

## UPORABNOST METODE ANALIZE ČASOVNIH VRST ZA NAPOVEDOVANJE VIŠINE INFLACIJE NA ENI OD SKUPIN INDEKSA CEN ŽIVLJENJSKIH POTREBŠČIN

dr. Matejka Kavčič<sup>1</sup>  
dr. Irena Komprej<sup>2</sup>

### Povzetek

*Namen članka je predstaviti uporabnost metode analize časovnih vrst za napovedovanje višine inflacije na eni od skupin indeksa cen življenjskih potrebščin (CPI) in pokazati, da na videz neznaten dvig trošarin za cigarete, ki predstavljajo le majhen delež v indeksu CPI, znatno dvigne splošno raven cen.*

*V članku izdelamo in prikažemo dvanajstmesečno napoved rasti cen v določeni skupini proizvodov pri izbrani stopnji zaupanja. Napoved za meseca, ko sta napovedani spremembi vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk, primerjamo z različnimi scenariji podražitev cen pri proizvajalcih in ugotovimo usklajenost napovedi z najbolj verjetnim scenarijem.*

*V analizi se osredotočimo na skupino alkoholne pijače in tobak, ki je ena izmed osnovnih skupin celotnega indeksa CPI. Pri tem ovrednotimo vpliv povišanja trošarin za cigarete v višini 2 odstotnih točk. Kljub majhnemu deležu skupine alkoholne pijače in tobak znotraj celotnega indeksa CPI vsakokratno povečanje trošarin doprinese okrog 0,24 odstotnih točk h končni letni inflaciji.*

Ključne besede: analiza časovnih vrst, inflacija, CPI, trošarine.

### Abstract

*The purpose of this article is to introduce applicability of the model based forecasting for one of the CPI groups, and to show that a seemingly negligible rise in the excise duties for cigarettes, which represent a small share in the CPI index, causes a significant increase in the general price level.*

*In this paper we make and present forecasts for the next 12 months at appropriate level of significance. Forecasts for the two months, in which the causal variable changes, are compared with the calculations, based on different scenarios of producer price increases and we establish resemblance of the model based forecasts with the most likely scenario.*

*We have focused our analysis on the CPI group Alcoholic beverages and tobacco, one of the groups in the CPI index. We have evaluated the influence of a rise in the excise duties for cigarettes in the amount of 2 basic points on the CPI group Acoholic beverages and tobacco. Although this group represents a relatively small share of the entire CPI index, each rise in the excise duties causes around 0,24 basic points upswing in the final annual inflation.*

Keywords: time-series analysis, inflation, CPI, excise duties.

---

<sup>1</sup> dr. Matejka Kavčič je zaposlena v Analitsko raziskovalnem centru Banke Slovenije; e-mail: matejka.kavcic@bsi.si.

<sup>2</sup> dr. Irena Komprej je zaposlena v Oddelku za finančno statistiko Banke Slovenije; e-mail: irena.komprej@bsi.si

## UVOD

Napovedovanje višine inflacije je zelo odgovorno delo, saj je od napovedanih vrednosti odvisno delovanje denarne in fiskalne politike. V članku bomo predstavili metodo analize časovnih vrst, s katero je možno kvalitetno napovedovati inflacijo do enega leta.

Kratkoročno napovedovanje inflacije z metodami analize časovnih vrst je možno tako na ravni skupne inflacije kot tudi na ravni posameznih skupin proizvodov. Napoved lahko zelo izboljšamo, če poznamo in upoštevamo vplive, za katere je možno ugotoviti prihodnje vrednosti. V članku se podrobneje posvetimo eni skupini proizvodov, pri kateri poznamo odziv cen nekaterih proizvodov na dosedanje vrednosti spremenljivk, ki jih pojasnjujejo, hkrati pa poznamo tudi napoved pojasnjevalnih spremenljivk.

V analizi smo se osredotočili na skupino alkoholne pijače in tobak ( $CPI_{\text{alko-tobak}}$ ), ki je ena izmed osnovnih skupin celotnega indeksa CPI. Kot vrednost pojasnjevalnih spremenljivk smo izbrali višino trošarine za cigarete. Ugotoviti želimo, kako se spremembe trošarin za cigarete prenašajo na cene. Do uskladitve višine trošarin za cigarete s trošarinami v Evropski uniji nas čakata še spremembi trošarin julija 2003 in januarja 2004. Ti dve spremembi predstavljata šok, ki bo najverjetneje povzročil dvig cen cigaret. Testirali smo, koliko bo ta šok doprinesel k inflaciji kljub splošnemu pričakovanju, da vpiv ni velik. Vpliv spremembe trošarin lahko ocenimo s strokovno oceno na osnovi predpostavk o različnih scenarijih podražitev cen cigaret pri proizvajalcih, ali pa si pomagamo z enostavnim ekonometričnim modelom, ki oceni gibanje rasti cen v celotni skupini  $CPI_{\text{alko-tobak}}$ . Model zajame še vse ostale informacije o preteklih gibanjih cen, z njegovo pomočjo pa skušamo ugotoviti, kako se spremembe trošarin za cigarete prenašajo na cene.

Rezultate modela primerjamo z rezultati različnih predpostavk o podražitvi cen cigaret pri proizvajalcih, ki temeljijo na strokovni oceni. V praksi se vedno bolj uveljavlja napovedovanje s pomočjo modelov in strokovnih ocen. Modeli so namreč zelo koristni pri upoštevanju informacij iz preteklih podatkov, strokovne ocene pa imajo svojo dodano vrednost k modelskim napovedim. Tako npr. inflacijske napovedi in napovedi drugih ključnih makroekonomskih podatkov v Češki narodni banki temeljijo predvsem na analizi časovnih vrst in na znanju skupine strokovnjakov o vplivih izjemnih činiteljev (Coats et al., 2003).

Analiza je sestavljena iz sedmih delov. Najprej pregledamo rasti cen posameznih skupin in možne spremenljivke, ki lahko vplivajo na njihove vrednosti. Iz narave indeksa CPI in vseh njegovih skupin izhaja neodvisnost od koledarskih vplivov. Znana je povezanost med indeksom CPI in spremenljivostjo relativnih cen. Spremenljivost relativnih cen ima več vzrokov, in le nekatere lahko kvantificiramo. Če poznamo vzroke za spremembe cen, lahko njihovo prihodnjo vrednost napovemo z večjo natančnostjo kot v primeru, ko opazujemo samo njihove pretekle vrednosti.

V drugem delu obravnavamo trošarine. Najpogosteje so izmed vzrokov za spremembe cen poznani fiskalni vzroki. Tako obstajajo za nekatere proizvode napovedi sprememb trošarin, stopenj DDV, okoljskih taks,.... Ob pregledu nekaterih podražitev cen v preteklih letih ugotovimo močno korelacijo med spremembo trošarine za cigarete in spremembo rasti cen v skupini  $CPI_{\text{alko-tobak}}$ . Ker poznamo napoved višine trošarin v prihodnjem letu, se posvetimo tej skupini.

Tako v tretjem delu zgradimo model, ki omogoča napovedovanje prihodnje rasti cen v skupini na podlagi poznavanja preteklih vrednosti in na podlagi napovedane višine trošarine. Model v četrtem delu uporabimo za napovedovanje.

