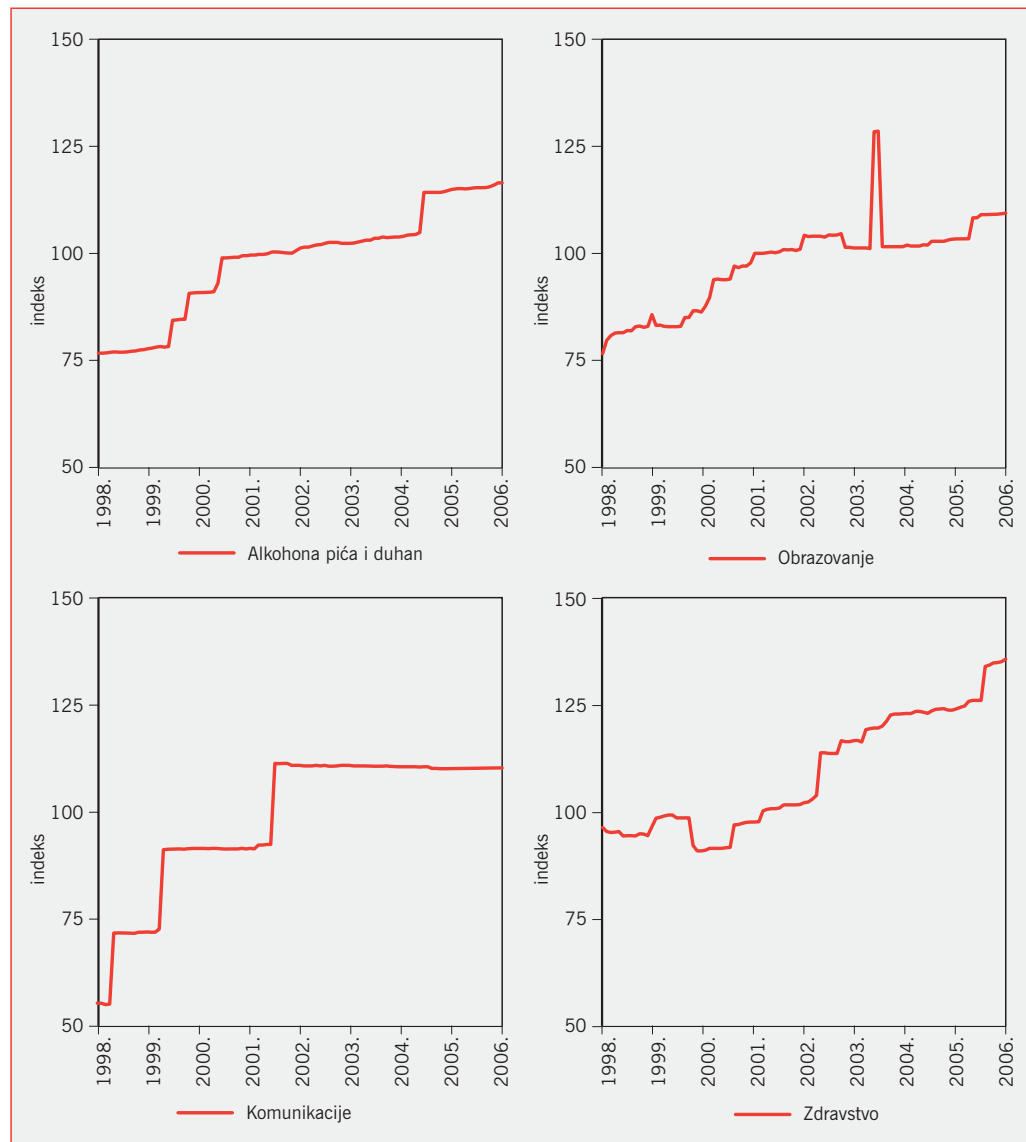
**MODEL 1.** Ocijenili smo osam SARIMA modela, za svaki pojedini podindeks IPC-a čije se cijene ne reguliraju administrativno (ili se samo djelomično tako reguliraju) tako da ih je moguće modelirati vjerojatnosnim modelima. Pripadajuće smo prognoze agregirali te usporedili s ostvarenim vrijednostima modificiranog IPC-a (IPCmod), pri izračunu kojeg smo isključili preostale četiri komponente. Implementacija je takva da se izostavljene komponente mogu uključiti u model na dva načina. Prvo, može se pretpostaviti da će tijekom razdoblja za koje se vrše prognoze, one ostati nepromijenjene, što i nije sasvim nerealno za kratki vremenski horizont, ili se određene procjene njihova kretanja mogu izravno uključiti u model.

**MODEL 2.** Kao u MODELU 1, agregirali smo osam prognoza podindeksa, ali se sada upuštamo i u modeliranje preostalih komponenata iz sljedećeg razloga. Čini se naime, da linearna kombinacija četiriju preostalih podindeksa *IPCadmin*, koja se izvodi pomoću pripadajućih udjela iz definicije IPC-a, pokazuje određenu pravilnost kretanja usprkos činjenici da pojedine komponente nemaju to svojstvo

10 Promet, rekreacija i kultura, oprema za stan, ostali proizvodi i usluge, prehrana i bezalkoholna pića, odjeća i obuća, ugostiteljstvo te stanovanje, voda, energija, plin i druga goriva

11 Obrazovanje, zdravstvo, komunikacije te alkoholna pića i duhan

**Slika 3.** Kretanje četiri podindeksa IPC-a čije su vrijednosti velikim dijelom pod utjecajem državne, odnosno lokalne administracije (2001. = 100)



(slike 3. i 4.). Nalazimo stoga da obični linearni regresijski model (sa AR(1) pogreškom) zadovoljavajuće objašnjava agregat *IPCadmin*. Prognoze dobivene ovim jednostavnim modelom sada se pribrajaju agregatu osam (pretežno) neadministrativnih komponenata. Tako agregirane prognoze sada uspoređujemo s ostvarenjima ukupnog IPC-a.

