

OLS model fizičkih  
pokazatelja inozemnoga  
turističkog prometa na  
hrvatskom tržištu

Tihomir Stučka

*Izdaje:*

Hrvatska narodna banka  
Direkcija za odnose s javnošću i izdavačku djelatnost  
Trg burze 3, 10000 Zagreb  
Telefon centrale: 4564-555  
Telefon: 4922-070, 4922-077  
Telefaks: 4873-623

*Web adresa:*

<http://www.hnb.hr>

*Glavni urednik:*

dr. Boris Vujčić

*Uredništvo:*

dr. Ante Babić  
mr. Igor Jemrić  
dr. Evan Kraft

*Urednica:*

Romana Sinković

*Grafički urednik:*

Slavko Križnjak

*Lektura:*

Dragica Platužić

*Suradnica:*

Ines Merkl

*Tisak:*

Poslovna knjiga d.o.o., Zagreb

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

Tiskano u 360 primjeraka

ISSN 1332-1900

## OLS MODEL FIZIČKIH POKAZATELJA INOZEMNOGA TURISTIČKOG PROMETA NA HRVATSKOM TRŽIŠTU

### Sažetak

Turizam je u hrvatskim okvirima jedna od bitnijih neto izvoznih djelatnosti. U sklopu platne bilance prihodi od turizma znatno sudjeluju u financiranju deficita robne razmjene, odnosno u financiranju deficita računa tekućih transakcija. Stoga je nužno razviti primjereni ekonometrijski model na osnovi kojega će se vršiti projekcija fizičkih turističkih pokazatelja (dolasci/noćenja) te na osnovi toga procijeniti buduće prihode od turizma prema pojedinih makroekonomskim varijablama za glavna hrvatska emitivna tržišta.

U ovom je radu OLS tehnikom ocijenjen skup pojedinačnih jednadžbi potražnje za turizmom i na taj se način prati trendove u međunarodnoj literaturi. Definirani su osnovni model (koji sadrži dohodak emitivnog tržišta i relativnu cijenu prilagođenu za tečaj) i prošireni model potražnje (koji dodatno sadrži tokove dolazaka i nezaposlenost na emitivnim tržištima sa zaostatkom  $t-4$ , te eksplicitni tečaj) za razdoblje od četvrtog tromjesečja 1993. do drugog tromjesečja 1999. za tržišta Njemačke, Austrije, Italije, Nizozemske, Slovenije, Češke, Slovačke, Mađarske i Poljske. Rezultati ocjenjivanja pokazali su da su dolasci pogodnija veličina u usporedbi s noćenjima. Isto tako, čini se da osnovni model bolje opisuje kretanje dolazaka od proširenog modela, što se može objasniti i kratkoćom serije. Općenito gledano, dohodovna potražnja modelirana BDP-om za sva je tržišta pozitivno elastična. Tržište Češke jedino pokazuje negativni predznak kod dohodovnog koeficijenta, što sugerira da je Hrvatska kao receptivna destinacija na tom tržištu inferiorno dobro. Cjenovna potražnja definirana pretežno prilagođenim relativnim cijenama uglavnom je negativno elastična. Iznimka su tržišta Slovenije, Poljske i Italije na kojima se potražnja čini cjenovno neelastičnom. U svim jednadžbama binarna varijabla za razdoblje Oluje je signifikantna, osim za Sloveniju, što odgovara našim očekivanjima.