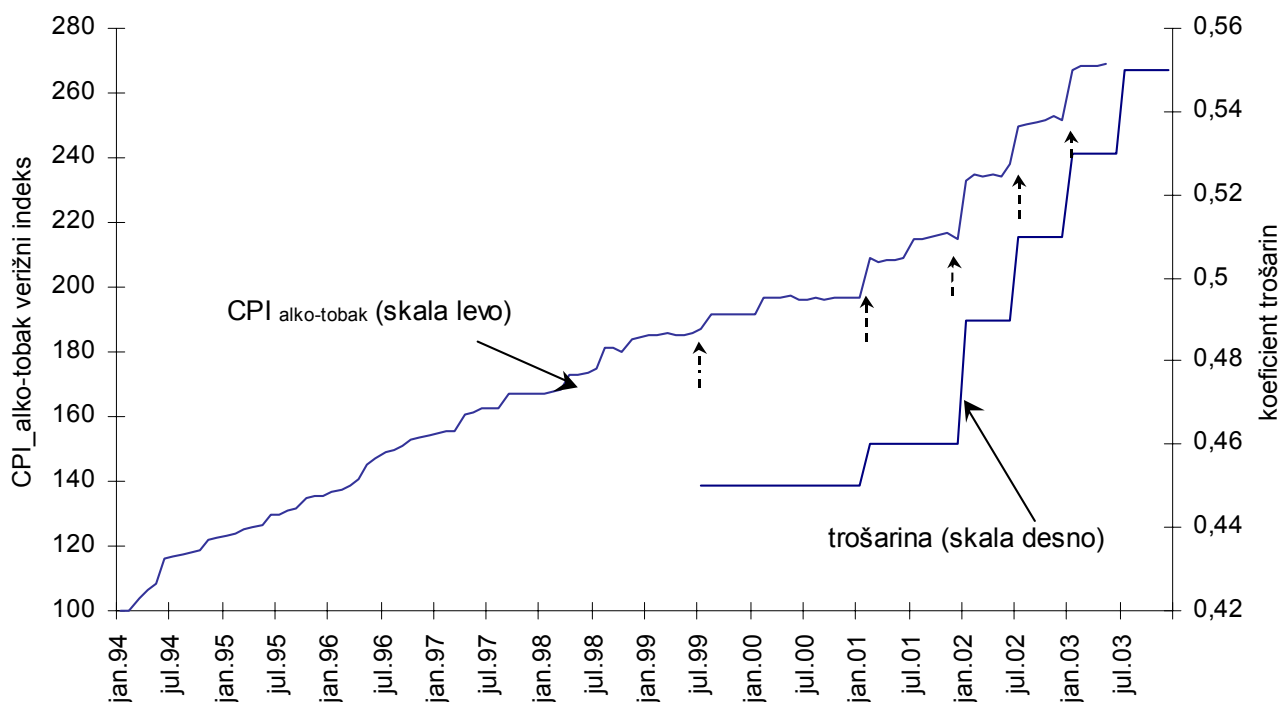
Preizkus kvalitete napovedanih modelskih vrednosti opravimo s simulacijskimi izračuni na osnovi različnih scenarijev podražitev cen cigaret pri proizvajalcih za meseca, ko sta napovedani spremembi trošarin. Izračunom na osnovi različnih scenarijev podražitev cen cigaret pri proizvajalcih je namenjen peti del.

V šestem delu med seboj primerjamo modelni pristop in izračun na osnovi različnih scenarijev. Na koncu strnemo naše ugotovitve.

## 1. ČASOVNA VRSTA SKUPINE INDEKSA CEN ŽIVLJENJSKIH POTREBŠČIN ALKOHOLNE PIJAČE IN TOBAK

Kot smo omenili že v uvodu, imajo trošarine za cigarete precejšen vpliv na časovno vrsto  $CPI_{\text{alko-tobak}}$ . Na *sliki 1* si oglejmo podatke za  $CPI_{\text{alko-tobak}}$ , ter koeficient trošarin za obdobje od januarja 1994 do decembra 2002.

*Slika 1:*  $CPI_{\text{alko-tobak}}$ , višina trošarin za cigarete in skupno vrednost sprememb



Trošarine za tobačne izdelke so bile v okviru davčne reforme uvedene julija 1999. Trošarina se plačuje za naslednje tobačne izdelke: cigarete, cigare, cigarilose in tobak za kajenje. Trošarinska osnova za tobačne izdelke je 1000 kosov in drobnoprodajna cena oziroma kilogram izdelka. Od uvedbe trošarin za tobačne izdelke so se le-te spreminjale le za cigarete. Vizualni pregled časovne vrste  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  razkrije očiten vpliv trošarin za cigarete, saj je od julija 1999 dalje večina sprememb ravni  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  skladna s povišanjem teh trošarin. Testirali bomo smiselnost uporabe informacije o trošarinah za cigarete kot pojasnjevalno spremenljivko časovni vrsti  $CPI_{\text{alko-tobak}}$ , saj poznamo napoved njene vrednosti v prihodnosti.

## 2. OPIS TROŠARIN ZA CIGARETE

Po veljavnem zakonu o trošarinah (Uradni list RS, št. 84/98, 57/99, 33/01 in 99/01) in glede na zavezo do Evropske unije, mora Slovenija s 1. januarjem 2004 doseči trošarino za cigarete, ki bo znašala 57% drobnoprodajne cene najbolj prodajanih cigaret v Sloveniji. Trenutno trošarine za cigarete znašajo 53% drobnoprodajne cene najbolj prodajanih cigaret pri nas. Trošarina od cigaret se plačuje kot specifična trošarina, ki je določena v znesku za 1000 kosov, in kot proporcionalna trošarina, ki je določena v odstotku od drobnoprodajne cene cigaret.

Ministrstvo za finance obračunava dve vrsti trošarin za cigarete: specifično trošarino in proporcionalno trošarino. Specifična trošarina se določi v absolutnem znesku, odvisna je od drobnoprodajne cene najbolj prodajanih cigaret v Sloveniji in je za vse vrste cigaret enaka. Proporcionalna trošarina se določi v odstotku od drobnoprodajne cene cigaret in je za vsako vrsto cigaret različna.

Ob uvedbi trošarin za tobačne izdelke julija 1999 je bila trošarina od cigaret določena v višini 45% drobnoprodajne cene najbolj prodajanih cigaret v Sloveniji. Nato se je delež trošarin v drobnoprodajni ceni najbolj prodajanih cigaret v Sloveniji postopno zviševal. S 1. julijem 2001 je bila trošarina določena v višini 46% drobnoprodajne cene najbolj prodajanih cigaret v Sloveniji, s 1. januarjem 2002 v višini 49%, s 1. julijem 2002 v višini 51% in s 1. januarjem 2003 v višini 53% drobnoprodajne cene najbolj prodajanih cigaret v Sloveniji. Naslednja dviga trošarin sta predvidena za 1. julij 2003, ko se trošarina določi v višini 55% drobnoprodajne cene najbolj prodajanih cigaret v Sloveniji in za 1. januar 2004, ko se trošarina določi v višini 57% drobnoprodajne cene najbolj prodajanih cigaret v Sloveniji.

Znesek specifične trošarine in stopnjo proporcionalne trošarine določi Vlada RS. Specifična trošarina se določi v višini 20% od skupne davčne obremenitve najbolj prodajanih cigaret v Sloveniji, ki vključuje trošarino in davek na dodano vrednost od teh cigaret. V prostocarinskih prodajalnah se trošarina plačuje v višini 60% te trošarine.

Drobnoprodajno ceno za posamezno vrsto cigaret določi proizvajalec ali uvoznik cigaret v tolarjih. Drobnoprodajna cena vključuje trošarino in davek na dodano vrednost. Drobnoprodajna cena velja za posamezno vrsto cigaret za celotno območje Republike Slovenije. Drobnoprodajna cena se ne sme spremeniti brez poprejšnje prijave pristojnemu carinskemu organu, in sicer najkasneje 15 dni pred dajanjem cigaret v promet. Prodaja cigaret po drobnoprodajnih cenah, ki so višje od prijavljenih, ni dovoljena.

V primeru, da se spremenijo cene cigaret, se spremeni znesek specifične trošarine. Tako se je s 1. februarjem 2000 in 1. februarjem 2001 zaradi višje cene cigaret zvišala specifična trošarina.