Dodatno, oba prognostička modela uspoređujemo s modelom kod kojeg pretpostavljamo tzv. *random walk* strukturu ukupnog indeksa potrošačkih cijena. Za MODEL 2, primjerice, tada je:

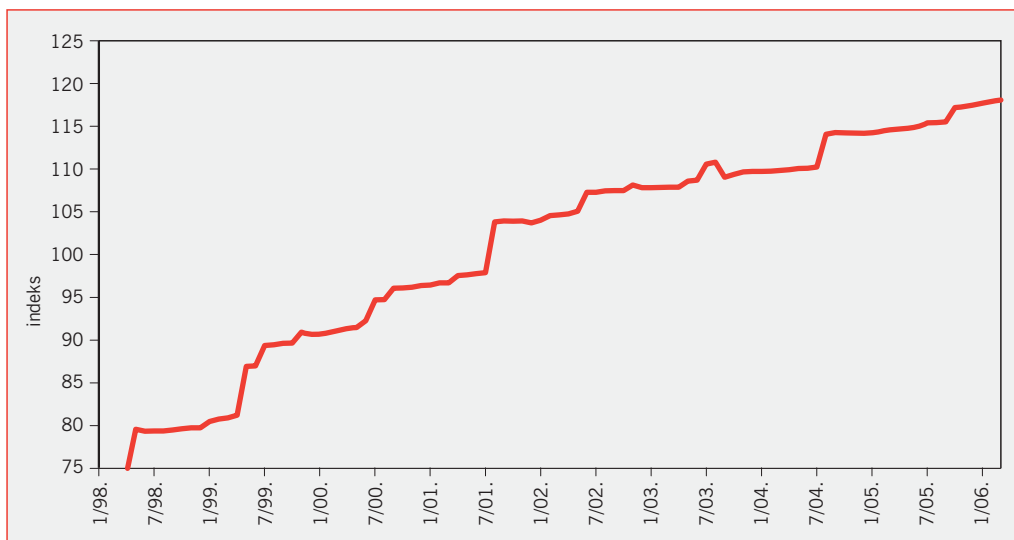
$$IPC_t = IPC_{t-1} + \varepsilon_t,$$

gdje je  $\varepsilon_t$  bijeli šum. U *random walk* modelu sve su prognoze indeksa koje su vršene u trenutku  $t$  baš jednake vrijednosti indeksa u trenutku  $t$  ( $IPC_t$ )<sup>12</sup>. Analogno i za MODEL 1.

Pitanju procjene parametara SARIMA  $(p,d,q)(P,D,Q)$  modela posvećena je posebna pozornost. Procjene su vršene na logaritmiranim serijama baznih indeksa cijena (2001. = 100). Radi postizanja stacionarnosti sve su serije diferencirane i regularnim  $1-B$  i sezonskim  $1-B^{12}$  operatorom, pa je stoga  $d = 1$  i  $D = 1$ . Tu postoji opasnost prediferenciranja jer sezonski operator  $1-B^{12} = (1-B)(1+B+\dots+B^{11})$  kao faktor već sadrži  $1-B$ , a više studija (npr. Gustavsson, Nordström, 2001.) empirijski pokazuje da to znatnije ne kviri prognoze.

Preostaje još za svaki SARIMA model procijeniti preostale parametre  $p, q, P$  i  $Q$ . Taj dio smo kao i Fritzer i sur. 2002. pokušali u određenoj mjeri automatizirati. Za svaku smo seriju rangirali niz različitih modela prema Akaike informacijskom kriteriju (AIC). Preciznije, definiran je SARIMA  $(p,1,q)(P,1,Q)$  za  $p, q \in \{0, \dots, 4\}$  i  $P, Q \in \{0,1\}$ , zatim je izračunat pripadajući AIC i naposljetku su za svaku seriju sve AIC statistike razvrstane od najmanje prema najvećoj<sup>13</sup>. Za

**Slika 4.** Linearna kombinacija četiri administrativne komponente IPC-a (obrazovanje, komunikacije, duhan i alkoholna pića, zdravstvo), 2001. = 100



12 Za  $h$  koraka unaprijed:  $\widehat{IPC}_{t+h} = E[IPC_{t+h}|I_t] = E[IPC_t + \varepsilon_{t+1} + \dots + \varepsilon_{t+h}|I_t] = IPC_t$ , gdje je  $I_t$  informacija dostupna do trenutka  $t$ . Detalji o prognoziranju ARIMA procesima mogu se naći u npr. Brockwell, Davis 1991., 2002.

13 Za svaku seriju to je ukupno  $5*5*2*2=100$  modela. Za 8 neadministrativnih serija, seriju IPC, IPCmod te serije DOBRA i USLUGE sve zajedno uzeto je u obzir 1200 SARIMA specifikacija.

**Tablica 1.** Specifikacija SARIMA modela

Serija	Model
IPCtotal	SARIMA (1,1,1)(0,1,1)
IPCdobra	SARIMA (1,1,0)(1,1,1)
IPCusluge	SARIMA (1,1,0)(1,1,1)
IPCneadmin.	SARIMA (1,1,1)(1,1,1)
IPCadmin.	lin. trend
Oprema za stan	SARIMA (0,1,0)(0,1,0)
Ostali proizv. i usluge	SARIMA (0,1,0)(1,1,1)
Promet	SARIMA (0,1,0)(0,1,1)
Rekreacija	SARIMA (1,1,1)(1,1,1)
Stanovanje	SARIMA (0,1,0)(1,1,1)
Ugostiteljstvo	SARIMA (0,1,3)(1,1,1)
Prehrana i bezalk. pića	SARIMA (0,1,3)(1,1,1)
Odjeća i obuća	SARIMA (0,1,3)(1,1,1)

opazene podatke i dani model, mjera bliskosti podataka i modela može se mjeriti npr. *log likelihood* funkcijom. S druge strane, želimo broj parametara modela svesti na najmanji mogući broj. Model s *malim* iznosom AIC statistike ima upravo ta dva poželjna svojstva – dobro objašnjava podatke s razumnim brojem parametara<sup>14</sup>. U svrhu konačnog odabira, nekoliko modela s najnižim AIC statistikama prošlo je daljnja testiranja u vidu provjere autokorelacijske strukture reziduala, stabilnosti i signifikantnosti parametara te *out-of-sample* karakteristika.