**JEL:** C22; C53; L83

**Ključne riječi:** turistička potražnja; OLS ekonometrijski model; Hrvatska

## Sadržaj

1. Uvod . . . . .	1
2. Pregled literature . . . . .	2
3. Osnovna i proširena jednadžba i definicija teoretskog modela . . . . .	4
3.1. Osnovna i proširena jednadžba . . . . .	4
3.1.1. Noćenja i dolasci . . . . .	4
3.1.2. Prihod . . . . .	5
3.1.3. Cijena . . . . .	5
3.1.4. Tečaj . . . . .	6
3.1.5. Nezaposlenost i tokovi dolazaka/noćenja inozemnih gostiju sa zadržskom ( <i>lagged arrivals/overnights</i> ) . . . . .	6
3.1.6. Marketinške investicije . . . . .	6
3.2. Definicija teoretskog modela . . . . .	8
4. Opis podataka . . . . .	10
4.1. Opće karakteristike podataka . . . . .	10
4.2. Izbor tehnike modeliranja . . . . .	11
5. Ekonometrijske karakteristike podataka . . . . .	12
6. Ocjena modela . . . . .	14
6.1. Interpretacija ocijenjenih koeficijenata . . . . .	14
6.2. Opis preciznosti projekcije fizičkih pokazatelja inozemnoga turističkog prometa na hrvatsko tržište . . . . .	17
6.3. Prijedlozi za unapređenje modela i kritički osvrt na dobivene rezultate . . . . .	20
7. Zaključak . . . . .	22
Literatura . . . . .	23
Dodatak . . . . .	24
1) Objašnjenje značenja superkonzistentnosti . . . . .	24
2) Tehnike desezoniranja vremenskih serija: metoda pomičnog prosjeka i X11 . . . . .	24
3) Prošireni Dickey-Fullerov test: $H_0: z_t \sim I(1)$ . . . . .	25
4) Ocijenjene jednadžbe . . . . .	26
5) Ocjena projekcije po tržištima . . . . .	40

# OLS MODEL FIZIČKIH POKAZATELJA INOZEMNOGA TURISTIČKOG PROMETA NA HRVATSKOM TRŽIŠTU

## 1. Uvod

U okvirima hrvatskoga gospodarstva turizam je, kao neto izvozna djelatnost, znatan izvor deviznih prihoda. U projekciji za 1999. godinu prihodi od turizma procijenjeni su na 2,5 milijarde USD, što znači da sudjeluju s oko 30% u ukupnim prihodima računa tekućih transakcija platne bilance (isključujući pritom prihode s pozicije tekućih transfera). U 2000. godini predviđa se porast prihoda na 2,89 milijarde USD<sup>2</sup>, što je povećanje udjela na oko 32% u ukupnim prihodima tekućeg računa. Promatramo li turističke prihode u svjetlu proizvodnog potencijala Hrvatske, primijetit ćemo neprekidan uzlazni trend njihovih udjela u BDP-u od 1995. do 1998.<sup>3</sup>, kada su prihodi od turizma iznosili 12,8% BDP-a. Tako se važnost turističke izvozne djelatnosti potvrđuje i s pozicije sudjelovanja u poboljšanju, odnosno održivosti salda tekućeg računa platne bilance, i s pozicije vođenja makroekonomske politike (u užem smislu stabilnosti tečaja kune). Procjena zapošljavanja u turističkom sektoru u 1997. godini iznosi oko 5%<sup>4</sup> od ukupnog broja zaposlenih. Zapošljavanje u navedenom uslužnom sektoru dobiva na težini uzme li se u obzir njegov snažan regionalni karakter u obalnom dijelu Hrvatske, uključujući pritom i gospodarski nerazvijena područja kao što su otoci i obalno zaleđe, gdje se turizam dugoročno gledano nudi kao izvor zapošljavanja i prihoda stanovništva.

Uzimajući u obzir značenje koje turizam zauzima, kao jedna od hrvatskih gospodarskih grana koja posjeduje komparativnu prednost u usporedbi s međunarodnim okruženjem, neophodno je postaviti ozbiljnu, na ekonomskoj teoriji zasnovanu, projekciju prihoda od turizma. Definicija takvog modela, koji je u hrvatskoj literaturi prvi put kauzalnoga karaktera, pa tako može ponuditi i konkretna objašnjenja kretanja fizičkih pokazatelja prometa, osnovna je namjera autora članka. Koji se oblici praktične primjene mogu očekivati od ekonometrijskog modeliranja turističkih fizičkih pokazatelja? Prvo, projekcija fizičkih pokazatelja (dolasci/noćenja) može služiti kao alternativna osnova za procjenjivanje prihoda od turizma, kombinirajući rezultate anketnog

---

1 Autor zahvaljuje dr. Anti Babiću, dr. Evanu Kraftu, dr. Krešimiru Žigiću te članovima ekonomske radionice HNB-a na korisnim primjedbama. Odgovornost za rezultate i stavove pripada samo autoru.