Drobnoprodajna cena najbolj prodajanih cigaret je na dan 1. januar 2003 znašala 340,00 SIT za zavojček dvajsetih cigaret. Od cigaret se je plačevala specifična trošarina v višini 2.368,6667 SIT za 1000 kosov cigaret. Poleg tega se je plačevala še proporcionalna trošarina po stopnji 39,0667% od drobnoprodajne cene zavojčka cigaret.

## 3. MODELIRANJE

V tem delu bomo predstavili regresivni ARIMA model, definirali pojasnjevalne spremenljivke, določili obseg podatkov, opisali postopek določitve modelov in parametrov ter na koncu izbrali najuporabnejši model.

Kadar imamo podatke o opazovanem pojavu in o opazovanih pojasnjevalnih spremenljivkah zapisane v obliki časovnih vrst, je možno dinamični proces, iz katerega izvirajo dani podatki, modelirati z VAR modeli (VAR = Vector AutoRegressive) (Hendry, 1995). V splošnem VAR model s-tega reda za  $n$  spremenljivk  $\mathbf{x}_t$  in  $m$  determinističnih spremenljivk zapišemo kot:

$$\mathbf{x}_t = \sum_{i=1}^s \mathbf{A}_i \mathbf{x}_{t-i} + \beta \mathbf{z}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

pri čemer je  $\boldsymbol{\varepsilon}_t \approx \text{IID}_n^3 [\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}]$  in  $\boldsymbol{\Sigma}$  je kovariančna matrika dimenzij  $n \times n$ . Število parametrov  $\rho$ , ki jih je potrebno oceniti takšnemu modelu, je  $\rho = n(ns + m + (n+1)/2)$ , kar pomeni že za sistem dveh enačb ( $n=2$ ) 2. reda ( $s=2$ ) z dvema determinističnima spremenljivkama ( $m=2$ )  $\rho = 15$  parametrov. Kadar je proces nestacionaren in sezonsko spremenljiv, je najmanjši red VAR modela dolžina periode  $+1$ , kar je pri mesečnih podatkih  $12 + 1$ . Model 13. reda ( $s=13$ ), ki bi imel dve enačbi ( $n=2$ ) in dve deterministični spremenljivki ( $m=2$ ), bi torej imel 59 parametrov, model s tremi enačbami pa že 129 parametrov. Takšne dimenzije modelov kličejo po varčnejši predstavitvi, ki je možna z redukcijo števila enačb, z redukcijo reda modela ali v nekaterih primerih z uporabo komponent drsečega poprečja (VMA = Vector Moving Average). Izredno praktično je vnaprej izničiti koeficiente v matriki  $\mathbf{A}_i$ , ki niso smiselni, npr. pri sezonskih modelih parametre pri vrednostih, ki niso v najožji bližini sezonskih odlogov. Število parametrov se zelo zmanjša tudi v primeru, ko je katera izmed spremenljivk deterministična in je ni potrebno modelirati z dinamičnim delom VAR modela ampak vstopa v deterministični del (preko vektorja  $\beta$ ). Takšen primer je višina trošarine, ki je ne samo deterministično določena v preteklosti temveč tudi v prihodnosti.

### 3.1. Regresivni ARIMA mode

I

VAR model s-tega reda za  $n=1$  spremenljivko z  $m$  determinističnimi spremenljivkami se skrči na regresivni AR model s-tega reda, ki ga lahko zaradi potrebe po nadaljnji redukciji parametrov pretvorimo v regresivni ARIMA model.

$$y_t = \mathbf{z}'_t \boldsymbol{\beta} + x_t,$$

pri čemer je  $\boldsymbol{\beta}$  vektor regresijskih koeficientov  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ ,  $\mathbf{z}'_t = (z_{1t}, \dots, z_{mt})'$  je  $m$  pojasnjevalnih spremenljivk in  $x_t$  sledi splošnemu ARIMA procesu. Splošni ARIMA proces zapišemo kot

$$\phi(B) \delta(B) x_t = \theta(B) a_t,$$

kjer je  $B$  operator zamika (odloga),  $\phi(B)$ ,  $\delta(B)$  in  $\theta(B)$  so končni polinomi in  $a_t$  so n.i.i.d.<sup>4</sup>  $(0, V_a)$  inovacije, ki so normalne, med seboj neodvisne in enako porazdeljene s srednjo vrednostjo 0 in končno varianco  $V_a$ .

### 3.2. Pojasnjevalne spremenljivke

Kadar imamo pri obravnavani časovni vrsti možnost opazovati neodvisno pojasnjevalno spremenljivko, ki močno vpliva na obravnavano, v tem primeru odvisno časovno vrsto, je smiselno preučiti možnost uporabe pojasnjevalne spremenljivke za napovedovanje odvisne. Uporaba pojasnjevalnih spremenljivk za napovedovanje prihodnjih vrednosti odvisne spremenljivke je še posebej smiselna v primerih determinističnih pojasnjevalnih spremenljivk, pri katerih je poleg pretekle znana tudi prihodnja vrednost. Takšen primer je

<sup>3</sup> Med seboj neodvisne in enako porazdeljene.

<sup>4</sup> Normalne, med seboj neodvisne in enako porazdeljene.

višina trošarin za cigarete, ki izredno močno vpliva na ceno cigaret, in je znana veliko mesecev vnaprej.

Gibanje cen v skupini  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  je neodvisno od števila delovnih dni v tednu, ter praznikov. Cigarete se ne dražijo pogosto, zanje povsod v državi velja ista cena, na spremembe cen pa zato ne vplivajo akcijski popusti ali konkurenčna prodajna mesta. Ker dvig cene predstavlja strošek in ker so cene cigaret vedno zaokrožene, so spremembe praviloma stopničaste. Iz Slike 1 je razvidno, da so stopničaste spremembe v časovni vrsti  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  v tesni povezavi s stopničastimi spremembami pojasnjevalne spremenljivke trošarine. Z veliko verjetnostjo lahko pričakujemo, da so tudi stopničaste spremembe pred uvedbo trošarin v sredini leta 1999 posledica nekih zunanjih vzrokov, ki jih ne poznamo, saj je bil pred uvedbo trošarin sistem obdavčevanja tobačnih izdelkov precej bolj kompleksen in ga je težko ovrednotiti. Za te spremembe dodamo še pojasnjevalne spremenljivke tipa »sprememba ravni«, ki jih identificiramo iz samih podatkov časovne vrste  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  na osnovi statističnih kriterijev.

Pri vključitvi pojasnjevalne spremenljivke v model moramo paziti, da nas ne zavede visoka korelacija med spremembo ravni  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  in povišanjem trošarin, ki je od julija 1999 dalje kar 0,983, vrednost kvadrata korelacijskega koeficienta oz. determinacijski koeficient pa je 0,966. V časovno neodvisnih sistemih determinacijski koeficient predstavlja delež variance ene spremenljivke, ki ga lahko razložimo, če poznamo vrednost druge spremenljivke, kar bi v opazovanem primeru pomenilo, da bi kar 96,6% variance spremembe  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  določala višina trošarin. Pri časovno odvisnih sistemih pa moramo biti pri takšnem sklepanju previdni, kadar opazujemo nestacionarne časovne vrste, kjer k visokemu korelacijskemu koeficientu med dvema časovnima vrstama prispevajo tudi avtokorelacije vsake posamične časovne vrste, ki ne predstavljajo medsebojnih relacij. Od pojasnjevalne spremenljivke tako ne smemo pričakovati 96,6% razlage višine ravni cen skupine  $CPI_{\text{alko-tobak}}$ .