### 2.3. Evaluacija kvalitete projekcija indeksa potrošačkih cijena korištenim modelima

Analizu smo proveli na podacima od siječnja 1998. godine do ožujka 2006. godine, što iznosi samo 99 mjesečnih opažanja svake serije. Taj je broj relativno malen za pouzdanu statističku analizu i kada se još uzme u obzir krajnje desni segment uzorka ostavljen za evaluaciju *out-of-sample* karakteristika modela, segment upotrijebljen za procjenu u ovoj analizi jest duljine samo 72 opažanja, pa očekujemo nešto bolje rezultate u primjeni modela gdje će za procjenu parametara biti raspoloživ uzorak duljine od preko 100 opažanja.

<sup>14</sup> Izraz za AIC:  $AIC = -2 \frac{l}{N} + 2 \frac{k}{N}$ , gdje je  $k$  broj nepoznatih parametara,  $N$  broj opservacija, a  $l$  *log likelihood* funkcija.



Dakle, parametre modela ocijenili smo na podacima od siječnja 1998. godine do prosinca 2003. godine, dok je razdoblje od siječnja 2004. do ožujka 2006. godine korišteno za prognoziranje i usporedbu dobivenih prognoza s ostvarenim vrijednostima ukupnog IPC-a i IPCmoda. Procedura za svaku od ukupno 12 serija (IPC, IPCmod, 8 neadministrativnih komponenata te serije DOBRA i USLUGE) bila je sljedeća. U prvom koraku prognozirali smo vrijednosti za razdoblje od siječnja 2004. godine do prosinca 2004. godine (12 mjesečnih prognoza) i prvu od njih spremili u seriju **1 korak unaprijed**, drugu u **2 koraka unaprijed** i tako do dvanaeste. Potom smo u model dodali podatak za siječanj 2004., reestimirali model i prognozirali vrijednosti od veljače 2004. do siječnja 2005. godine i prognoze spremili na posljednja mjesta u serije **1 korak unaprijed**, **2 koraka unaprijed** itd. Ovim postupkom za svaku od prognoziranih serija kreirali smo 12 pripadajućih serija dobivenih kao prognoze za 1 mjesec unaprijed pa do 12 mjeseci unaprijed, koje tada možemo usporediti s ostvarenjima. Za svaki spomenuti horizont generirana je serija duljine 16 opažanja. Kvalitetu dobivenih prognoza testirali smo pomoću dvije standardne mjere: *srednje apsolutne pogreške (Mean Absolute Error, MAE)* i *korijena srednje kvadratne pogreške (Root Mean Squared Error, RMSE)*, koje su definirane na sljedeći način. Neka su  $x_1, \dots, x_n$  ostvarenja, a  $\hat{x}_1, \dots, \hat{x}_n$ , prognozirane vrijednosti slučajne varijable  $x$ . Tada je:

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i - \hat{x}_i|$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_i)^2} .$$

U Tablici 2. dane su statistike prognoza. Rezultati analize RMSE statistike slični su za oba modela. U prognozama s horizontom do 4 mjeseca ARIMA prognoze ukupnog indeksa IPC, kao i IPCmod, daju nešto bolje rezultate od agregiranih prognoza. Na duljim horizontima – od 5 do 12 mjeseci – agregati prognoza nešto bolje opisuju kretanja indeksa potrošačkih cijena, dok, očekivano, *random walk* modeli permanentno pokazuju najslabije rezultate. Dezagregacija IPC-a samo na DOBRA i USLUGE nije unaprijedila prognoze.

