



SERIJA ČLANAKA U NASTAJANJU

Članak broj 06-11

Ivan Šošić
Vlasta Bahovec
Mirjana Čižmešija
Nataša Kurnoga Živadinović

Indirektno vs direktno desezoniranje agregatnih vremenskih nizova



SVEUČILIŠTE U
ZAGREBU



Indirektno vs direktno desezoniranje agregatnih vremenskih nizova

Ivan Šošić
isovic@efzg.hr

Vlasta Bahovec
vbahovec@efzg.hr

Mirjana Čižmešija
mcizmesija@efzg.hr

Nataša Kurnoga Živadinović
nkurnoga@efzg.hr

Ekonomski fakultet – Zagreb
Sveučilište u Zagrebu
Trg J. F. Kennedyja 6
10 000 Zagreb, Hrvatska

Sve izneseno u ovom članku u nastajanju stav je autora i ne odražava nužno službena stajališta Ekonomskog fakulteta u Zagrebu. Članak nije podvrgnut uobičajenoj recenziji. Članak je objavljen kako bi se potaknula rasprava o rezultatima istraživanja u tijeku, a u svrhu njegovog poboljšanja prije konačnog objavlјivanja.

Copyright 2006 by Ivan Šošić, Vlasta Bahovec, Mirjana Čižmešija, Nataša Kurnoga Živadinović
Sva prava pridržana.
Dijelove teksta dopušteno je citirati uz obavezno navođenje izvora.

Sažetak

Agregirani se vremenski niz sastavljen od dvije ili više komponenti može desezonirati direktno - desezoniranjem agregiranih podataka, ili indirektno, tj. agregiranjem prethodno desezoniranih komponenata složenog niza. Sam postupak desezoniranja počiva na danoj metodi desezoniranja. Osim iznimno, numerički rezultati desezoniranja ovise o primjenjenoj metodi. Utjecaj na rezultate desezoniranja imaju i analitički kriteriji izabrani u postupku procesa desezoniranja, koji nisu egzaktni već dijelom iskustveni.

U ovom su radu predviđeni analitički rezultati usporedbi stopa promjene dobiveni na temelju direktno i indirektno desezoniranog agregatnog niza primjenom sustava desezoniranja TRAMO/SEATS, X-12-ARIMA i DAINTES. Empirijska analiza provedena je za niz indeksa *Prerađivačka industrija* (područje *D, NKD*) te pripadajućih nizova odjeljaka te za podpodručje *DA Proizvodnja hrane, pića i duhanskih proizvoda* i njegova dva odjeljka.

Dobiveni rezultati direktnog i indirektnog desezoniranja niza indeksa Prerađivačke industrije dobiveni primjenjenom metodom ne razlikuju se značajno, te se na osnovi provedene analize ne može utvrditi koji je od dva načina desezoniranja bolji. Iz toga slijedi da je zbog sličnosti rezultata dobivenih direktnim i indirektnim načinom desezoniranja (razlike između vrijednosti direktno i indirektno desezoniranog agregatnog niza su male) iz praktičnih razloga opravdano primijeniti direktni način desezoniranja promatranoj agregatnog niza.

Ključne riječi

agregatni vremenski nizovi, metode desezoniranja, indirektno i direktno desezoniranje, potpora X-12-ARIMA, TRAMO/SEATS, DAINTES

JEL klasifikacija

C22, C82, C88

1. UVOD

Statističkim metodama i modelima dolazi se do različitih analitičkih veličina, koje su podloga prosudbi osobitosti gospodarskih kretanja i predviđanju. Empirijska analiza u pravilu polazi od vremenskih nizova makroekonomskih varijabli. Specifičnost je tih nizova što oni nastaju linearnom kombinacijom (agregiranjem) dviju ili više komponenti. Komponentni vremenski nizovi očituju različite oblike varijabilnosti, koje se zadržavaju ili se gube u procesu agregiranja.

Nizovi vrijednosti makroekonomskih varijabli koje se odnose na razdoblja kraća od godine (kvartali, mjeseci) uobičajeno sadrže sistematske varijacije – trend-ciklus i sezonsku komponentu. Stoga analiza vremenskog niza zahtjeva izbor odgovarajuće metode (modela) kvantifikacije sistematskih varijacija za svaku od komponentnih nizova i agregatni niz. Pri tome komponentni nizovi i agregatni niz mogu imati *ista* ili *različita* svojstva.

Realnu sliku razvoja gospodarske pojave u vremenu koju predočava agregatni niz pruža izvedeni (transformirani) niz vrijednosti, to jest niz nastao uklanjanjem sezonskih utjecaja iz izvornog niza. Isto se odnosi na komponentne nizove, ukoliko se promatraju separatno. S tim u svezi postavlja se pitanje postupaka desezoniranja kao i njihova utjecaja na svojstva izvedenog niza. Posebno valja istaknuti problem kakvoće i veličine indikatora gospodarskih kretanja izvedenih iz izravno (direktno) desezonirane agregatne serije i moguće kombinacije informacija sadržanih u desezoniranim komponentnim serijama (indirektno desezoniranje).

Među osnovnim indikatorima gospodarskih kretanja su stope promjene. Stope promjene ekonomskih varijabli koje predočavaju makroekonomski pojave, kao i drugi kvantitativno-analitički pokazatelji (modeli) polaze od izvornih vrijednosti makroekonomskih varijabli, ili se rabe njihove izvedene vrijednosti. Ovisno o vrsti modela, osobitosti pojave koju predočava vremenski niz odražavaju se i na specifikaciju modela.

Problem direktnog i indirektnog desezoniranja agregatnih vremenskih nizova duže je vrijeme predmetom istraživanja. Velik je broj radova koji su posvećeni tome problemu, a njihov pregled dan je u Marcellino (9) te u zborniku radova (7). Značajni doprinos tom području su dali Dagum (1979) Lithian i Morry (1977), Ghysels (1997), Findley et al. (1998), Planas i Campolongo (2000), Gomez(2000), Astolfi et al.(2003), Maravall (2003) i dr.

2. DIREKTNO I INDIREKTNO DESEZONIRANJE VREMENSKIH NIZOVA

Agregirani se vremenski niz može desezonirati direktno - desezoniranjem aggregiranih podataka, ili indirektno, tj. aggregiranjem prethodno desezoniranih komponenata složenog niza. Sam postupak desezoniranja temelji se na danoj metodi desezoniranja. Više je takvih metoda i one počivaju na različitim principima. Stoga numerički rezultati desezoniranja općenito ovise o primjenjenoj metodi. Utjecaj na rezultate desezoniranja imaju i analitički kriteriji izabrani u postupku procesa desezoniranja, koji nisu egzaktni već dijelom iskustveni.

Sve metode desezoniranja počivaju izravno ili ne izravno na standardnoj dekompoziciji vremenskog niza iz koje izviru opći modeli. Komponente te dekompozicije podlježu analitičkoj specifikaciji. Vremenski niz raščlanjuje se na trend, cikličnu, sezonsku i iregularnu komponentu. Raščlamba se proširuje komponentom utjecaja promjenljivosti broja radnih dana (trading days) uključujući fiksne praznike i praznike koji nisu fiksni (uskršnji praznici). Ciklična i trend komponenta kao sekularne komponente u procesu desezoniranja ne razdvajaju se i čine trend-ciklus komponentu.