Pojasnjevalno spremenljivko trošarine sestavimo kot niz zaporednih stopničastih impulzov, enakih odstotku drobnoprodajne cene najbolj prodajanih cigaret v Sloveniji. Tako je npr. vrednost pojasnjevalne spremenljivke od januarja 1994 do junija 2001 enaka 0,45 od julija 2001 do decembra 2001 je 0,46, in tako dalje. Za januar 2004 in naslednje mesece je vrednost pojasnjevalne spremenljivke 0,57. Prenosna funkcija med osnovno časovno vrsto  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  in pojasnjevalno spremenljivko trošarine je preko enostavnega operatorja drsečega poprečja reda 0 z zakasnitvijo 0.

Pojasnjevalne spremenljivke tipa »sprememba ravni« sestavimo kot posamične stopničaste impulze, ki imajo vrednost 0 pred datumom veljave te spremembe in vrednost 1 od pričetka veljave spremembe dalje. Prenosna funkcija med osnovno časovno vrsto  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  in pojasnjevalnimi spremenljivkami tipa »sprememba ravni« je preko enostavnega operatorja drsečega poprečja reda 0 z zakasnitvijo 0.

### 3.3. Obseg podatkov

Za časovno vrsto  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  analiziramo podatke od januarja 1994 do vključno maja 2003, kar predstavlja 113 podatkov. Za pojasnjevalno spremenljivko trošarine se podatki pričnejo julija 1999, ko je bila uvedena trošarina za cigarete. Pred tem datumom je bil sistem davkov za cigarete kompleksnejši in se vanj ne bomo spuščali. Manjkajoče vrednosti pojasnjevalne spremenljivke moramo za potrebe izračunov oceniti, imamo pa jih od julija 1999 dalje do vključno januarja 2004. Tudi od januarja 2004 dalje jih moramo napovedati, saj mora biti dolžina pojasnjevalne spremenljivke za potrebe napovedovanja daljša od osnovne časovne vrste za obdobje napovedovanja, ki je v našem primeru dve leti (24 podatkov pri mesečnih podatkih). Za napoved pred julijem 1999 smo predpostavili višino trošarine iz julija 1999.

Podobno za napoved po januarju 2004 privzamemo višino trošarine januarja 2004, saj nadaljnje spremembe še niso napovedane.

### 3.4. Določitev modela in parametrov

Regresijskemu ARIMA modelu določimo začetne vrednosti, nato ocenimo parametre  $\beta$ ,  $\phi(B)$ ,  $\delta(B)$  in  $\theta(B)$  ter  $a_t$  z Box-Jenkins metodo analize časovnih vrst. Ta metoda predvideva iteracijski postopek identifikacije (specifikacije), ocenjevanja in verifikacije (Box, Jenkins, 1976).

*Identifikacija (specifikacija).* Box in Jenkins sta iskanje primerne modela časovne vrste poimenovala identifikacija, vendar je kasneje v ekonometriji ta beseda dobila širši pomen, zato to fazo imenujemo tudi specifikacija. Najprej ugotovimo korelacijo med pojasnjevalnimi spremenljivkami in osnovno časovno vrsto ter tip odziva originalne časovne vrste na spremembo v pojasnjevalnih spremenljivkah. Po potrebi tudi preoblikujemo originalno časovno vrsto tako, da postane stacionarna. Nato postavimo začetne vrednosti parametrov regresijskega ARIMA modela.

*Ocenjevanje parametrov regresijskega ARIMA.* Ocenjevanje poteka iteracijsko, parametre ARIMA modela ocenimo pogojno na regresijske parametre  $\beta$ , regresijske parametre pa ocenimo pogojno na ARIMA model. Ocenjevanje se konča, ko razlike med zaporednimi vrednostmi parametrov padejo pod določeno vnaprej definirano izjemno majhno vrednost.

*Verifikacija.* Verifikacija potrdi parametre ali pa nas ponovno vrne v začetno fazo identifikacije (specifikacije). Preverjamo model v odvisnosti od njegove uporabe. Če ga bomo uporabljali za dekompozicijo originalne časovne vrste na neopazovane komponente<sup>5</sup> moramo predvsem paziti, da so izbran model in parametri v območju, ki dekompozicijo dopušča (Fiorentini, Planas, 2001). Če bomo model uporabljali za napovedovanje prihodnjih vrednosti osnovne časovne vrste, imamo pri izbranem modelu širše območje dopustnih vrednosti parametrov, paziti pa moramo, če imamo v modelu konstanto, ki lahko v napovedane vrednosti vnese nezaželen deterministični trend. V primeru, da želimo model uporabljati tako za dekompozicijo kot tudi za napovedovanje, se nabor možnosti še zoži.

#### 3.4.1. Potek analize

Obstaja veliko programskih orodij, ki podpirajo avtomatsko izbiro modelov, ocenjevanje parametrov in delno tudi verifikacijo. Omenimo REGARIMA (Findley et al., 1998) in TRAMO (Gomez in Maravall, 1996). Za potrebe tega članka smo uporabili različico programa TRAMO, ki dela v okolju Windows (Caporello et al., 2001). Potek Box-Jenkinsove analize časovne vrste CPI<sub>alko-tobak</sub> je razviden iz *tabele A* v prilogi.

Na osnovi statistik smo sprejeli odločitev, da je Model 1 neuporaben. Odločiti se moramo med precej enakovrednimi modeli 2, 3 in 4. Ko primerjamo Ljung-Box statistike, ki testirajo prisotnost avtokorelacij v ostankih in kvadratih ostankov pri nesezonskih odlogih ugotovimo, da so te statistike najboljše za Model 3. Pri Box-Pierce statistikah, ki testirajo prisotnost avtokorelacij v ostankih in kvadratih ostankov pri sezonskih odlogih pa so te statistike najboljše pri Modelu 2. Ti statistiki kažeta, da je v Modelu 3 in Modelu 4 ostalo v ostankih pri nesezonskih odlogih še nekaj nelinearne strukture, vendar bolj izrazito pri Modelu 4.

<sup>5</sup> Popularen izraz za tovrstno dekompozicijo je desezoniranje, glavne neopazovane komponente pa so trend, sezonska komponenta in iregularna komponenta ter kombinacija trenda in iregularne komponente, ki se imenuje desezonirana komponenta.

Ko primerjamo normalnost porazdelitve ostankov, ugotovimo, da z vsemi tremi modeli presežemo kritično vrednost (5,99) za normalnost ostankov. Če analiziramo mero asimetrije in sploščenosti ugotovimo, da je to predvsem zaradi sploščenosti, kar ne bo pokvarilo napovedi. Dejstvo, da sta vrednosti za normalnost in sploščenost nekoliko slabši pri Modelu 2 in Modelu 3 torej ne igra odločilne vloge.

Iz povedanega sledi, da se moramo odločiti med Modelom 2 in Modelom 3. Model 2 in Model 3 sta si izredno podobna, razlikujeta se le za spremembo ravni avgusta 1998. Ta sprememba ravni je le pogojno značilna (kritična vrednost za  $t = 3,2$ ). Pri obeh modelih je tudi parameter MA le pogojno značilen (kritična vrednost za  $t = 1,984$ ), vendar je ta vrednost v Modelu 2 višja, kot pri Modelu 3. Glede na dejstvo, da le v Modelu 2 ni linearne ali nelinearne strukture v ostankih, ter glede na pogojno značilnost spremembe ravni avgusta 1998, smo se odločili za uporabo Modela 2.

#### 4. NAPOVED IZ MODELA S STOPNJI ZAUPANJA

Izbrani regresijski ARIMA model  $y_t = z_t' \beta + x_t$  smo uporabili za napovedovanje prihodnjih vrednosti časovne vrste. MMSE<sup>6</sup> napoved prihodnjih vrednosti je podana kot pogojna verjetnost za  $\hat{y}_t(l)$  v času  $t$  oz.  $\hat{y}_{t+l|t}$ .