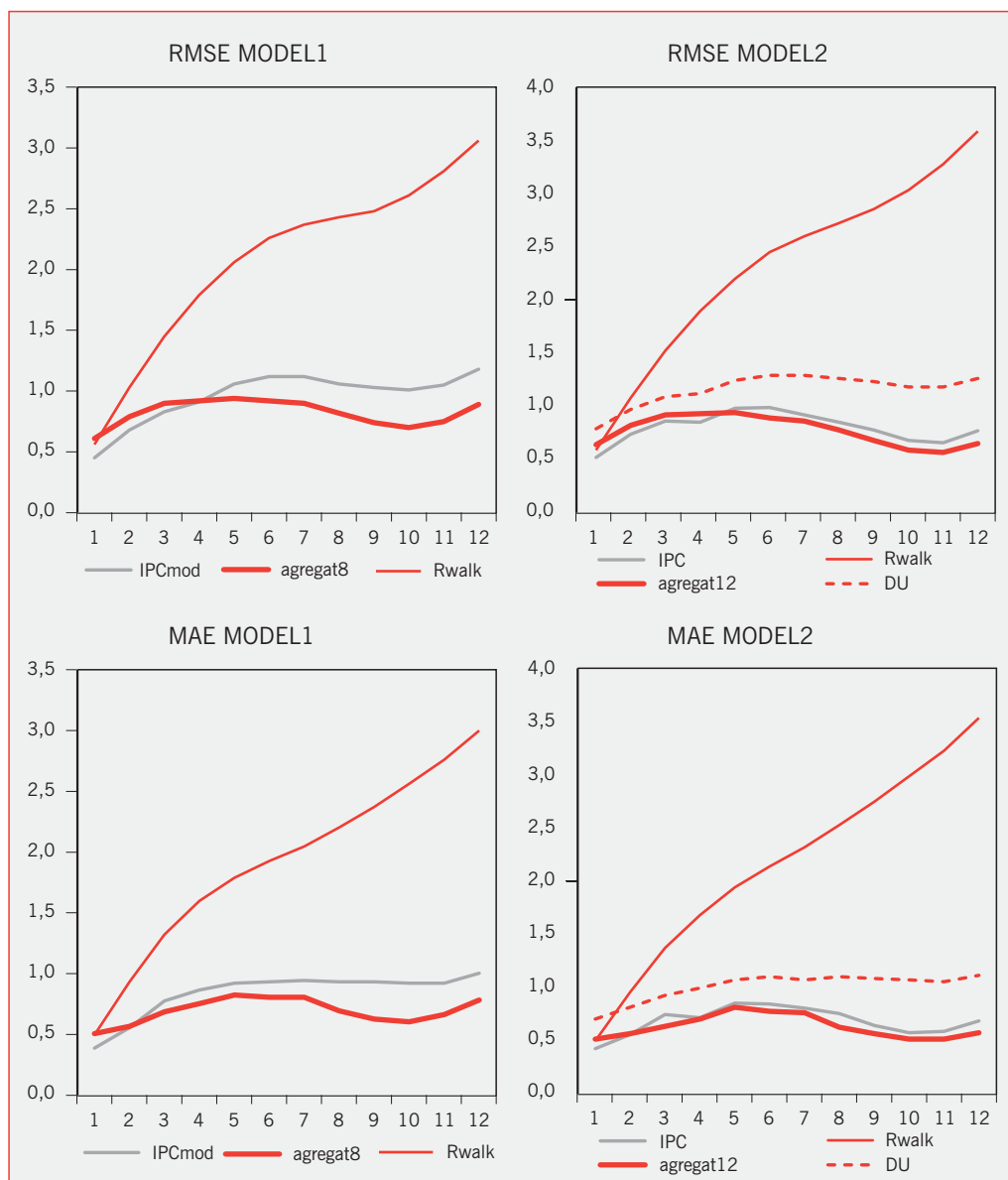
Slično se primjenom MAE statistike dobiva da u oba modela izravne ARIMA prognoze ukupnog indeksa na kraćim horizontima (sada 1 i 2 mjeseca unaprijed) daju nešto bolje rezultate, dok se čini da se na dužim horizontima ipak isplati dezagregirati. Ponovno *random walk* modeli i agregirane prognoze serija DOBRA i USLUGE daju najslabije rezultate.

**Tablica 2.** RMSE i MAE statistike MODEL-a 1 i MODEL-a 2 modela

RMSE	MODEL1			MODEL2				
	Horizont	IPCmod	agregat8	Rwalk	IPC	DU	agregat12	Rwalk
	1	0,45	0,61	0,56	0,52	0,79	0,64	0,59
	2	0,68	0,79	1,03	0,74	0,97	0,82	1,08
	3	0,83	0,9	1,45	0,86	1,09	0,92	1,52
	4	0,91	0,92	1,79	0,85	1,12	0,93	1,89
	5	1,06	0,94	2,06	0,98	1,24	0,94	2,19
	6	1,12	0,92	2,26	0,99	1,29	0,89	2,44
	7	1,12	0,9	2,37	0,92	1,29	0,86	2,59
	8	1,06	0,82	2,43	0,85	1,26	0,78	2,71
	9	1,03	0,74	2,48	0,78	1,23	0,68	2,84
	10	1,01	0,7	2,61	0,68	1,18	0,59	3,02
	11	1,05	0,75	2,81	0,66	1,18	0,57	3,26
	12	1,18	0,89	3,06	0,77	1,26	0,65	3,57
MAE	MODEL1			MODEL2				
Horizont	IPCmod	agregat8	Rwalk	IPC	DU	agregat12	Rwalk	
	1	0,35	0,47	0,46	0,41	0,69	0,5	0,48
	2	0,52	0,53	0,9	0,54	0,8	0,55	0,94
	3	0,74	0,65	1,29	0,73	0,91	0,62	1,36
	4	0,83	0,72	1,57	0,7	0,98	0,69	1,67
	5	0,89	0,79	1,76	0,84	1,06	0,8	1,93
	6	0,9	0,77	1,9	0,83	1,09	0,76	2,13
	7	0,91	0,77	2,02	0,79	1,06	0,75	2,31
	8	0,9	0,66	2,18	0,74	1,09	0,61	2,52
	9	0,9	0,59	2,35	0,63	1,07	0,55	2,74
	10	0,89	0,57	2,54	0,56	1,06	0,5	2,98
	11	0,89	0,63	2,74	0,57	1,04	0,5	3,22
	12	0,97	0,75	2,98	0,67	1,1	0,56	3,53

Napomena: MODEL 1 pokazuje karakteristike ARIMA prognoza IPC-a modificiranog za administrativne cijene (IPCmod), agregat ARIMA prognoza 8 neadministrativnih komponenata (agregat 8) te random walk modela (Rwalk). MODEL 2 ocjenjuje ARIMA prognoze IPC-a, agregate skupina DOBRA i USLUGE (DU) te agregat prognoza 8 neadministrativnih komponenata uvećan za prognozu agregata 4 administrativne komponente (agregat 12).

Slika 5. RMSE i MAE za MODEL 1 i MODEL 2



Napomena: IPC i IPCmod odnosi se na direktne ARIMA prognoze ukupnog indeksa (IPC), odnosno modificiranog za administrativne cijene (IPCmod). Agregat 8 odnosi se na agregat 8 neadministrativnih komponenata, a agregat 12 na agregat prognoza iz MODEL 2. Agregat DU odnosi se na dezagregaciju IPC-a samo na dobra i usluge.