2 Projekcija od 19. srpnja 2000.

3 Galinec (1999).

4 Ministarstvo turizma RH (1998, 1999).

ispitivanja u mjestu boravka (Tomas) i na graničnim prijelazima<sup>5</sup>. To prije, jer se do ekonometrijskih rezultata došlo segmentiranim pristupom fizičkim pokazateljima, znači po pojedinim emitivnim tržištima, što povećava preciznost procjene. Glavna emitivna tržišta uključena u sistem jednadžbi jesu Njemačka, Austrija, Italija, Nizozemska, Slovenija, Češka, Slovačka, Mađarska i Poljska. Prilaženjem problematici procjene prihoda od turizma s više strana vrši se postavljanje okvirnih vrijednosti, tzv. “*benchmarking*”. Jasno je da je neophodna kvantitativna prilagodba za domaće goste koji se nalaze izvan Hrvatske duže od godinu dana i vode se prema DZS-u kao domaći, a prema statistici platne bilance kao inozemni gosti, te isto tako prilagođavanje za ne-registrirana noćenja/dolaske. Drugo, projekcija fizičkog pokazatelja prometa jedna je od glavnih ulaznih informacija za ekonometrijsku projekciju prihoda od turizma. U skladu s točnijim budućim procjenama fizičkog prometa u Hrvatskoj moći će se utvrditi u kolikoj mjeri fizički pokazatelji objašnjavaju kretanje turističkih prihoda. Na osnovi iskustava s profilom hrvatskih inozemnih gostiju možemo naslutiti da postoji snažna pozitivna veza između broja dolazaka/noćenja i prihoda od turizma. Treće, ekonometrijskim modeliranjem može se osim projekcija budućega turističkog prometa vršiti i strukturalna analiza utjecaja promjena pojedinih čimbenika na pojedinim emitivnim tržištima na promet u Hrvatskoj (promjene predviđenog porasta BDP-a, indeksa potrošačkih cijena i tečaja) te odrediti politika prema pojedinom tržištu (očekivani visoki porast na jednom tržištu zbog pozitivnog utjecaja egzogenih makrovarijabli omogućuje primjerice preusmjeravanje većeg iznosa promocijskih sredstava ili subvencije organizatorima putovanja na tržišta s manje povoljnim makrookruženjem).

U drugom poglavlju dan je kratak pregled međunarodnih i hrvatskih radova na polju modeliranja turističkog prometa. Slijedi opis intuicije koja stoji iza modela i razvoj teorijskog modela. Četvrto poglavlje sadrži opis podataka koji su korišteni u modelu te objašnjenja izbora varijabli i tehnike ocjenjivanja jednadžbi. Zatim je, u petom poglavlju, izvršena kratka analiza ekonometrijskih karakteristika varijabli. U šestom poglavlju prikazane su ocijenjene jednadžbe i stupanj njihove točnosti. Ocijenjeni sistem jednadžbi smatramo zadovoljavajućim s obzirom na strukturalne lomove do kojih je došlo u, za ekonometrijske pojmove, kratkom razdoblju postojanja Hrvatske.

## 2. Pregled literature

Općenito se može reći da velika većina radova u segmentu modeliranja turističkih pokazatelja ostvarenja polazi od objašnjavanja kretanja dolazaka turista u receptivnu zemlju<sup>6</sup>. Pri definiciji izvozne funkcije treba napomenuti da se radi o standardnom modelu potražnje, u sklopu kojeg su glavne neovisne varijable prihod i cijena:

$$Q = f(Y, P), \quad (1)$$

5 Primjerice korištenjem prosječne potrošnje turista s pojedinog emitivnog tržišta.

6 Prema Crouchu (1994) u oko 64% radova ovisnu varijablu predstavljaju dolasci.

gdje je  $Q$  količina potražnje (u konkretnom slučaju dolasci, odnosno noćenja inozemnih gostiju u Hrvatskoj),  $Y$  je varijabla prihoda emitivnog tržišta, dok  $P$  opisuje cijenu (konkretno relativnu cijenu receptivne i emitivne destinacije). U međunarodnoj literaturi postoji široka paleta varijabli koje su korištene kao aproksimacija za teoretski propisane determinističke faktore.