Poznamo napoved prihodnjih vrednosti pojasnjevalne spremenljivke  $z_t'$  ter vrednost regresorskega koeficienta  $\beta_T$  in vemo, da je prenosna funkcija enostavni operator drsečega poprečja reda 0 z zakasnitvijo 0. Ker smo časovno vrsto najprej logaritmirali, je odstotna sprememba pojasnjevalne spremenljivke premo sorazmerna odstotni spremembi  $CPI_{alko-tobak}$ , saj zvišanje pojasnjevalne spremenljivke  $z_t'$  za eno odstotno točko v poprečju doprinese  $\beta_T$  odstotnih točk povišanja  $y_t$ . Pri Modelu 2 je  $\beta_T = 2,7$ , zato zvišanje trošarine za eno odstotno točko povzroči za 2,7 odstotnih točk povišanja  $CPI_{alko-tobak}$ . To interpretacijo si lahko dovolimo pri majhnih spremembah vrednosti pojasnjevalne spremenljivke, kjer uporabimo aproksimacijo  $\ln(1+\delta) \approx \delta$  pri majhnih  $\delta$ .

Za potrebe naše analize smo ARIMA model za  $x_t$  preoblikovali v obliko z Woldovimi koeficienti, ki je primerna za napovedovanje prihodnjih vrednosti časovne vrste in za izračun intervalov zaupanja.

##### 4.1. Wold oblika modela za $x_t$

Pri napovedovanju prihodnjih vrednosti časovne vrste s pomočjo ARIMA modelov lahko uporabimo obliko, pri kateri je napoved  $\tilde{x}_t(l)$  izražena kot tehtana vsota trenutne in preteklih napak  $a_{t-j}$ . Uteži so Woldovi koeficienti, ki jih dobimo iz parametrov ARIMA modela, pretekle napake pa definiramo kot ostanke med vrednostjo modela in podatkom za  $x_{t-i}$ . Napoved za  $x_t$  je oblike:

$$\tilde{x}_t(l) = x_{t+l|t} = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j a_{t+l-j}.$$

##### 4.2. Intervali zaupanja

Pojasnjevalne spremenljivke so deterministične, zato je v modelu  $y_t = z_t' \beta + x_t$  spremenljiv samo del za  $x_t$ . V primeru, da bi morali napovedati tudi vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk, bi morali v interval zaupanja vključiti tudi spremenljivost tega dela.

<sup>6</sup> Ocena, ki minimizira povprečje kvadratov napak (minimum mean square estimate).



Interval zaupanja napovedi pri 95% stopnji zaupanja izračunamo kot:

$$x_{t+l} (\pm) = \check{x}_t(l) \pm u_{\alpha/2} \{1 + \sum_{j=1}^{l-1} \psi_j^2\}^{1/2} \sigma_a, \text{ pri čemer je}$$

$u_{\alpha/2}$  vrednost standardiziranega znaka, ki določa interval z  $(1-\alpha)$  površine pod krivuljo standardizirane normalne porazdelitve in je pri  $\alpha = 0,05$  enak 1,96, in

$\{1 + \sum_{j=1}^{l-1} \psi_j^2\}^{1/2} \sigma_a$  je standardna napaka napovedi za  $l$  korakov vnaprej.

#### 4.3. Izračuni

V tabeli 1 in na sliki 2 so prikazane napovedane vrednosti indeksa  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  skupaj s spodnjo in zgornjo mejo pri 95% stopnji zaupanja za obdobje 12 mesecev iz Modela 2. Močnejše so označene vrednosti julija 2003 in januarja 2004, ko zaradi napovedanega povišanja trošarin za cigarete napovedujemo povišanje indeksa  $CPI_{\text{alko-tobak}}$ . Napovedano povišanje cen v tej skupini julija 2003 znaša 5,4%, kar je v celoti posledica zvišanja trošarin. Ob upoštevanju uteži za to skupino pomeni to zvišanje  $5,4 \times 0,0443 = 0,24\%$  celotnega indeksa CPI oz. 0,24 odstotnih točk. Napovedano povišanje januarja 2004 pa znaša 5,6%, kar je do vrednosti 5,4% posledica zvišanja trošarin<sup>7</sup>, 0,2% pa je posledica drugih sprememb. Celotni indeks CPI bo po teh izračunih januarja 2004 višji za 0,25 odstotnih točk.

Tabela 1: Napovedane vrednosti indeksa  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  s 95% mejami zaupanja

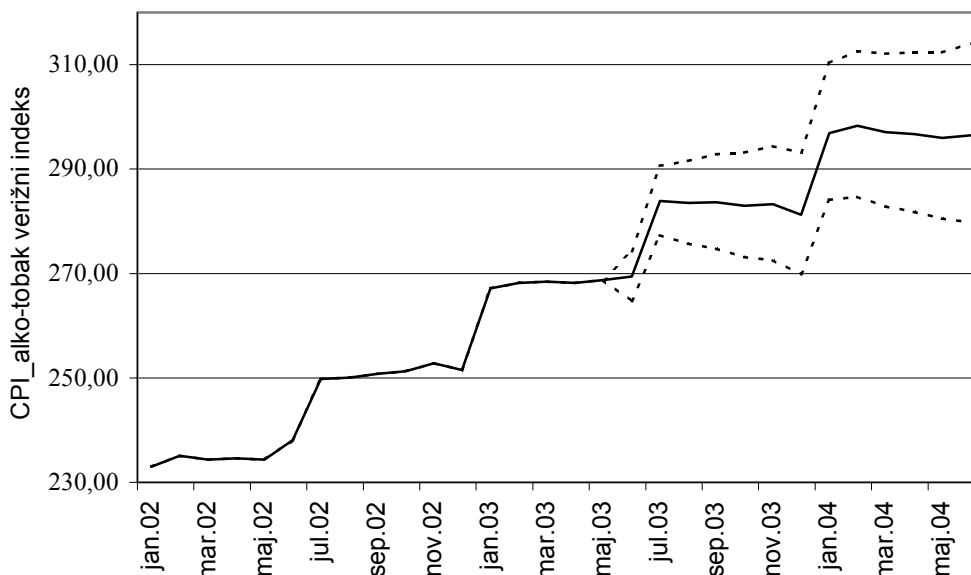
Datum	Sp. meja zaupanja	Napoved	Zg. meja zaupanja
jun. 03	264,72	269,44	274,25
<b>jul. 03</b>	<b>277,33</b>	<b>283,89</b>	<b>290,61</b>
avg. 03	275,72	283,53	291,57
sept. 03	274,73	283,63	292,81
okt. 03	273,16	282,99	293,17
nov. 03	272,54	283,25	294,37
dec. 03	269,82	281,24	293,14
<b>jan. 04</b>	<b>284,05</b>	<b>296,88</b>	<b>310,29</b>
feb. 04	284,67	298,30	312,58
mar. 04	282,82	297,08	312,06
apr. 04	281,79	296,69	312,38
maj 04	280,49	295,978	312,32

Vir: BS OFS

Poleg vrednosti, ki so posledica povišanja trošarin, lahko vidimo, da model dobro napove tudi ostale vrednosti, kjer so osnova za napovedi lastnosti podatkov samih. V napovedi je viden rahel padec decembra 2003, ki je posledica dveh zaporednih rahlih padcev v predhodnih letih. Te podatke vidimo na Sliki 2, kjer prikazujemo realizirano raven cen skupine  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  v obdobju od januarja 2002 do maja 2003 in napovedi s stopnjami zaupanja za obdobje od junija 2003 do maja 2004.

<sup>7</sup> Ob predpostavki, da bo delež  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  v CPI ostal nespremenjen.

Slika 2: Napovedane vrednosti indeksa CPI<sub>alko-tobak</sub> s 95% mejami zaupanja



## 5. IZRAČUN NA OSNOVI RAZLIČNIH SCENARIJEV PODRAŽITEV CEN PRI PROIZVAJALCIH

Vpliv spremembe stopnje trošarin na cene cigaret in s tem na inflacijo lahko ocenimo tudi na osnovi različnih scenarijev podražitev cen cigaret pri proizvajalcih. S to metodo smo naredili napoved za meseca, ko bo prišlo do sprememb trošarin za cigarete, to je julij 2003 in januar 2004.