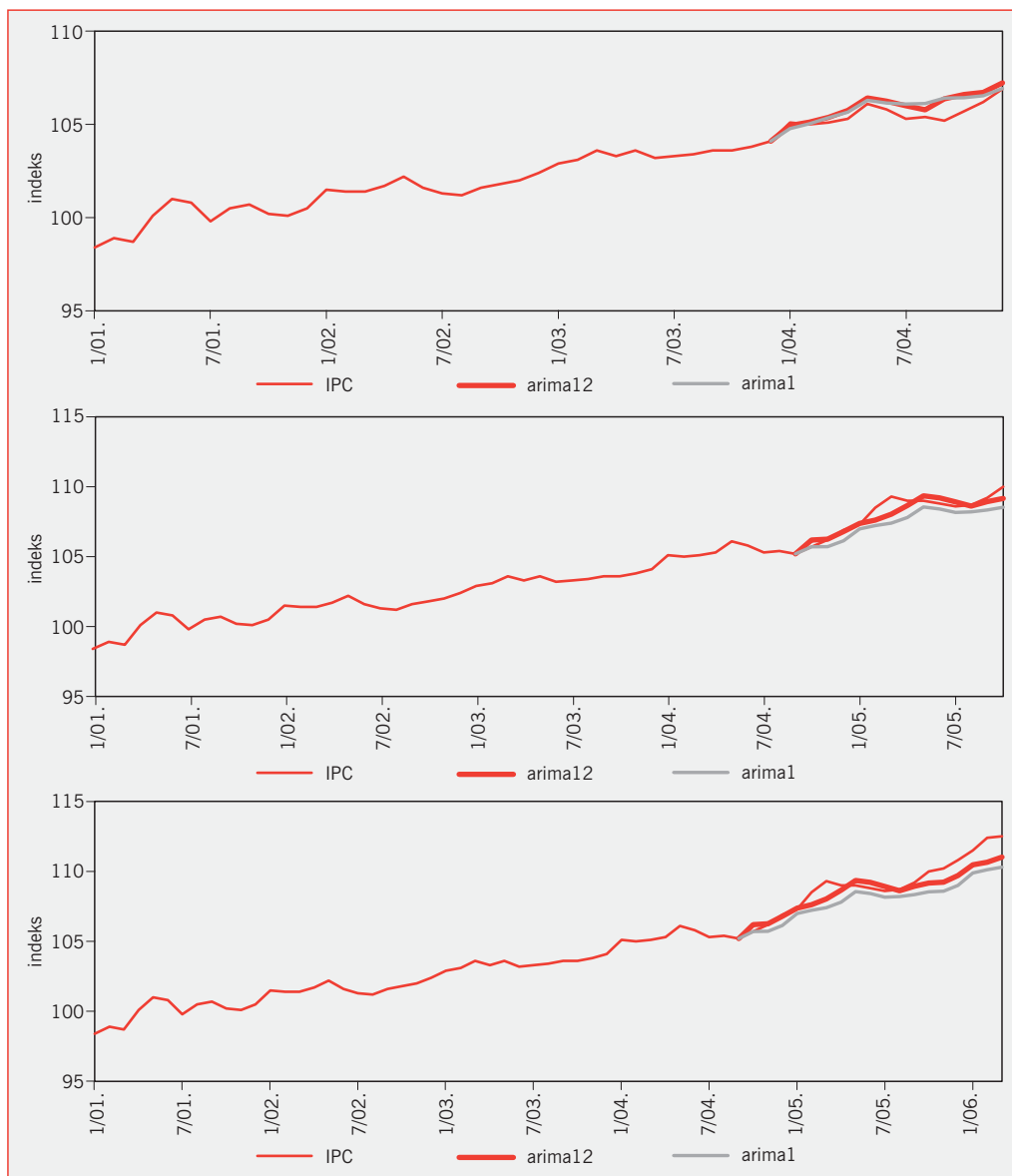
### 3. Zaključak

U ovom smo radu opisali postupak prognoziranja indeksa potrošačkih cijena korištenjem univarijatnih sezonskih ARIMA modela, koji buduće vrijednosti varijabli prognoziraju na osnovi ponašanja promatrane serije u prošlosti. U radu smo pokušali istražiti da li se zasebnim modeliranjem osnovnih podindeksa ukupnog indeksa potrošačkih cijena te njihovim agregiranjem unaprijeđuje konačna prognoza ukupnog indeksa potrošačkih cijena. Na početku rada osvrnuli smo se i na bitne probleme vezane uz značajke serije indeksa potrošačkih cijena u Hrvatskoj (kratkoća serije, promjene u metodologiji, strukturni lomovi) koje valja imati na umu pri interpretaciji dobivenih rezultata. Nadalje, premda četiri podindeksa nisu pogodna za modeliranje SARIMA procesima zbog toga što se njihove cijene pretežno administrativno reguliraju, ukazali smo na to da je moguće modelirati njihovu linearnu kombinaciju. U skladu s time postavili smo dva modela, prvi, u kojem se administrativno regulirane cijene ne modeliraju, te drugi, u kojem se modelira njihova linearna kombinacija. Agregirane prognoze usporedili smo s ostvarenjima ukupnog indeksa potrošačkih cijena i modelom koji pretpostavlja *random walk* strukturu ukupnog indeksa potrošačkih cijena. Nakon provedene analize može se zaključiti da u oba modela na nešto duljem horizontu (od tri do dvanaest mjeseci) najpreciznije prognoze kretanja ukupnog indeksa potrošačkih cijena daje pristup u kojem se najprije prognoziraju komponente indeksa potrošačkih cijena, koje se potom agregiraju u ukupni indeks. Ipak, treba biti pažljiv sa zaključcima jer smo više puta naglasili problem kratkoće serija, koji se, vrlo vjerojatno, odrazio na ishod naših odluka više puta u ovoj analizi, no možda najznačajnije u dva slučaja. Bliskost nekog modela s pravim modelom smo mjerili *log likelihood* funkcijom, dok smo konačnu evaluaciju kvalitete prognoza vršili na malom skupu pogrešaka, koje smo usrednjili (RMSE, MAE). Povećanjem broja elemenata uzorka ocjene bliskosti našeg modela s pravim modelom postaju vjerodostojnije, kao i evaluacija kvalitete, pa se prava ocjena prognostičkih sposobnosti ovog modela očekuje u skoroj budućnosti.