Opći model vremenskog niza s danim vrijednostima članova je kombinacija navedenih neopservabilnih komponenti. Podloga metodama desezoniranja su aditivni i multiplikativni modeli, rjeđe pseudoaditivni.

Ako se s $\{Y_t, t=1,2,\dots,n\}$ označe empirijske vrijednosti vremenskog niza, opći je oblik aditivnog modela:

$$Y_t = \mathbf{TC}_t + \mathbf{S}_t + \mathbf{D}_t + \mathbf{E}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdje je \mathbf{TC}_t trend-ciklus komponenta, \mathbf{S}_t sezonska komponenta, $(\mathbf{D}_t + \mathbf{E}_t)$ kalendarska komponenta (efekt varijacije broja radnih dana i nefiksnog vjerskog praznika). ε_t je slučajna komponenta sa svojstvima slučajne varijable.

Pri primjeni aditivnog modela pretpostavlja se da su sezonska i iregularna komponenta neovisne o trendu, da se amplituda sezonskih varijacija ne mijenja s vremenom te da je godišnji prosjek sezonskih fluktuacija jednak nuli.

U multiplikativnom modelu komponente su faktori produkta, a njihovi efekti izraženi su u relativnom iznosu (indeksnim koeficijentom) osim trend-ciklus komponente koja je dana u izvornim mjernim jedinicama članova niza. Forma je tog modela:

$$Y_t = TC_t \cdot S_t \cdot D_t \cdot E_t \cdot \varepsilon_t \quad (2)$$

Model se linearizira logaritamskom trasformacijom, koja ga svodi na log-aditivnu formu.

Multiplikativni model dekompozicije vremenskog niza oslanja se na pretpostavke da je amplituda sezonske komponente upravno proporcionalna razini trenda (povećava li se trend, povećava se i amplituda sezonske komponente i obrnuto), da je varijanca iregularne komponente upravno proporcionalna veličini trend-ciklus i sezonske komponente.

Pseudo-aditivni model temelji se na kombinaciji aditivnog i multiplikativnog modela. Pretpostavka je za njegovu primjenu da su sezonska i iregularna komponenta međusobno neovisne, ali obje ovise o trendu.

Multiplikativni model, za razliku od aditivnog i pseudo-aditivnog, nije prikladan za nizove s negativnim i nul vrijednostima.

Ako su vrijednosti vremenskog niza $\{Y_t, t=1,2,\dots,n\}$ agregati vrijednosti K vremenskih nizova $\{Y_{it}, i=1,2,\dots,K, t=1,2,\dots,n\}$ po istim razdobljima (vremenskim točkama), agregatni je niz linearna kombinacija:

$$Y_t = \sum_{i=1}^K Y_{it}, \quad Y_{it} = TC_{it} + S_{it} + D_{it} + E_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

odnosno :

$$Y_t = \sum_{i=1}^K \omega_i Y_{it}, \quad \sum_{i=1}^K \omega_i = 1 \quad (4)$$

U prvom izrazu riječ je o jednostavnom zbroju, a u drugom o ponderiranoj sredini sub-komponenti u kojoj ponderi odražavaju značaj pojedinačnih nizova u agregatu. Na analogan se način izražava kompozicija agregatnog niza čije su komponente u produktu (multiplikativni model).

Postupak desezoniranja sastoji se u kvantifikaciji pojedinih komponenti primjenom određenog modela odnosno metode desezoniranja. Kako je već istaknuto, sa stajališta gospodarske analize (politike) važno je utvrditi pokazatelje koji se temelje na podacima očišćenim od sezonskih utjecaja, jer oni pružaju realnu sliku gospodarskih kretanja.

Među osnovnim je indikatorima stopa promjene gospodarske pojave predočene vremenskim nizom. Pri njezinom određivanju polazi se od desezoniranog niza, to jest vremenskog niza iz kojeg su uklonjene sezonska komponenta S_t i komponenta varijacije kalendara (D_t+E_t), to jest od niza

$$A_t = (TC_t + \varepsilon_t) \quad (5)$$

Vrijednosti $A_{i,t}, i=1,2,\dots,K$ su desezonirane vrijednosti sastavnica, a aggregatni niz je u ponderiranoj formi:

$$A_t = \sum_{i=1}^K \omega_i A_{i,t} \quad (6)$$

Stope promjene indirektno desezoniranog niza aggregatne serije računate su kao vagana sredina stopa promjene sastavnih komponenata agregiranog niza, to jest

$$\frac{\nabla \mathbf{A}'_{t+1}}{\mathbf{A}'_t} = \frac{\sum_{i=1}^K \omega_i \cdot \mathbf{A}_{i,t} \cdot \frac{\nabla \mathbf{A}_{i,t+1}}{\mathbf{A}_{i,t}}}{\sum_{i=1}^K \omega_i \mathbf{A}_{i,t}} \quad (7)$$

pri čemu je: ω_i - ponder i -te komponente agregiranog niza $\nabla \mathbf{A}'_{t+1}$ - prva diferencija indirektno desezoniranog agregatnog niza u vremenu $t+1$, $A_{i,t}$ - desezonirana vrijednost i -te komponente u vremenu t .

Stopa promjene indirektno desezoniranog niza nalazi se između najmanje i najveće stope komponentnih nizova. Stope sastavnica agregata variraju po predznaku, pa je moguća pojava da su stope pretežnog broja nizova u agregatu negativna predznaka, a stope agregata pozitivne.

Predodžbu o stupnju varijabiliteta stopa koji izvire iz direktnog i indirektnog pristupa daje prosječno postotno apsolutno odstupanje i najveće apsolutno postotno odstupanje. Prosječno postotno apsolutno odstupanje je dano izrazom:

$$MAPD = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{\mathbf{A}_t^D - \mathbf{A}_t'}{\mathbf{A}_t'} \right| 100 \quad (8)$$

a najveće apsolutno postotno odstupanje izrazom:

$$MAXPD = \max_t \left| \frac{\mathbf{A}_t^D - \mathbf{A}_t'}{\mathbf{A}_t'} \right| 100 \quad (9)$$

Prema prethodno izloženom, vrijednosti indikatora (stopa promjene) veličine su izvedene iz desezoniranog niza. Proces desezoniranja oslanja se na model, odnosno metode desezoniranja. Više je metoda desezoniranja, a rezultati dobiveni njihovom primjenom u pravilu se razlikuju. Dvije su temeljne metode desezoniranja makroekonomskih vremenskih nizova: parametarske (modelske) i neparametarske (ad hoc metode, filterske metode).