Po zakonu o trošarinah bo Ministrstvo za finance s 01.07.2003 dvignilo trošarine za cigarete s 53% na 55% drobnoprodajne cene najbolj prodajanih cigaret pri nas. Ob tem so mogoči trije scenariji, glede na to, kaj bodo ob dvigu trošarin naredili proizvajalci cigaret.

Ob zvišanju trošarin za cigarete lahko predpostavimo tri glavne scenarije:

- proizvajalci cigaret ne dvignejo cen (proizvajalčev del cene se zmanjša),
- proizvajalci cigaret dvignejo cene le za dvig trošarin (proizvajalčev del cene ostane nespremenjen),
- proizvajalci cigaret dvignejo cene za več kot le za dvig trošarin (proizvajalčev del cene se poveča).

V vseh treh primerih se bo od cigaret plačevala proporcionalna trošarina po stopnji 40,6667% od drobnoprodajne cene zavojčka cigaret. Specifična trošarina, ki se določi v absolutnem znesku, in je odvisna od drobnoprodajne cene najbolj prodajanih cigaret pri nas, pa se bo v posameznih scenarijih razlikovala.

V prvem primeru, ob nespremenjeni ceni cigaret, bi specifična trošarina znašala 2.436,6667 SIT za 1000 kosov cigaret. V tem primeru se proizvajalcem cigaret zmanjša dobiček, saj morajo pri enakem prihodu večji delež nameniti za trošarine. Proizvajalčev delež v ceni najbolj prodajanih cigaret bi se zmanjšal za 6,6%. Ker proizvajalci nočejo izgubljati svojega

prihodka zaradi višjih trošarin, predpostavljamo, da bodo proizvajalci dvignili cene cigaret (drugi oziroma tretji scenarij). Cilj podjetja je namreč maksimirati dobiček in če se podjetju povečajo mejni stroški, potem se mu zmanjša mejni dohodek. Pri tobačni industriji lahko govorimo o oligopolu, kjer nekaj podjetij tekmuje na trgu in simultano izbira cene. Zaradi diferenciacije produktov (cigaret) je cena zanje lahko višja kot so mejni stroški (Mas-Collell et al., 1995).

V drugem primeru ostane znesek od zavojčka cigaret, ki ostane proizvajalcu cigaret, nespremenjen. V primeru, da bi proizvajalci dvignili cene cigaret le za dvig trošarin in posredno tudi višjega DDV-ja, bi cena najbolje prodajanih cigaret pri nas znašala 364,00 SIT za zavojček. To predstavlja 7,1% dvig cen najbolje prodajanih cigaret v Sloveniji, ob nespremenjenem proizvajalčevem absolutnem znesku v ceni zavojčka cigaret. Ker so s spreminjanjem cen povezani stroški (dejanski stroški spremembe cen - tiskanje in razpošiljanje novih cenikov - imenovani menu costs), predpostavljamo, da bodo proizvajalci cigaret cene le-teh dvignili za več kot le za pokritje višjih davčnih dajatev. Iniciativa podjetja, da spremeni cene, je odvisna od stopnje realne rigidnosti (Romer, 2000). Ta predstavlja dvoje, razliko med staro in novo ceno, ki maksimira dobiček in naklon funkcije dobička.

V tretjem primeru si proizvajalci z dvigom cen zagotovijo, da bo tudi njihov del cene v zavojčku cigaret večji kot pred spremembo trošarin. Poleg analize iz prešnjih dveh primerov, se mora sedaj proizvajalec spopasti še s problemom, kaj bodo storili drugi udeleženci na trgu. Tako se proizvajalci sedaj poleg dejanskih stroškov spremembe cen srečajo še z drugo vrsto stroškov. Te predstavljajo stroški učenja oziroma dilema kaj bodo s cenami storili drugi proizvajalci (Blanchard, Fischer 1989).

Tako višina specifične trošarine za cigarete kot prispevek k inflaciji sta odvisna od višine dviga cen cigaret. V nadaljevanju si bomo ogledali, koliko bi po novem lahko stal zavojček najbolje prodajanih cigaret v Sloveniji. Praviloma se cene cigaret zaokrožuje na 5,00 SIT in kot smo že omenili, veljajo enake cene po vsej državi.

V *tabeli 2* so predstavljeni izračuni stopenj rasti cen in prispevka k inflaciji ob različnih predpostavkah cen za cigarete.

*Tabela 2: Izračuni stopenj rasti in prispevka k inflaciji ob različnih predpostavkah cen za cigarete za julij 2003*

Cena zavojčka najbolje prodajanih cigaret	Stopnja rasti proizvajalčevega dela cen cigaret	Stopnja rasti cen najbolje prodajanih cigaret	Stopnja rasti cen cigaret	Stopnja rasti cen alkoholnih pijač in tobaka	Prispevek k inflaciji <sup>8</sup>
340,00 SIT	-6,6%	0,0%	0,0%	0,0%-0,3%	0,00-0,01 o.t.
364,00 SIT	0,0%	7,1%	6,4%	3,7%-4,0%	0,16-0,18 o.t.
365,00 SIT	0,3%	7,4%	6,7%	3,9%-4,2%	0,17-0,19 o.t.
<b>370,00 SIT</b>	<b>1,7%</b>	<b>8,8%</b>	<b>8,1%</b>	<b>4,7%-5,0%</b>	<b>0,21-0,22 o.t.</b>
375,00 SIT	3,0%	10,3%	9,4%	5,4%-5,7%	0,24-0,25 o.t.
380,00 SIT	4,4%	11,8%	10,7%	6,2%-6,5%	0,28-0,29 o.t.

Vir: BS ARC.

<sup>8</sup> Ocenjeni prispevek k inflaciji velja za celotno skupino alkoholne pijače in tobak.

Ob predpostavki, da bi se drobnoprodajna cena najbolj prodajanih cigaret pri nas dvignila na 370,00 SIT, bi se proizvajalčev del v ceni cigaret povečal za 1,7%. To bi hkrati pomenilo 8,8% dvig cen najbolj prodajanih cigaret v Sloveniji. Če bi želeli natančnejšo oceno vpliva spremembe trošarine na inflacijo, bi morali poznati tržne deleže različnih vrst cigaret in predvidene nove cene za posamezne vrste cigaret. Ker teh informacij nimamo, smo na osnovi preteklih podatkov naredili ocene. Pri tem smo upoštevali, da se običajno cigarete nižjega cenovnega razreda podražijo bolj kot cigarete višjega cenovnega razreda. Podjetja sicer proizvajajo svoje proizvode s podobno tehnologijo, vendar kupci njihove proizvode vidijo kot zelo podobne a ne popolne substitute. Povpraševanje po določenem proizvodu je odvisno tako od lastne cene kot od cene vseh drugih različic. Dobiček enega podjetja je odvisen od cen vseh različic (Jehle, Reny, 1998). Podjetje, ki bi preveč povišalo cene svojih proizvodov, lahko izgubi tržni delež zaradi prehoda kadilcev na drugo vrsto cigaret. Po naših ocenah bi se v tem primeru cigarete v povprečju podražile za okrog 8,6%. Če k temu dodamo še predvideno rast cen alkoholnih pijač, ocenjujemo, da bodo cene v skupini CPI<sub>alko-tobak</sub> v mesecu juliju 2003 najverjetneje porasle med 5,1% in 5,4%. Prispevek k inflaciji bi v tem primeru po strokovni oceni bil okrog 0,23 odstotnih točk.