## Dodatak

### Grafički prikaz ostvarenja i prognoza IPC-a i inflacije

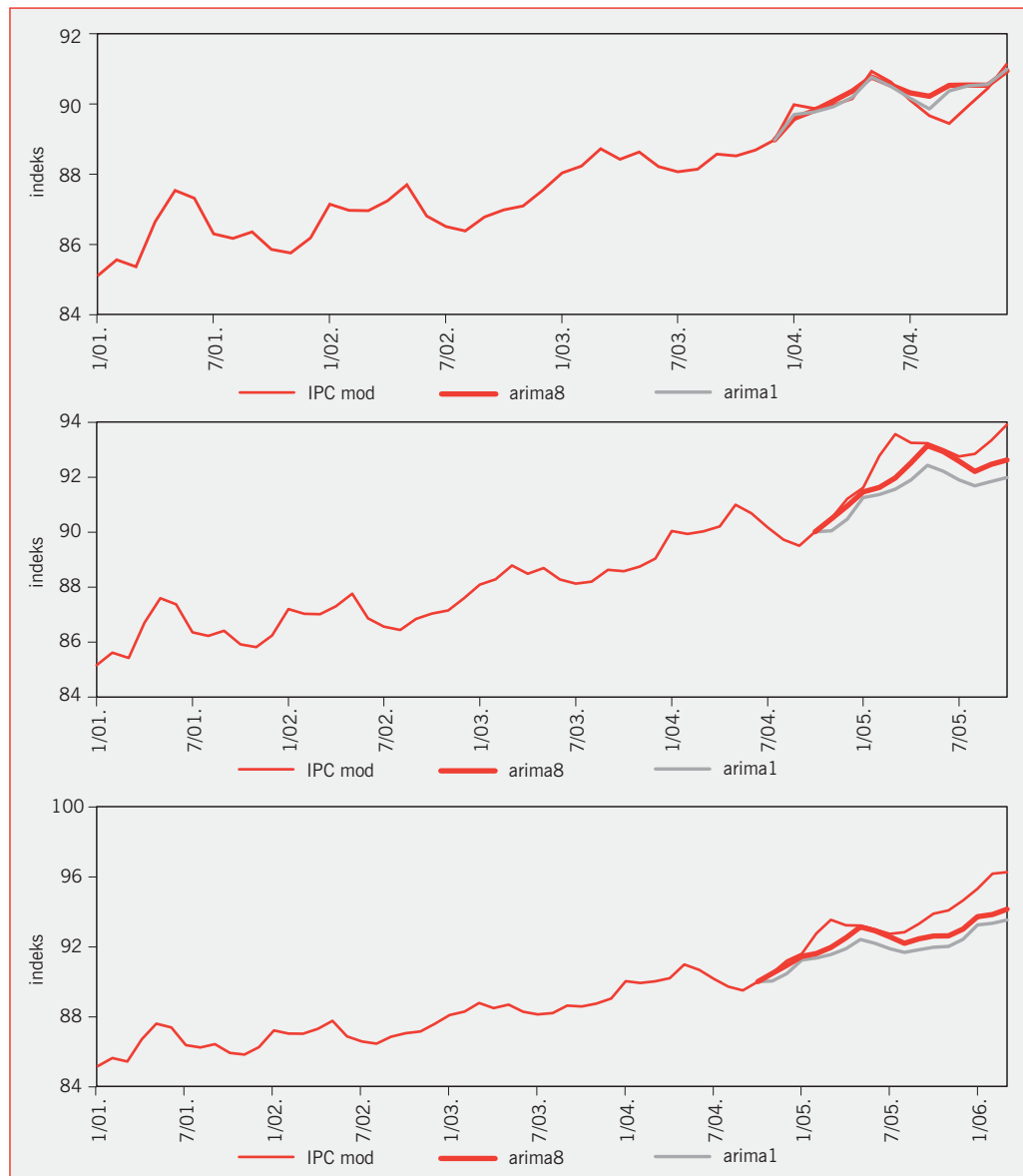
Slika 6. Prognoze i ostvarenja IPC-a za tri horizonta<sup>a</sup>



<sup>a</sup> siječanj 2004. – prosinac 2004.; studeni 2004. – listopad 2005.; studeni 2004. – ožujak 2006.

Napomena: IPC su ostvarenja, *arima1* su ARIMA prognoze ukupnog indeksa i *arima12* agregirane prognoze iz MODEL 2.

**Slika 7.** Prognoze i ostvarenja IPCmoda za tri horizonta<sup>a</sup>



<sup>a</sup> siječanj 2004. – prosinac 2004.; studeni 2004. – listopad 2005.; studeni 2004. – ožujak 2006.

Napomena: IPCmod su ostvarenja, *arima1* su ARIMA prognoze ukupnog indeksa i *arima8* agregirane prognoze iz MODEL 1.

Slika 8. Prognoze i ostvarenja IPCmod inflacije za dva horizonta<sup>a</sup>



<sup>a</sup> siječanj 2004. – prosinac 2004.; studeni 2004. – listopad 2005.