U makroekonomskoj analizi modelski pristup polazi od standardne dekompozicije vremenskog niza te modela linearnih stacionarnih stohastičkih procesa. Model procesa je :

$$\phi(\mathbf{B})\Phi(\mathbf{B}^s)(1-\mathbf{B})^d(1-\mathbf{B}^s)^D Y_t = \theta(\mathbf{B})\Theta(\mathbf{B}^s)\mathbf{e}_t \quad (10)$$

U modelu (10) B je operator pomaka unazad, a $\phi(\mathbf{B}), \theta(\mathbf{B}), \Phi(\mathbf{B})$ i $\Theta(\mathbf{B})$ su polinomi u B , s je sezonski period, d i D su red diferencija za trend i sezonske varijacije. Model (10) ne uključuje kalendarske varijacije. Budući da vremenski nizovi gospodarskih pojava kao realizacija stohastičkih procesa očituju specifičnosti, primjeni modela prethodi niz postupaka kojima se ispituju te specifičnosti kao što su stršeće vrijednosti (outlieri), manjkajuće vrijednosti, utjecaji kalendarskih varijacija i dr. U toj se analitičkoj fazi spomenuti i drugi problemi ispituju i rješavaju prikladnim metodama.

S obzirom na numeričku kompleksnost, provedba procesa desezoniranja oslanja se na programsku potporu, odnosno sustav desezoniranja. Među najvažnijim je takvim sustavima¹ TRAMO/SEATS. Cjeloviti opis TRAMO/SEATS sustava dan je u Gomez i Maravall (2000). U osnovi², za dati vektor mjesecnih vrijednosti niza $\mathbf{y} = (\mathbf{y}_{t1}, \dots, \mathbf{y}_{tm})$, $0 < t1 < \dots < tm$, dio sustava TRAMO polazi od regresijskog modela:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{z}_t^\beta + \mathbf{x}_t \quad (11)$$

¹ TRAMO/SEATS se primjenjuje relativno često u sklopu EUROSTAT-a, čiju praksu slijedi i dio nacionalnih statističkih ureda. Primjerice Statistički ured Njemačke i dr. primjenjuju i druge metode desezoniranja. TRAMO je skraćenica za Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations and Outliers, a SEATS je skraćenica za Signal Extraction in ARIMA Time Series. Kadšto se sustav označava kao UCARIMA, gdje UC označava Unobserved Components. Model izvire iz teorema o dekompoziciji stohastičkog procesa na deterministički dio (signal) i stohastički dio.

² Cf. Banco de Espana/Documento de trabajo no 0011, pp-2-3.

gdje je β vektor parametara regresijskog modela, $\dot{\mathbf{z}_t}$ označava matricu regresorskih varijabli, a \mathbf{x}_t ima svojstva općeg stohastičkog *ARIMA* procesa danog u formi

$$\phi(\mathbf{B})\delta(\mathbf{B})\mathbf{x}_t = \theta(\mathbf{B})\mathbf{e}_t \quad (12)$$

U (12) B je operator unazadnog pomaka. Za \mathbf{e}_t se prepostavlja da su normalno i identično distribuirane nezavisne slučajne varijable, to jest $e_t \sim N(0, \sigma^2)$, odnosno da imaju strukturu čistog slučajnog procesa (white noise). $\phi(\mathbf{B}), \delta(\mathbf{B}), \theta(\mathbf{B})$ su polinomi konačnog reda u B . Za njih se uzima da su općenito oblika:

$$\begin{aligned} \phi(\mathbf{B}) &= (1 + \phi_1 \mathbf{B} + \cdots + \phi_p \mathbf{B}^p)(1 + \Phi_1 \mathbf{B}^s) \\ \delta(\mathbf{B}) &= (1 - \mathbf{B})^d (1 - \mathbf{B}^s)^D \\ \theta(\mathbf{B}) &= (1 + \theta_1 \mathbf{B} + \cdots + \theta_q \mathbf{B}^q)(1 + \Theta_1 \mathbf{B}^s) \end{aligned} \quad (13)$$

Dio sustava *SEATS* dekomponira niz \mathbf{x}_t na ove komponente: desezonirani niz, niz vrijednosti trend-ciklus komponente i niz vrijednosti iregularne komponente.

Među neparametarskim metodama najvažnija je metoda desezoniranja *X-12-ARIMA*. Detaljni opis te metode dan je u Findley et al. (1998). Metoda polazi od dekompozicije predočene općim modelima (aditivnim, multiplikativnim, pseudoaditivnim). Metoda uključuje komponente varijabilnosti kalendara (efekti broja radnih dana, nacionalne praznike, vjerske fiksne i varijabilne praznike, prijestupne godine i dr.), aditivne atipične vrijednosti (*A0*), pomake razine (*LS*) i dr. osobitosti.

Postupak desezoniranja gospodarskih nizova najčešće polazi od multiplikativnog modela i odvija se u koracima. Sadrži vrlo velik broj različitih brojčanih operacija te konstrukciju grafičkih prikaza.

U prvom se koraku utvrđuju inicijalne procjene komponenti, u drugom se različitim postupcima revidiraju, odnosno poboljšavaju. U trećem se koraku daju konačne procjene komponenti kao i mnogobrojni statističko-analitički pokazatelji kakvoće rezultata.

Inicijalna procjena trenda predočuje se centriranim pomičnim prosjecima. Omjer originalnih vrijednosti i procjene trenda predočuju inicijalnu (zajedničku) procjenu sezonske i iregularane komponente.

Da bi se dobila prva procjena sezonske komponente, za navedene omjere određuju se vagani pomični prosjeci, a preliminarna procjena sezonske komponente slijedi korekcijom prve procjene. Dijeljenjem originalnih vrijednosti serije s preliminarnim procjenama vrijednosti sezonske komponente dolazi se do preliminarnih desezoniranih vrijednosti serije.

Slijede postupci revidiranja preliminarnih procjena radi poboljšanja njihovih svojstava. Poboljšanje procjene trenda postiže se Hendersonovim pomičnim prosjecima, a broj članova prosjeka ovisi o stupnju varijabilnosti niza.

Dijeljenje vrijednosti originalnog niza s navedenim pomičnim prosjecima dovodi do druge procjene sezonske i iregularne komponente. Slijedi procjena manjkajućih vrijednosti na početku i kraju niza odgovarajućim (asimetričnim) pomičnim prosjecima. Konačna procjena sezonske komponente dobiva se primjenom odgovarajućih pomičnih prosjeka i njihovom korekcijom. Konačna procjena trend komponente slijedi iz primjene 9, 13 ili 23 – članih Hendersonovih pomičnih prosjeka nad desozoniziranom serijom, koja je prethodno modificirana za ekstremne vrijednosti. Konačna procjena iregularne komponente dobije se tako da se vrijednosti trend komponente podijele vrijednostima desezonirane serije.

Metoda *X-12-ARIMA* je iterativna, a uključuje primjenu mnogobrojnih statističko-analitičkih pokazatelja i postupaka (prosjeci, standardne devijacije, modifikacije uslijed pojave atipičnih vrijednosti, testiranje hipoteza o značajnosti sezonske komponente, procjene efekata varijacija kalendara pomoći regresijske analize i dr.). U empirijskoj analizi osobito su korisni pokazatelji kakvoće postupaka (*M*-vrijednosti, spektralni rasporedi i dr.).