Najčešći pokazatelji upotrijebljeni kod varijable dohotka jesu realni BDP, realni BDP po stanovniku ili realni raspoloživi dohodak po stanovniku. Kao varijabla relativne cijene korišteni su indeks cijena na malo (RPI) i indeks potrošačkih cijena (CPI) s prilagođavanjem za kretanje tečaja i bez prilagođavanja, dok se u pojedinim radovima u jednadžbi koriste indeksi cijena prijevoza (TPI)<sup>7</sup>. Zanimljiv pristup u svom članku navodi Loeb<sup>8</sup>, koji kao indeks relativnih cijena koristi omjer receptivnog CPI i ponderiranih vrijednosti emitivnih CPI, uključujući na taj način u model supstitutivnost receptivne destinacije konkurentnim tržištima. U mnogim radovima indeks cijene prijevoza prepušten je mašti i raspoloživim podacima autora pa se tako upotrebljava realna potrošnja na prijevoz, kretanje indeksa cijena prijevoza ili cijena benzina i udaljenost od receptivne zemlje. Koristeći se navedenom metodom, Witt i Martin<sup>9</sup> modelirali su koeficijente elastičnosti za zračni prijevoz i troškove kopnenog putovanja iz Njemačke i Velike Britanije prema deset receptivnih europskih destinacija. Dobiveni empirijski rezultati pokazali su da indeksi prijevoznih troškova, bilo zračnih ili kopnenih, u malom broju primjera bilježe signifikantnost na razini od 5%.

Eksplícitno ili implicítno (prilagodboj relativnih cijena) uključivanje tečaja stvará daljnju dvojbu, jer ne postoje jasni dokazi koji govore za jedan od navedenih načina modeliranja ili protiv njega. Martin i Witt<sup>10</sup> razvili su ekonometrijski model za turističke tokove s četirima emitivnim tržištima prema po dvije receptivne destinacije. Analizirajući rezultate modela koji su uključivali indeks cijena na malo, mjeru specifičnog turističkog troška<sup>11</sup> i tečaja, dolaze do zaključka da ne postoji najbolja proxy varijabla za opis kretanja relativnih cijena, već da je ona određena specifičnošću opisanih tržišta<sup>12</sup>. Uključivanjem varijable nezaposlenosti nastoji se ukomponirati utjecaj ekonomskih očekivanja, odnosno neizvjesnosti prihoda na emitivnom tržištu na buduću turističku potražnju emitivne zemlje. Nadalje, utjecaj navike, točnije smanjivanje rizika od dolaska u destinaciju, nastoji se objasniti upotrebom unazad pomaknute (*lagged*) endogene varijable. Interpretacija navedene veličine može se vidjeti u svjetlu odanosti potrošačkoj marki (*“brand loyalty”*), tj. održivosti navike emitivnog tržišta na putovanje u pojedine receptivne destinacije. Pragmatična reakcija na visoki, signifikantni koeficijent u tom primjeru zahtijeva od konkurentnih tržišta, primjerice, dodatnu snažnu promocijsku kampanju kako bi preuzela dio emitivnog tržišta.

Na hrvatskoj sceni radovi iz područja modeliranja fizičkih pokazatelja prometa hrvatskog turizma<sup>13</sup> ne sadrže tehnike ekonometrijske regresije, već se koriste kratko-

7 Vidite primjerice Little (1980), Limm (1997) i dr.

8 Loeb (1982).

9 Witt i Martin (1987a).

10 Martin i Witt (1987).

11 Tečajem prilagođenu relativnu cijenu.

12 Martin i Witt (1987), str. 245.

13 Bahovec i Erjavec (1999) te Kolić (1996).

ročnim prognostičkim ARMA i ARIMA modelima, točnije modelima izgladivanja, koji koriste istu varijablu, definiranu određenim polinomskim oblikom, kao ovisnu i neovisnu, predviđajući trend ovisne varijable na osnovi njezinih prethodnih pomičnih prosjeka i autoregresije. Pojednostavljeni izraz navedenog *random walk* modela izgleda kako slijedi:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdje je  $\varepsilon_t$  stacionarna rezidualna vrijednost, dok modelirana varijabla poprima polinomski oblik  $\alpha(L)\Delta^d Y_t = \beta(L)\varepsilon_t$ . U tom su primjeru  $\alpha(L)$  i  $\beta(L)$  polinomi  $p$  i  $q$  stupnja,  $L$  označava vremenski operator, dok je  $\Delta$  operator diferencije. Bahovec i Erjavec, koristeći se mjesečnim podacima od svibnja 1993. do srpnja 1998. s vremenskim pomakom od 1, 5 i 12, definiraju konačni ARIMA model za noćenja stranih turista u Hrvatskoj:

$$(1-B)(1-B^{12})(1-\phi B) \ln Z_t = (1-\theta_5 B^5)(1-\theta_{12} B^{12}) a_t \quad (3)$$