Slika 9. Prognoze i ostvarenja IPC inflacije za dva horizonta<sup>a</sup>



<sup>a</sup> siječanj 2004. – prosinac 2004.; studeni 2004. – listopad 2005.

Iz priloženih slika vidimo da su prognoze za 2004. godinu znatno kvalitetnije od onih na kasnijim vremenskim intervalima. Razlog tomu je što je identifikacija modela, tj. odabir brojeva  $p$ ,  $d$ ,  $q$ ,  $P$ ,  $D$ ,  $Q$  u SARIMA specifikacijama vršena na razdoblju do siječnja 2004. godine. Nakon toga je jedino provedena reestimacija. To znači da su se za odabranu SARIMA( $p, d, q$ )( $P, D, Q$ ) specifikaciju, dodavanjem novog podatka u uzorak, iznova procjenjivali parametri, ali uvijek istog SARIMA modela. Ovaj rezultat je na liniji standardne preporuke da bi se modeli ovakvog tipa trebali reidentificirati u intervalima od godine dana.



## Literatura

- Anušić, Z., Rohatinski, Ž. i Šonje, V., *Put u nisku inflaciju: Hrvatska 1993. – 1994.* Vlada Republike Hrvatske, 1995.
- Brockwell, P. J. i Davis, R. A., *Introduction to Time Series and Forecasting*, 2. izdanje, Springer Verlag, 2002.
- Brockwell, P. J. i Davis, R. A., *Time Series: Theory and Methods*, Springer Verlag, 1991.
- Fritzer, F., Moser, G. i Scharler, J., Forecasting Austrian HICP and its Components using VAR and ARIMA Models, ONB, *Working Paper*, br. 73, 2002.
- Hubrich, K., Forecasting Euro Area Inflation: Does Aggregating Forecasts by HICP Component Improve Forecast Accuracy?, *European Central Bank, WP*, br. 247, 2003.
- Kaiser, R. i Maravall, A., Notes on Time Series Analysis ARIMA Models and Signal Extraction, *Banco de España – Servicio de Estudios Documento de Trabajo*, br. 0012, 2000.
- Gustavsson, P., Nordström, J., The Impact of Seasonal Unit Roots and Vector ARIMA Modelling on Forecasting Monthly Tourism Flows, *Tourism Economics*, vol. 7, br. 2, 2001.
- Meyler, A. i Kenny, G. i Quinn, T., Forecasting Irish Inflation using ARIMA models, *Central Bank of Ireland Technical Paper*, 1998.



## Do sada objavljena istraživanja

Broj	Datum	Naslov	Autor(i)
I – 1	studeni 1999.	Je li neslužbeno gospodarstvo izvor korupcije?	Michael Faulend i Vedran Šošić
I – 2	ožujak 2000.	Visoka razina cijena u Hrvatskoj – neki uzroci i posljedice	Danijel Nestić
I – 3	svibanj 2000.	Statističko evidentiranje pozicije putovanja – turizam u platnoj bilanci Republike Hrvatske	Davor Galinec
I – 4	lipanj 2000.	Hrvatska u drugoj fazi tranzicije 1994. – 1999.	Velimir Šonje i Boris Vujčić
I – 5	lipanj 2000.	Mjerenje sličnosti gospodarskih kretanja u Srednjoj Europi: povezanost poslovnih ciklusa Njemačke, Mađarske, Češke i Hrvatske	Velimir Šonje i Igeta Vrbanc
I – 6	rujan 2000.	Tečaj i proizvodnja nakon velike ekonomske krize i tijekom tranzicijskog razdoblja u Srednjoj Europi	Velimir Šonje
I – 7	rujan 2000.	OLS model fizičkih pokazatelja inozemnoga turističkog prometa na hrvatskom tržištu	Tihomir Stučka
I – 8	prosinac 2000.	Je li Srednja Europa optimalno valutno područje?	Alen Belullo, Velimir Šonje i Igeta Vrbanc
I – 9	svibanj 2001.	Nelikvidnost: razotkrivanje tajne	Velimir Šonje, Michael Faulend i Vedran Šošić
I – 10	rujan 2001.	Analiza pristupa Republike Hrvatske Svjetskoj trgovinskoj organizaciji upotrebom računalnog modela opće ravnoteže	Jasminka Šohinger, Davor Galinec i Glenn W. Harrison
I – 11	travanj 2002.	Usporedba dvaju ekonometrijskih modela (OLS i SUR) za prognoziranje dolazaka turista u Hrvatsku	Tihomir Stučka
I – 12	veljača 2003.	Strane banke u Hrvatskoj: iz druge perspektive	Evan Kraft
I – 13	veljača 2004.	Valutna kriza: teorija i praksa s primjenom na Hrvatsku	Ivo Krznar
I – 14	lipanj 2004.	Privatizacija, ulazak stranih banaka i efikasnost banaka u Hrvatskoj: analiza stohastičke granice fleksibilne Fourierove funkcije troška	Evan Kraft, Richard Hofler i James Payne
I – 15	rujan 2004.	Konvergencija razina cijena: Hrvatska, tranzicijske zemlje i EU	Danijel Nestić
I – 16	rujan 2004.	Novi kompozitni indikatori za hrvatsko gospodarstvo: prilog razvoju domaćeg sustava cikličkih indikatora	Saša Cerovac
I – 17	siječanj 2006.	Anketa pouzdanja potrošača u Hrvatskoj	Maja Bukovšak

## Upute autorima

Hrvatska narodna banka objavljuje u svojim povremenim publikacijama *Istraživanja, Pregledi i Rasprave* znanstvene i stručne radove zaposlenika Banke, gostiju istraživača i vanjskih suradnika.