Sastavni dio metode je *regARIMA* modul. Uloga tog dijela u sklopu metode je slična onoj koju ima *TRAMO* u sustavu *TRAMO/SEATS*. U općem je obliku *regARIMA* za niz Y_t

$$\begin{aligned} (\mathbf{1} - \mathbf{B})^d (\mathbf{1} - \mathbf{B}^s)^D Y_t &= \sum_{i=1}^r \beta_i \left[(\mathbf{1} - \mathbf{B})^d (\mathbf{1} - \mathbf{B}^s)^D \mathbf{x}_{it} \right] + \xi_i \\ \xi_i &= (\mathbf{1} - \mathbf{B})^d (\mathbf{1} - \mathbf{B}^s)^D \left(Y_t - \sum_{i=1}^r \beta_i \mathbf{x}_{it} \right) \end{aligned} \quad (14)$$

Za član modela ξ_i pretpostavlja se da ima strukturu kovarijančno stacionarnog stohastičkog procesa. Primarna je svrha tog dijela modela procjena manjkajućih vrijednosti niza uzrokovanih primjenom simetričnih filtera.

Među neparametarskim metodama je i DAINTES³ metoda. Metoda se zasniva na uporabi asimetričnih filtera. Stoga ne zahtijeva revizije rezultata nakon produljenja niza.

Imajući u vidu prethodno iznesene temeljne karakteristike metoda razvidno je da brojčani rezultati ovise o primjenjenoj metodi desezoniranja. Ta se činjenica odražava na analizu problema direktnog i indirektnog desezoniranja, kao i na indikatore izvedene iz primjenjenih postupaka. Ti se rezultati mogu signifikantno razlikovati.

Rezultati direktnog i indirektnog desezoniranja predočenih metoda mogu se podudarati (Lidiray and Mazzi [15]) samo : (1) ako je agregatni niz algebarski zbroj komponenata, (2) ako je odabran aditivni model dekompozicije koji ne uključuje netipične vrijednosti (3) globalni filter je primjenjen u postupku desezoniranja isti za sve komponentne nizove.

Kako ne postoji egzaktni kriterij (osim navedenog), pri izboru se rabe iskustveni. Direktno desezoniranje agregatnih nizova moguće je primjeniti ako se osobitosti nizova komponenti značajno ne razlikuju. U protivnome, prikladnije je primjeniti indirektno desezoniranje.

Uvid u elemente za odluku o izboru pružaju različiti analitički rezultati, kojima se prosuđuje kakvoća primijenjene metode desezoniranja. Među najvažnije pokazatelje prikladnosti metode desezoniranja jest pokazatelj odsutnosti sezonskog utjecaja u desezoniranom nizu i slučajnoj komponenti. Pri tome se rabe rezultati spektralne analize rezidualnih odstupanja koji su sastavni dio obrade metodom X-12-ARIMA. Spektralni raspored pri adekvatno provedenom desezoniranju niza približno je uniformna oblika. Spektralni raspored s vrhovima uz sezonske frekvencije (kutne frekvencije koje kod mjesecnih nizova iznose $k/12$ ciklusa, $k \in [1,6]$) upućuje da niz nije očišćen od sezonskih utjecaja.

Važna svojstva desezoniranja su stabilnost i nepristranost procjena. Procjene su stabilne, ako uključivanje novih podataka u process desezoniranja zahtijeva minimalne revizije ranijih rezultata. Procjene će biti nepristrane, ako je slična razina originalnog i desezoniranog niza.

Neki korisnici daju prednost izgladenjem desezoniranju, premda taj zahtjev može biti u suprotnosti sa zahtjevom stabilnosti (vidjeti npr. Hood and Findley [7,8]).

3. EMPIRIJSKA ANALIZA⁴

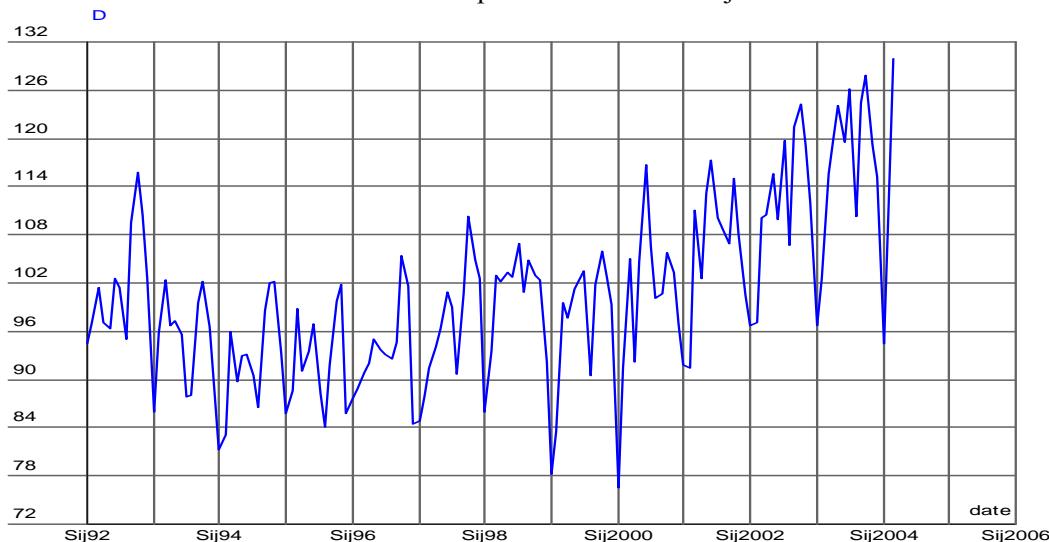
Predmet empirijske analize problema direktnog i indirektnog desezoniranja je mjeseci niz indeksa industrijske proizvodnje (*Preradivačka industrija*, područje D, NKD) Republike Hrvatske u periodu sij-1992–ožu-2004. Analizirani se niz računa kao ponderirani zbroj 23 komponente (odjeljci), pri čemu su ponderi komponenata udjeli (stope) kojima pojedini odjeljci preradivačke industrije sudjeluju u bruto dodanoj vrijednosti (BDP, 2000. godine). Ta godina je izabrana stoga što su bazni indeksi industrijske proizvodnje dani s baznom godinom 2000. Analiza je provedena i za podpodručje DA *Proizvodnja hrane, pića i duhanskih proizvoda* i njegova dva odjeljka.

³ DAINTES metoda desezoniranja u pravilu se koristi pri desezoniranju rezultata konjunkurnih testova, a rjeđe za desezoniranje makroekonomskih nizova. Vidjeti: *The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys – User Guide* (Updated: 02/06/2003 and updated: 26/05/2004), European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs.

⁴ Pri desezoniranju sustavom TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA korišten je DEMETRA interface. Program DAITNES pribavljen je od ovlaštene softwerske tvrtke.

Promatrani je niz područja D prema (4) $\mathbf{Y}_t = \sum_{i=1}^K \boldsymbol{\omega}_i \cdot \mathbf{Y}_{it}$ te desezonirani niz prema (6) $\mathbf{A}_t = \sum_{i=1}^K \boldsymbol{\omega}_i \mathbf{A}_{i,t}$. Stope promjene $\frac{\nabla \mathbf{A}'_{t+1}}{\mathbf{A}'_t}$ definirane su u (7). Niz indeksa prerađivačke industrije prikazan je slikom 1.