Seveda pa se proizvajalec najbolj prodajanih cigaret v Sloveniji lahko odloči, da bo nova cena cigaret npr. 375,00 SIT ali pa 380,00 SIT. Kaj to pomeni za stopnjo rasti cen proizvajalčevega dela cen cigaret, stopnjo rasti cen cigaret, stopnjo rasti cen alkoholnih pijač in tobaka ter prispevek k inflaciji, je razvidno iz *tabele 2*.

Za primerjavo povejmo, da so se cene cigaret v januarju 2003, ko so se trošarine za cigarete dvignile z 51% na 53% drobnoprodajne cene najbolj prodajanih cigaret pri nas, v povprečju dvignile za 8,8%, najbolj prodajanih cigaret pa za 9,7%.

Ko se bodo proizvajalci cigaret odločali o spremembah cen cigaret bodo verjetno med drugim pretehtali tudi možnost padca prodaje cigaret zaradi višjih cen ter povečanja tržnega deleža cenejših cigaret ob hkratnem zmanjšanju tržnega deleža dražjih cigaret. Cigarete so namreč relativno neobčutljive na ceno.

*Tabela 3: Izračuni stopenj rasti in prispevka k inflaciji ob različnih predpostavkah cen za cigarete za januar 2004*

Cena zavojčka najbolj prodajanih cigaret	Stopnja rasti proizvajalčevega dela cen cigaret	Stopnja rasti cen najbolj prodajanih cigaret	Stopnja rasti cen cigaret	Stopnja rasti cen alkoholnih pijač in tobaka	Prispevek k inflaciji <sup>9</sup>
370,00 SIT	-7,1%	0,0%	0,0%	0,2%-0,5%	0,01-0,02 o.t.
398,10 SIT	0,0%	7,6%	6,9%	4,1%-4,4%	0,18-0,19 o.t.
400,00 SIT	0,5%	8,1%	7,4%	4,4%-4,7%	0,19-0,20 o.t.
<b>405,00 SIT</b>	<b>1,7%</b>	<b>9,5%</b>	<b>8,6%</b>	<b>5,1%-5,4%</b>	<b>0,23-0,24 o.t.</b>
<b>410,00 SIT</b>	<b>3,0%</b>	<b>10,8%</b>	<b>9,8%</b>	<b>5,8%-6,1%</b>	<b>0,26-0,27 o.t.</b>
415,00 SIT	4,2%	12,2%	11,1%	6,5%-6,8%	0,29-0,30 o.t.
420,00 SIT	5,5%	13,5%	12,3%	7,2%-7,5%	0,32-0,33 o.t.

Vir: BS ARC

Ob upoštevanju vseh razpoložljivih informacij se nam zdi najverjetneje, da bo julija 2003 proizvajalec cen za najbolj prodajane cigarete dvignil na 370,00 SIT.

<sup>9</sup> Ocenjeni prispevek k inflaciji velja za celotno skupino alkoholne pijače in tobak.

Podobno analizo smo naredili še za januar 2004<sup>10</sup>. Po naših ocenah je najverjetneje, da bo proizvajalec cen za najbolj prodajane cigarete dvignil na 405,00 SIT ali pa 410,00 SIT in da bo skupna rast cen v skupini CPI<sub>alko-tobak</sub> doprinesla med 0,23 in 0,27 odstotnih točk k inflaciji januarja 2004, kar je razvidno iz *tabele 3*.

## 6. IZBIRA MED MODELNIM PRISTOPOM IN IZRAČUNOM NA OSNOVI RAZLIČNIH SCENARIJEV

Napovedovanje z modelnim pristopom in napovedovanje na osnovi različnih scenarijev nista konkurenčna, temveč dopolnjujoča se pristopa k problematiki kratkoročnega napovedovanja.

Modelna metoda je dobra osnova za izdelovanje napovedi, saj so v modelu zajete vse informacije, ki jih opazimo na podlagi dosedanjih podatkov. Z modelom, ki ga predlagamo v pričujočem članku, lahko izdelamo verodostojne kratkoročne napovedi vrednosti indeksa CPI<sub>alko-tobak</sub>. Pomanjkljivost modelne metode pa je, da lahko več različnih modelov popolnoma enakovredno predstavlja opazovane podatke<sup>11</sup>. V takem primeru moramo za končno odločitev o modelu upoštevati primerne kriterije. Eden od kriterijev je robustnost modela, ki ji v našem primeru zadostimo z dovolj skromnim modelom. Dodaten in zelo natančen kriterij pa dobimo, če lahko za eno ali več napovedanih vrednosti trdimo, da so »točne«.

Metoda izračunov na osnovi različnih scenarijev je natančna metoda za napovedovanje vrednosti indeksa CPI z upoštevanjem znanih informacij o vplivnih dejavnikih na opazovane cene in predvidenih scenarijih odzivov na te vplive. Pomanjkljivost te metode je v nedosegljivosti vseh informacij, ki so potrebne za izračune napovedi. Vrednosti, ki jih modeli napovedo le na podlagi informacij o lastni zgodovini, s to metodo ne moremo napovedovati.

Združitev obeh metod nam omogoči, da lahko za eno izmed napovedanih vrednosti iz modelnega pristopa preverimo točnost napovedi pri metodi izračunov na osnovi različnih scenarijev. S tem dosežemo natančnejše kalibriranje modela, za katerega lahko potem tudi v ostalih obdobjih s precejšnjo mero zaupanja verjamemo, da je najboljši model, ki smo ga lahko naredili na podlagi razpoložljivih podatkov.

## 7. ZAKLJUČEK

Namen pričujočega članka je predstaviti uporabnost metode analize časovnih vrst za napovedovanje višine inflacije, dopolnjeno z izračuni na osnovi različnih scenarijev. Ugotovili smo dvoje:

- Napovedi indeksa CPI<sub>alko-tobak</sub> za julij 2003, izračunane z modelno metodo in izračun na osnovi najbolj verjetnega scenarija so si zelo podobne, zato lahko tudi v ostalih obdobjih s precejšnjo mero zaupanja verjamemo v kvaliteto napovedi na podlagi modelskih ocen.
- Skupina CPI<sub>alko-tobak</sub> predstavlja 4,43% skupnega indeksa CPI. Ovrednotili smo vpliv povišanja trošarin za cigarete v višini 2 odstotnih točk, ob tem da cigarete predstavljajo

<sup>10</sup> Ob predpostavki, da bo delež CPI<sub>alko-tobak</sub> v CPI ostal nespremenjen.

<sup>11</sup> Enakovrednost, ki temelji na opažanju (observational equivalence): Če dva modela vedno generirata identične rezultate, rečemo, da sta opazovalno enakovredna (observationally equivalent) in da podatki sami ne morejo razlikovati med njima.

2,54% skupnega indeksa CPI. Prišli smo do zanimive ugotovitve, da bo povišanje trošarin za cigarete v višini 2 odstotnih točk julija 2003 najverjetneje povzročilo povišanje indeksa  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  za 5,7%, kljub majhnemu deležu skupine  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  znotraj celotnega indeksa CPI. Ob upoštevanju uteži za skupino  $CPI_{\text{alko-tobak}}$  to prispeva okrog 0,24% povišanja celotnega indeksa CPI, ki ostaja prisotno tudi v končni letni inflaciji. Podoben razmislek velja za januar 2004.

V članku smo predstavili uporabnost metode analize časovnih vrst za napovedovanje rasti cen v eni od skupin indeksa CPI. Izbrali smo skupino  $CPI_{\text{alko-tobak}}$ , pri kateri smo modelno metodo lahko natančneje kalibrirali s pomočjo rezultatov napovedovanja na osnovi različnih scenarijev. Osredotočili smo se na zvišnji trošarin julija 2003 in januarja 2004 in ju ovrednotili. Pokazali smo, da je izbrana metoda primerna za kratkoročno napovedovanje.

#### LITERATURA:

Blanchard O.J., Fischer S.: *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge, Mass. and London: MIT Press, 1989.

Box G.E.P., Jenkins G.M.: *Time Series Analysis forecasting and control*, Holden-Day, San Francisco, 1976.