Prispjeli radovi podliježu postupku recenzije i klasifikacije koji provodi Komisija za klasifikaciju i vrednovanje radova. Autori se u roku od najviše dva mjeseca od primitka njihova rada obavještavaju o odluci o prihvaćanju ili odbijanju članka za objavljivanje.

Radovi se primaju i objavljuju na hrvatskom i/ili na engleskom jeziku.

Radovi predloženi za objavljivanje moraju ispunjavati sljedeće uvjete.

Tekstovi moraju biti dostavljeni elektronskom poštom, na magnetnim ili optičkim medijima (3.5" diskete, ZIP, CD), a uz medij treba priložiti i ispis na papiru. Format zapisa treba biti Word for Windows, a preferira se RTF format kodne strane 437 ili 852.

Na prvoj stranici rada obvezno je navesti naslov rada, ime i prezime autora, akademske titule, naziv ustanove u kojoj je autor zaposlen, suradnike te potpunu adresu na koju će se autoru slati primjerci za korekturu.

Dodatne informacije, primjerice, zahvale i priznanja, mogu se uključiti u naslovnu stranicu. Ako je ta informacija dugačka, poželjno ju je uključiti u tekst, bilo na kraju uvodnog dijela bilo u posebnom dijelu teksta koji prethodi popisu literature.

Na drugoj stranici svaki rad mora sadržavati sažetak i ključne riječi. Sažetak mora biti jasan, deskriptivan, pisan u trećem licu i ne dulji od 250 riječi (najviše 1500 znakova). Ispod sažetka treba navesti do 5 ključnih pojmova.

Tekst treba biti otipkan s proredom, na stranici formata A4. Tekst se ne smije oblikovati, dopušteno je samo podebljavanje (bold) i kurziviranje (italic) dijelova teksta. Naslove je potrebno numerirati i odvojiti dvostrukim proredom od teksta, ali bez formatiranja.

Tablice, slike i grafikoni koji su sastavni dio rada, moraju biti pregledni, te moraju sadržavati: broj, naslov, mjerne jedinice, legendu, izvor podataka te bilješke (fusnote). Bilješke koje se odnose na tablice, slike ili grafikone treba obilježiti malim slovima (a,b,c...) i ispisati ih odmah ispod. Ako se posebno dostavljaju (tablice, slike i grafikoni), potrebno je označiti mjesta u tekstu gdje dolaze. Numeracija mora biti u skladu s njihovim slijedom u tekstu te se na njih treba referirati prema numeraciji. Ako su već umetnuti u tekst iz drugih programa (Excel, Lotus,...) onda je potrebno dostaviti i te datoteke u Excel formatu (grafikoni moraju imati pripadajuće serije podataka).

Ilustracije trebaju biti u standardnom EPS ili TIFF formatu s opisima u Helvetic (Arial, Swiss) veličine 8 točaka. Skenirane ilustracije trebaju biti rezolucije 300 dpi za sivu skalu ili ilustraciju u punoj boji i 600 dpi za lineart (nacrti, dijagrami, sheme).

Formule moraju biti napisane čitljivo. Indeksi i eksponenti moraju biti jasni. Značenja simbola moraju se objasniti odmah nakon jednadžbe u kojoj se prvi put upotrebljavaju. Jednadžbe na koje se autor poziva u tekstu potrebno je obilježiti serijskim brojevima u zagradi uz desnu marginu.

Bilješke na dnu stranice (fusnote) treba označiti arapskim brojkama podignutim iznad teksta. Trebaju biti što kraće i pisane slovima manjim od slova kojim je pisan tekst.

Popis literature dolazi na kraju rada, a u njega ulaze djela navedena u tekstu. Literatura treba biti navedena abecednim redom prezimena autora, a podaci o djelu moraju sadržavati i podatke o izdavaču, mjesto i godinu izdavanja.

Uredništvo zadržava pravo da autoru vrati na ponovni pregled prihvaćeni rad i ilustracije koje ne zadovoljavaju navedene upute.

Pozivamo zainteresirane autore koji žele objaviti svoje radove da ih pošalju na adresu Direkcije za izdavačku djelatnost, prema navedenim uputama.





## Hrvatska narodna banka izdaje sljedeće publikacije:

### Godišnje izvješće Hrvatske narodne banke

Redovita godišnja publikacija koja sadržava godišnji pregled novčanih i općih ekonomskih kretanja te pregled statistike.

### Polugodišnje izvješće Hrvatske narodne banke

Redovita polugodišnja publikacija koja sadržava polugodišnji pregled novčanih i općih ekonomskih kretanja te pregled statistike.

### Tromjesečno izvješće Hrvatske narodne banke

Redovita tromjesečna publikacija koja sadržava tromjesečni pregled novčanih i općih ekonomskih kretanja.

### Bilten o bankama

Redovita publikacija koja sadržava pregled i podatke o bankama.

### Bilten Hrvatske narodne banke

Redovita mjesečna publikacija koja sadržava mjesečni pregled novčanih i općih ekonomskih kretanja te pregled monetarne statistike.

### Istraživanja Hrvatske narodne banke

Povremena publikacija u kojoj se objavljuju kraći znanstveni radovi zaposlenika banke, gostiju istraživača i vanjskih suradnika.

### Pregledi Hrvatske narodne banke

Povremena publikacija u kojoj se objavljuju informativno-pregledni radovi zaposlenika banke, gostiju istraživača i vanjskih suradnika.

### Rasprave Hrvatske narodne banke

Povremena publikacija u kojoj se objavljuju rasprave zaposlenika banke, gostiju istraživača i vanjskih suradnika.

Hrvatska narodna banka izdavač je i drugih publikacija, primjerice: zbornika radova s konferencija kojih je organizator ili suorganizator, knjiga i radova ili prijevoda knjiga i radova od posebnog interesa za HNB i drugih sličnih izdanja.