Slika 1. Indeksi prerađivačke industrije



U empirijskoj analizi primijenjen je sustav⁵ desezoniranja *TRAMO/SEATS* za agregatni niz i svaku od njegovih komponenti, zatim metoda *X-12-ARIMA* za dio serija, te metoda *DAINTES*. Cilj je empirijske analize usporediti rezultate primjenom direktnog i indirektnog postupka desezoniranja. Tri primjenjene metode desezoniranja počivaju na različitim osnovama. Stoga su mogućnosti njihove komparacije ograničene.

Primjenom sustava desezoniranja⁶ *TRAMO/SEATS* procijenjeni su parametri modela i utvrđeni pokazatelji njihove kakvoće⁷. Forme modela predviđene su u tabeli 1.

Tabela 1. Modeli vremenskih nizova za područje D i odjeljke (*TRAMO/SEATS*)

Niz	Model	Sezonalnost	Q	Niz	Model	Sezonalnost	Q
D	(011)X(011)	da	1.655	26	(100)X(011)	da	2.569
15	(011)X(011)	da	1.986	27	(100)X(011)	da	2.102
16	(100)X(001)	da	3.098	28	(111)X(011)	da	2.286
17	(011)X(011)	da	1.902	29	(011)X(011)	da	2.527
18	(011)X(100)	da	1.919	30	(011)X(011)	da	2.166
19	(012)X(011)	da	2.313	31	(011)X(011)	da	2.579
20	(010)X(011)	da	2.536	32	(000)X(001)	da	3.764
21	(111)X(011)	da	4.289	33	(011)X(011)	da	2.540
22	(011)X(011)	da	2.785	34	(011)X(000)	ne	6.129
23	(011)X(011)	da	2.973	35	(011)X(011)	da	3.410
24	(100)X(011)	da	2.755	36	(011)X(011)	da	2.372
25	(011)X(011)	da	2.540	37	(011)X(011)	da	3.399

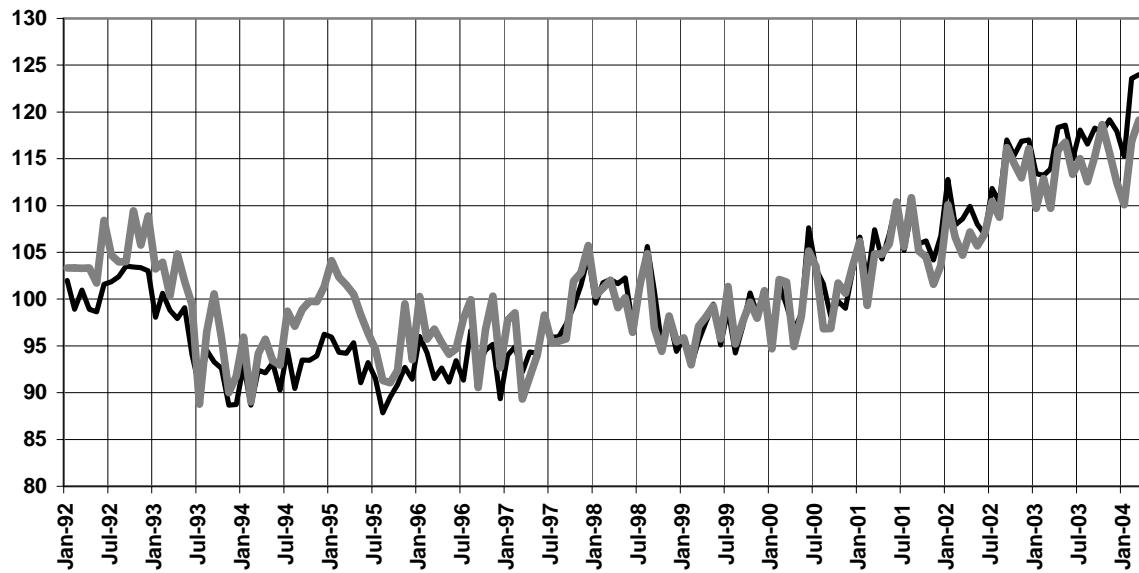
⁵ Od 2004. godine sustavom TRAMO/SEATS provodi se desezoniranje nizova Dražavnog zavoda za statistiku.

⁶ Pri usporedbi modela potrebno je imati u vidu različite statističko-analitičke pokazatelje svojstava procjena. Ti su pokazatelji sastavni dio ispisa obrade programskom potporom i nalaze se u prilogu. rezultati dobiveni sustavom TRAMO/SEATS u sklopu interfacea DEMETRA zadovoljavaju postavljene kriterije kakvoće.

⁷ Q je indeks kakvoće desezoniranja. Poprima vrijednosti iz intervala **[0, 10]**

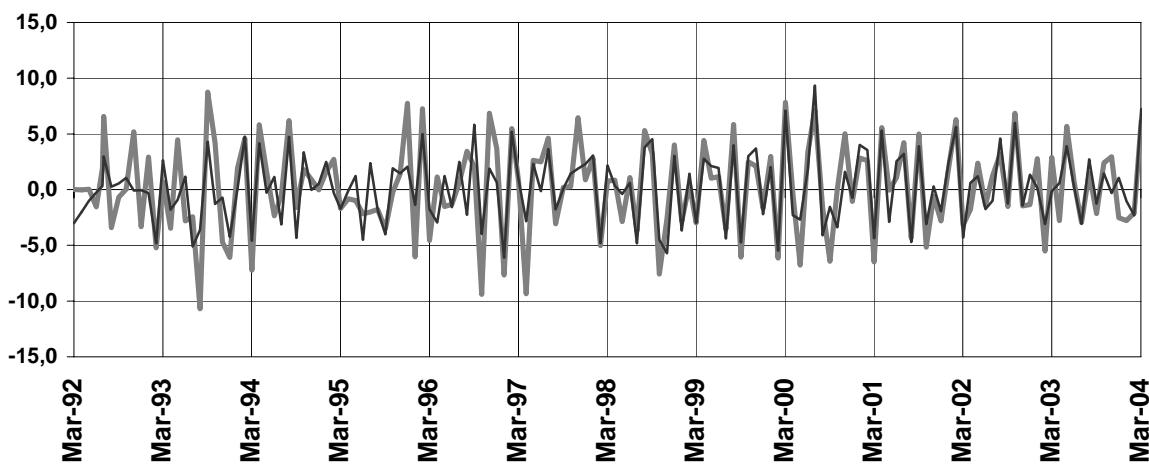
Oblici modela osam odjeljaka podudaraju se s modelom područja. Modeli preostalih petnaest odjeljaka razlikuju se od modela za područje. Indeksi direktno i indirektno desezoniranog niza za područje D prikazani su slikom 2.

Slika 2. Indeksi direktno i indirektno desezoniranog niza D



Mjesečne stope promjena računane na oba načina prikazane su slikom 3.

Slika 3. Usporedba mjesečnih stopa



U postupku analize utvrđene su prosječne mjesečne stope za svaku godinu, te njihov godišnji prosjek⁸. Stope promjene (godina-na-godinu) dobivene za područje direktno i indirektno pomoću desezoniranih vrijednosti nizova sustavom *TRAMO/SEATS* prikazane su u tabeli 2.

⁸ Prosjek stopa (jedostavna aritmetička sredina) primjenjuje se i u sustavu desezoniranja *X-12-ARIMA*.