Caporello G., Maravall A., Sanchez F.J.: *Program TSW.Reference manual*, Working Paper 0112, Research Department, Banco de España, 2001.

Coats W., Laxton D., Rose D. (eds.): *The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System*, Czech National Bank, Prague, 2003.

Hendry D.F.: *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, 1995.

Findley D.F., Monsell B.C., Bell W.R., Otto M.C. in Chen B.C., *New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program (with Comments)*, Journal of Business and Economic Statistics, Vol.16, No.2, str. 127-177, 1998.

Fiorentini G., Chr. Planas: *Overcoming Nonadmissibility in ARIMA-Model-Based Signal Extraction*, Journal of Business Economic and Statistics, Vol.19, No. 4, str. 455-464, 2001.

Gomez V., Maravall A.: *Programs TRAMO and SEATS; Instructions for the User*, (Beta version, November 1997), Research Department, Banco de España.

Jehle G.A., Reny P.J.: *Advanced Macroeconomic Theory*, Addison-Wesley Pub. Co., 1<sup>st</sup> edition, 1998.

Mas-Colell A., Whinston M.D., Green J.R.: *Microeconomic Theory*, Oxford University Press, 1995.

Romer D.: *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill/Irwin, 2<sup>nd</sup> edition, 2000.

Uradni list Republike Slovenije, št. 84/98, 57/99, 33/01 in 99/01, zakon o trošarinah in njegove spremembe.

Uradni list Republike Slovenije, št. 50/99, 5/00, 4/01, 52/01, 102/01, 51/02, 59/02 in 106/02, uredba o določitvi zneska specifične in določitvi stopnje proporcionalne trošarine za cigarete in njene spremembe.

PRILOGA:

Tabela A: Testiranje različnih regresijskih ARIMA modelov za analizo časovne vrste CPI<sub>alko-tobak</sub>

Nastavitve modelov

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Način izbire modela	avto <sup>12</sup> osamelci avto <sup>13</sup> ARIMA, ročno trošarine, test transformacije	vse ročno: brez osamelcev, ARIMA (011)(011), pojas.sprem. trošarine test transformacije	vse ročno: 1 osamelec, ARIMA (011)(011), pojas.sprem.trošarine transformacije	vse ročno: 1osamelec, ARIMA (010)(011), pojas.sprem.trošarine, transformacije
Osamelci	8 x prehodni pojav 11 x sprem. ravni	brez	sprem. ravni avgust 1998 $\beta_{LS} = 0,0271$ $t = 2,70$	sprem. ravni avgust 1998 $\beta_{LS} = 0,0271$ $t = 2,76$
Pojasnjevalne sprem.	trošarine $\beta_T = 2,57$ $t = 25,6$	trošarine $\beta_T = 2,7$ $t = 8,5$	trošarine $\beta_T = 2,72$ $t = 8,92$	trošarine $\beta_T = 2,66$ $t = 8,66$
ARIMA	(010)(100) $\phi_1 = -0.2175$ ( $t=2,34$ )	(011)(011) $\theta_1 = -0,11$ $\Theta_1 = -0,55$ ( $t = 1,1$ ) ( $t = 5$ )	(011)(011) $\theta_1 = -0,085$ $\Theta_1 = -0,56$ ( $t = 0,84$ ) ( $t = 5,1$ )	(010)(011) $\Theta_1 = -0,46$ ( $t = 5,07$ )
Transformacija	log	log	log	log

Testne statistike ostankov (ost) [intervali zaupanja pri 95% stopnji zaupanja]

Ljung-Box ost.	28,8 [0:35,20]	30,99 [0:33,90]	27,2 [0:33,90]	35,89 [0:35,20]
Box-Pierce ost.	0,31 [0 : 5,99]	0,78 [0 : 5,99]	0,37 [0:5,99]	0,42 [0 : 5,99]
Ljung-Box ost <sup>2</sup> .	18,69[0 : 35,20]	19,30 [0 : 33,90]	31,27 [0:33,90]	30,58 [0:35,20]
Box-Pierce ost <sup>2</sup> .	1,78 [0 : 5,99]	5,1 [0 : 5,99]	7,91 [0:5,99]	9,11 [0 : 5,99]
Normalnost ost.	0,53 [0 : 5,99]	11,8 [0 : 5,99]	10,3 [0:5,99]	8,28 [0:5,99]
Mera asimetrije (skewness)	0,02 [-0,51 : +0,51]	0,29 [-0,49 : +0,49]	0,17 [-0,49 : +0,49]	-0,06 [-0,49 : +0,49]
Sploščenost (kurtosis)	2,62 [1,98 : 4,02]	4,62 [2,02 : 3,98]	4,58 [2,01 : 3,99]	4,44 [2,01 : 3,99]

Osamelci

Osamelci	17,2 [0% : 5%]	0% [0% : 5%]	0,9% [0% : 5%]	0,9% [0% : 5%]
----------	----------------	--------------	----------------	----------------

**Model 1:** V programu TRAMO najprej uporabimo opcijo, ki testira eventuelne osamelce in značilnost pojasnjevalne spremenljivke trošarine, izvede avtomatsko identifikacijo ARIMA modela za  $x_t$  ter testira potrebo po transformaciji osnovne časovne vrste. Rezultat je regresijski ARIMA model z 8 osamelci tipa prehodne spremembe, kar 11 spremembami ravni ter zelo značilnim parametrom pojasnjevalne spremenljivke trošarine (vrednost t statistike = 25,6) ter (010)(100) ARIMA modelom za  $x_t$ . Model s tako visokim številom osamelcev ne zadosti testnim statistikam.

<sup>12</sup> Program avtomatsko poišče in testira eventuelne osamelce.

<sup>13</sup> Program izvede avtomatsko identifikacijo ARIMA modela.

**Model 2:** Izklopimo avtomatsko identifikacijo osamelcev in modela za  $x_t$  ter poskusimo z robustnim »Airline« modelom brez identifikacije osamelcev, izmed pojasnjevalnih spremenljivk testiramo samo trošarine. Rezultat je regresijski ARIMA model s še vedno zelo značilnim parametrom pojasnjevalne spremenljivke trošarine (vrednost t statistike = 8,5) ter (011)(011) ARIMA modelom za  $x_t$ . S tem modelom zadostimo skoraj vsem testnim statistikam, problematična pa je neznačilna vrednost MA parametra ( $t=1,1$ ), za ostanke pa ne moremo trditi, da popolnoma sledijo normalni porazdelitvi. Pregledamo ostanke in na njihovi podlagi sklepamo na eventuelno ročno testiranje osamelcev.

Najbolj od srednje vrednosti ostankov odstopa vrednost avgust 1998, ki jo bomo tako testno vključili v obstoječ model kot spremembo ravni. Tudi iz vizualnega pregleda podatkov je razvidno, da je avgusta 1998 očitna sprememba ravni.

**Model 3:** Enake definicije kot za Model 2, le da dodamo testiranje spremembe ravni avgust 1998. Rezultat je regresijski ARIMA model z malo bolj značilnim parametrom pojasnjevalne spremenljivke trošarine (vrednost t statistike = 8,92) ter (011)(011) ARIMA modelom za  $x_t$ . S tem modelom neznatno bolj zadostimo testnim statistikam kot z Modelom 2, še bolj problematična pa je neznačilna vrednost MA parametra ( $t=0,84$ ).

**Model 4:** Enake definicije kot za Model 3, le da umaknemo MA člen. Rezultat je regresijski ARIMA model z malo manj značilnim parametrom pojasnjevalne spremenljivke trošarine (vrednost t statistike = 8,66) ter (010)(011) ARIMA modelom za  $x_t$ . S tem modelom neznatno bolj zadostimo nekaterim testnim statistikam kot z Modelom 3, nekatere pa se poslabšajo.