Tabela 2. Godišnje stope promjene za područje D
na temelju direktno i indirektno desezoniranog niza (SD , SD') i njihove razlike

DATUM	D PRERAĐIVAČKA INDUSTRIJA - godišnji mjesecni prosjeci		
	SD	SD'	Razlika
92/91	0.10	0.52	-0.42
93/92	-1.20	-1.28	0.09
94/93	0.73	0.90	-0.16
95/94	-0.40	-0.61	0.21
96/95	-0.13	0.05	-0.19
97/96	1.34	1.19	0.16
98/97	-0.79	-0.78	-0.01
99/98	0.57	0.52	0.04
00/99	0.30	0.33	-0.03
01/00	0.36	0.08	0.28
02/01	0.81	1.00	-0.19
03/02	0.09	-0.21	0.30

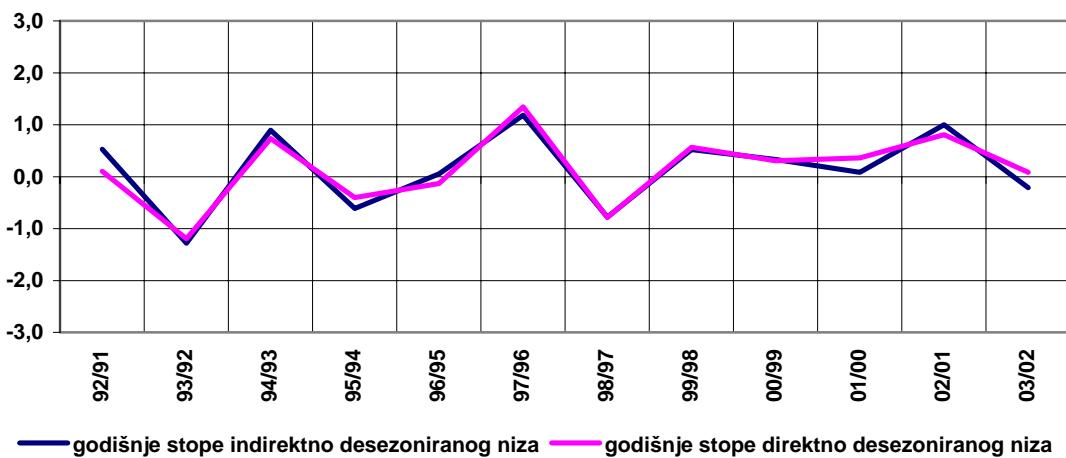
Predznaci stopa računanih na temelju direktno i indirektno desezoniranog niza jednaki su za 10 od 12 stopa. Njihove deskriptivno statističke veličine dane su u tabeli 3.

Tabela 3. Deskriptivno-analitički pokazatelji stopa i razlika stopa

	SD	SD'	Razlika
Medijan	0.207	0.194	-0.066
Raspon	2.469	3.195	1.801
Minimum	-1.282	-1.195	-1.103
Maximum	1.187	2.000	0.698

Razlike procjena stopa dobivene na temelju direktno i indirektno desezoniranih nizova u manjoj se mjeri razlikuju, a i raspon varijacije im je približno jednak. Stope su uspoređene na slici 4.

Slika 4. Usporedba godišnjih stopa



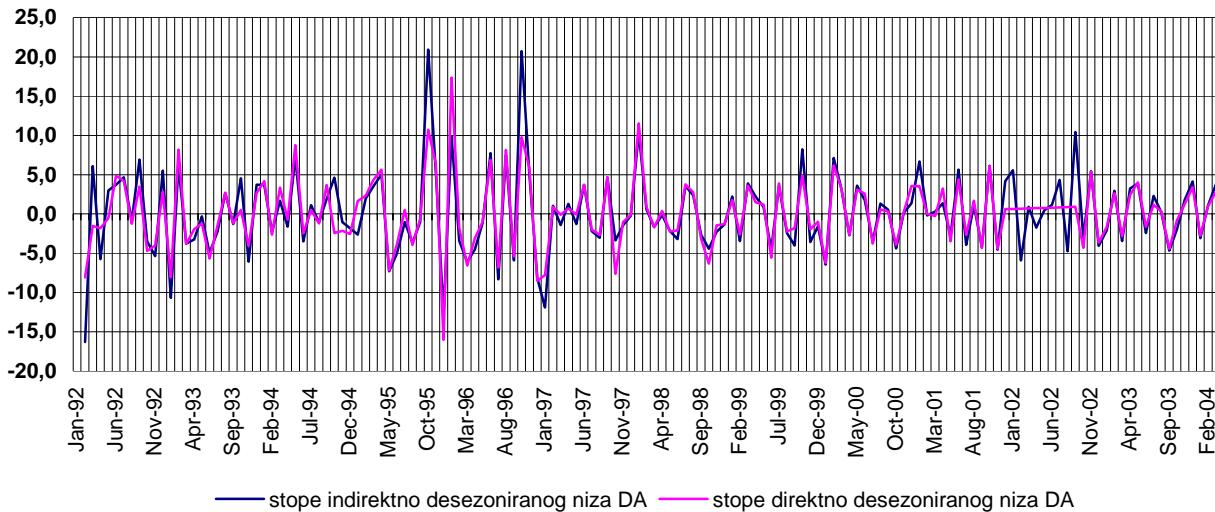
TRAMO/SEATS sustavom i sustavom *X-12-ARIMA* provedena je analiza podpodručja *DA* (Proizvodnja hrane, pića i duhanskih proizvoda) s dva odjeljka. Podpodručje, odnosno odjeljci imaju u području D relativno velik ponder. Modeli nizova u sklopu dvaju sustava desezoniranja prikazani su u tabeli 4.

Tabela 4. TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA modeli⁹ podpodručja DA i njegovih odjeljaka

Niz	TRAMO/SEATS		Q	X-12-ARIMA	
	Model	Niz		Model	Q
DA	(100)X(011)		1.833	DA	(012)X(011)
d15	(011)X(011)		1.986	d15	(012)X(011)
d16	(100)X(011)		3.098	d16	(100)X(001)

Analognim postupcima analizirane su stope promjene za podpodručje DA *Proizvodnja hrane, pića i duhanskih proizvoda*. Primijenjen je direktni i indirektni postupak desezoniranja agregatnog niza DA te utvrđenje na oba načina mjesecne stope. Mjesecne stope prikazane su na slici 5.

Slika 5. Mjesecne stope promjene direktno i indirektno desezoniranog niza DA



Godišnje stope promjene primjenom TRAMO/SEATS i X-12-ARIMA sustava prikazane su u tabeli 5.

Tabela 5. Godišnje stope promjene podpodručja DA
Proizvodnja hrane, pića i duhanskih proizvoda i njihove razlike

	TRAMO/SEATS			X-12-ARIMA		
	SD	SD ^T	Razlika	SD	SD ^T	Razlika
92/91	-0.17	-0.59	-0.42	-0.52	-0.12	0.39
93/92	-1.29	-1.11	0.18	-1.31	-1.44	-0.13
94/93	0.75	0.53	-0.22	0.51	0.62	0.11
95/94	0.26	-0.01	-0.27	0.41	0.32	-0.09
96/95	1.12	1.25	0.13	1.34	1.22	-0.12
97/96	-1.18	-0.95	0.23	-1.21	-1.16	0.05
98/97	-0.08	0.09	0.17	-0.01	-0.13	-0.12
99/98	0.12	0.14	0.02	0.21	0.26	0.05
00/99	0.17	0.26	0.09	0.41	0.26	-0.15
01/00	0.81	0.77	-0.04	0.76	0.88	0.12
02/01	0.73	0.56	-0.17	0.62	0.66	0.04
03/02	0.32	0.32	0.00	0.28	0.36	0.08

Predznaci mjesecnih stopa promjene na bazi TRAMO/SEATS sustava direktnog i indirektnog desezoniranja podudaraju se u 93.1% slučajeva. Na godišnjoj razini podudaraju se u deset od dvanaest vrijednosti.

⁹ Funkcija ARIMA modela u sklopu sustava desezoniranja X-12-ARIMA opisana je ranije.

Mjesečne stope promjene proizvodnje (na bazi rezultata metode *X-12-ARIMA*) u podpodručju *Proizvodnja hrane, pića i duhanskih proizvoda* za niz indeksa desezoniranih direktno i indirektno po smjeru (predznaku) podudaraju se u 95.89% slučajeva, a na godišnjoj razini u potpunosti su jednake smjeru (predznaku).

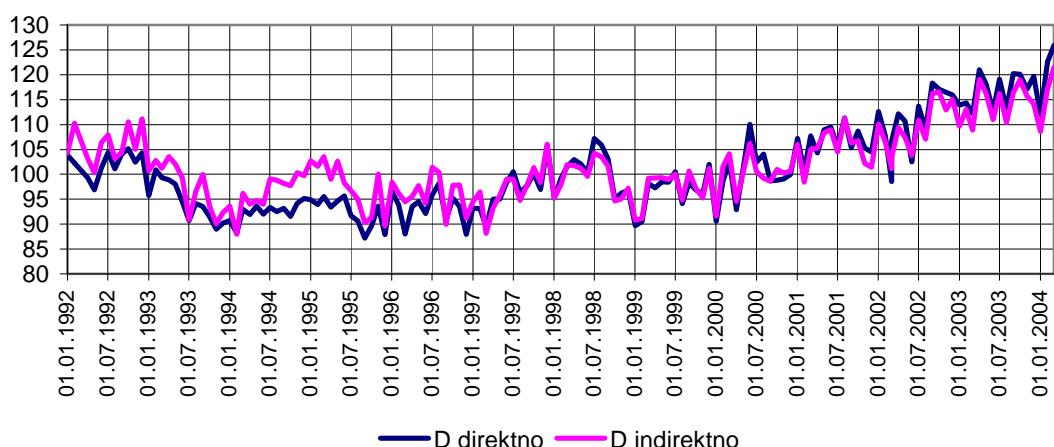
Deskriptivno – analitički pokazatelji upućuju na zaključak o relativno malim razlikama stopa utvrđenih na spomenute načine. Predznaci stopa (*TRAMO/SEATS*) u manjoj se mjeri podudaraju, a i razlike su nešto veće.

Tabela 6. Deskriptivno-analitički pokazatelji stopa i razlika stopa (*X-12-ARIMA*)

	<i>SD</i>	<i>SD'</i>	Razlika
Medijan	0.345	0.293	0.052
Raspon	2.644	2.656	-0.012
Minimum	-1.306	-1.439	0.133
Maximum	1.338	1.217	0.121

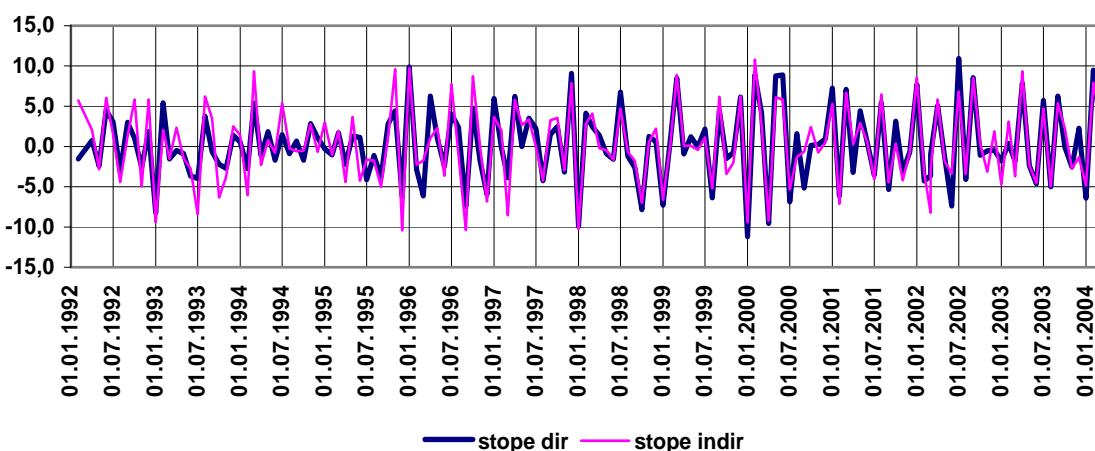
Niz indeksa područja D Prerađivačka industrija desezoniran je direktno i indirektno metodom *DAINTES*. Dobiveni nizovi su uspoređeni na slici 6.

Slika 6. Direktno i indirektno desezonirani niz indeksa metodom DAINTEs



Na temelju vrijednosti desezoniranih nizova izračunane su mjesečne stope promjene. Te su stope prikazane slikom 7.

Slika 7. Mjesečne stope promjene indeksa Prerađivačke industrije



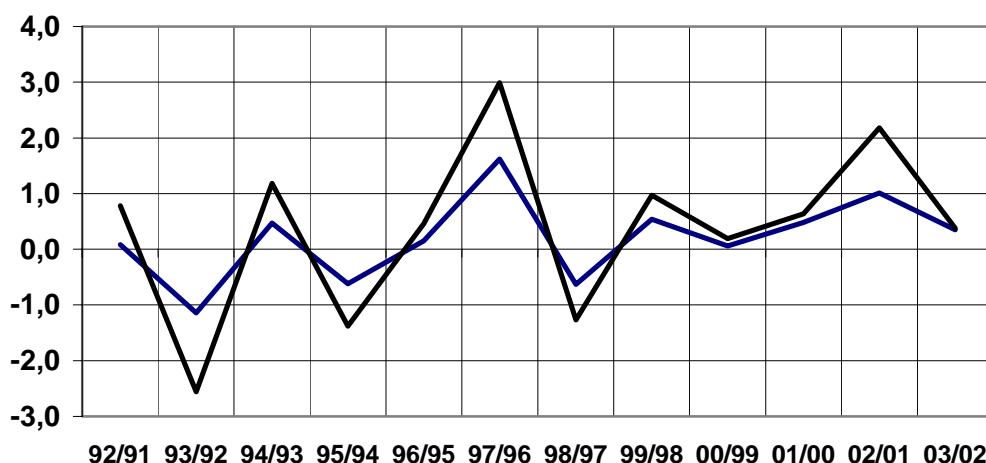
Godišnje stope računane iz direktno i indirektno desezoniranog niza predočene su u tabeli 7. Predznaci stopa podudaraju se za svako razdoblje.

Tabela 7. Godišnje stope promjene za područje prerađivačke industrije, iz direktno i indirektno desezonirane serije i njihove razlike (DAINTES)

DATUM	D PRERAĐIVAČKA INDUSTRIJA - godišnji mjesecni prosjeci		
	SD	SD ^I	Razlika
92/91	0.08	0.70	-0.62
93/92	-1.14	-1.42	0.28
94/93	0.47	0.71	-0.24
95/94	-0.62	-0.76	0.14
96/95	0.15	0.31	-0.17
97/96	1.62	1.37	0.25
98/97	-0.63	-0.64	0.00
99/98	0.54	0.43	0.10
00/99	0.06	0.13	-0.07
01/00	0.48	0.16	0.32
02/01	1.01	1.17	-0.15
03/02	0.35	0.03	0.31

Stope na godišnjoj razini prikazane su slikom 8.

Slika 8. Godišnje stope iz direktno i indirektno desezoniranog niza (DAINTES)



U tabeli 8. navedeni su deskriptivno-analitički pokazatelji stopa i razlike stopa.

Tabela 8. Deskriptivno-analitički pokazatelji stopa i razlike stopa (DAINTES)

	SD	SD ^I	Razlika
Medijan	0.247	0.238	-0.053
Raspon	2.765	2.787	0.943
Minimum	-1.143	-1.419	-0.321
Maximum	1.622	1.368	0.622

Vrijednosti medijalnih stopa i drugi pokazatelji ukazuju na male razlike vrijednosti stopa dobivenih na alternativan način.

4. ZAKLJUČAK

Dobiveni rezultati direktnog i indirektnog desezoniranja niza indeksa prerađivačke industrije dobiveni primjenjenom metodom ne razlikuju se značajno, te se na osnovi provedene analize ne može utvrditi koji je od dva načina desezoniranja bolji. Iz toga slijedi da je zbog sličnosti rezultata dobivenih direktnim i indirektnim načinom desezoniranja (razlike između vrijednosti direktno i indirektno desezoniranog agregatnog niza su male) iz praktičnih razloga opravdano primijeniti direktni način desezoniranja promatranoj aggregatnog niza.

S druge strane, strategija EU, odnosno Eurostata je da se općenito preferira indirektni način desezoniranja ako se desezoniraju nizovi po područjima (potpodručjima) klasifikacije djelatnosti.

LITERATURA

1. Astolfi R., D. Ladiray, G.L.Mazzi (2003). *Business cycle extraction of Euro-zone GDP: direct versus indirect approach*. Office for Official Publications of the EC.
2. Blake, A., Kapetanios, G., Weale, M. (2000). *A Common European Business Cycle*, Working Paper, Eurostat.
3. Chang, I. and C. G. Tiao (1983). *Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers*, Technical Report 8, Statistics Research Center, University of Chicago.
4. Chang, I. , C. G. Tiao and C. Chen (1988). *Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers*, Technometrics, 30, 193-204.
5. Dagum, E. B., (1979). *On the Seasonal Adjustment of Economic Time Series Aggregates: A Case Study of the Unemployment Rate, Counting the Labor Force*, National Commission on Employment and Unemployment Statistics, Appendix, 2: 317-344
6. Findley, D. F., D. E. K. Martin, and K. C. Wills, (2002), *Generalizations of the Box-Jenkins Airline Model*, Proceedings of the Business and Economics Section, American Statistical Association: Alexandria, VA.
7. Findley, D. F., et al.(1998). *New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program*. Journal of Business and Economic Statistics, 16: 127-176.
8. Findley, D. F., et al. (1990). *Sliding Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjustments*, Journal of the American Statistical Association, 85: 345-355.
9. Geweke, J. (1976). *The Temporal and Sectoral Aggregation of Seasonally Adjusted Time Series*, Proceedings of the Conference on the Seasonal Analysis of Economic Time Series, Economic Research Report ER-1, Arnold Zellner Editor, Washington.
10. Gómez, V. (2000). *Revision-based Test for Direct versus Indirect Seasonal Adjustment of Aggregated Series*, Doc. Eurostat/A4/SA/00/08
11. Hood, C. C., (2001). *X-12-Graph: A SAS/GRAFH Program for X-12-ARIMA Output, User's Guide for the X-12-Graph Interactive for PC/Windows*, Version 1.2, Bureau of the Census, U.S. Department of Commerce.
12. Hood, C. C., (2002). *Comparison of Time Series Characteristics for Seasonal Adjustments from SEATS and X-12-ARIMA*, Proceedings of the Business and Economics Section, American Statistical Association: Alexandria
13. Hood, C. C., J. D. Ashley, and D. F. Findley, (2000). *An Empirical Evaluation of the Performance of TRAMO/SEATS on Simulated Series*, Proceedings of the Business and Economics Section, American Statistical Association: Alexandria
14. Hood, C. C. and D. F. Findley, (1999). *An Evaluation of TRAMO/SEATS and Comparison with X-12-ARIMA*, Proceedings of the Business and Economics Section, American Statistical Association: Alexandria.
15. Ladirai, D. and Mazzi, G. L. (2003). *Seasonal adjustment of European aggregates: direct versus indirect approach*. European Central Bank. Frankfurt am Main.
16. Lothian, J. and Morry, M. (1977). *The Problem of Aggregation; Direct or Indirect*, Working Paper, Time Series Research and Analysis Division, Statistics Canada, Ottawa.
17. Marvall A.(2003). *A class of diagnostics in the ARIMA-model –based decomposition of a time series*. European Central Bank. Seasonal adjustment, 23-36
18. Pfefferman, D., E. Salama, and S. Ben-Turvia, (1984). *On the Aggregation of Series: A New Look at an Old Problem*, Working paper, Bureau of Statistics, Jerusalem.
19. Planas, C., Campolongo, F. (2000). *The Seasonal Adjustment of Contemporaneously Aggregated Series*, Working Paper, Joint Research Centre of European Commission.

20. Scott, S., Zadrozny, P. (1999). *Aggregation and Model-based Methods in Seasonal Adjustment of Labor Force Series*, Journal of Business and Economic Statistics, 156-161.
21. Scott, S. (1984), A Case Study of Direct and Indirect Seasonal Adjustment of Aggregate Series, Journal of Business and Economic Statistics, 686-691.
22. Wallis, K. F. (1974), Seasonal Adjustment and Relations Between Variables, Journal of the American Statistical Association, 69, 18-32.
23.European Central Bank (2000). *Seasonal adjustment of monetary aggregates and HICP for the euro area*, ECB Other Publications.
24.Eurostat (2000), *Eurostat Recommandations Concerning Seasonal Adjustment Policy*, Report of the Internal Task Force on Seasonal Adjustment.
25.European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs (2004). (DAINTES) *The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys – User Guide* (update: 26/05/2004).
26.U.S. Census Bureau. (2002), *X-12-ARIMA Reference Manual, Final Version 0.2*, Washington.
27.U.S. Census Bureau (2002). X-12-ARIMA Reference Manual Version 0.2.10, Time Series Staff.