Uporaba univarijantnih modela vremenskih serija svrhovita je za kratkoročna predviđanja. Međutim, svjesno se zanemaruje uzročna veza determinističkih varijabli i ovisne varijable. Početkom 1970-ih vjerovalo se kako su univarijantni modeli vremenskih serija superiorni ekonometrijskim modelima s aspekta točnosti prognoze. Zbog unapređenja specifikacije dinamične strukture modela te posvećivanja veće pozornosti vremenskoj strukturi samih podataka danas to, prema Maddali, više nije tako<sup>14</sup>. Stoga, posebice u slučajevima gdje se radi o prognozama dugoročnijega karaktera, ekonometrijski modeli, odnosno modeli kauzalnog tipa postižu bolje rezultate od nekauzalnih modela, to prije ukoliko dolazi do promjene trenda u kretanjima jednog ili više determinističkih faktora. Općenito se prednosti regresijske analize mogu sažeti u nekoliko točaka: šire je polje odnosa (koji je definiran na teorijskim osnovama) među varijablama, postoji veći broj mogućnosti testiranja preciznosti prognoze te postoji mogućnost simulacija palete prognoza ovisno o utjecaju i očekivanim vrijednostima pojedinih egzogenih varijabli<sup>15</sup>.

### 3. Osnovna i proširena jednadžba i definicija teoretskog modela

#### 3.1. Osnovna i proširena jednadžba

##### 3.1.1. Noćenja i dolasci

Ovisna varijabla modela, tj. fizički pokazatelj turističkog prometa (dolasci/noćenja), nije definirana relativno u usporedbi sa stanovništvom emitivnog tržišta, kao što čine u svojim radovima Witt i Martin<sup>16</sup>, jer je uzeta u obzir neusporedivost emitivnog potencijala tržišta (izraženog primjerice brojem stanovnika koji su putovali u

<sup>14</sup> Maddala (1992), str. 525.

<sup>15</sup> Vidite Frechtling (1996).

<sup>16</sup> Martin i Witt (1987); Witt i Martin (1987a).



inozemstvo prethodne godine ili brojem izvršenih inozemnih putovanja) sa stanovništvom tržišta<sup>17</sup>. Zato je takav pristup za nositelje ekonomske politike upitan u praktičnoj primjeni modela.

### 3.1.2. Prihod

U osnovnom modelu fizički pokazatelj turističkog toka opisan je kretanjima realnog prihoda emitivnog tržišta,  $Y_e$ , i relativnim odnosom cijena receptivnog i emitivnog tržišta,  $P_d/P_e$ , kao što definira teorija međunarodne trgovine. Kao varijabla prihoda emitivnog tržišta koristit će se realni BDP, što je pragmatično rješenje s obzirom na dostupnost podataka za tranzicijska tržišta. Pretpostavlja se, uglavnom, pozitivan odnos između ovisne varijable i prihoda, *ceteris paribus*. Ukoliko se ustanovi postojanje negativne veze između noćenja (dolazaka) i prihoda, objašnjenje za takve relacije je interpretacija hrvatske destinacije kao inferiornog dobra. Drugim riječima, s porastom prihoda dolazi do supstitucije Hrvatske drugom, skupljom receptivnom destinacijom. Osnovni, neprošireni model, mogao bi se svrstati u grupu radova kao što su Akis i Smeral i sur.<sup>18</sup> Razlog ocjene vrlo jednostavnog modela sa samo dvjema egzogenim varijablama nastojanje je da se izbjegne multikolinearnost i problem velikih standardnih pogrešaka, a time i nesignifikantnost t-testova u svjetlu velikog broja varijabli<sup>19</sup> unutar kratke vremenske serije. Naravno, tako se izlažemo opasnosti da izostavimo egzogene varijable bitne za opisivanje modela (*omitted variables problem*), što negativno utječe na pouzdanost ocijenjenih koeficijenata.

### 3.1.3. Cijena

Definiranje varijable relativnih cijena predmet je rasprava mnogih radova. Glavni je nedostatak ocjene istinskog pokazatelja njegovo nepostojanje – Kliman je napisao kako bi najprikladnije bilo upotrijebiti indeks cijena definiran nad turističkom košaricom umjesto indeksa cijena na malo, koji je definiran u skladu sa standardnom potrošačkom košaricom<sup>20</sup>. U ovom radu osnovni model uključit će jednu od dvije definirane varijable (ovisno o tome koja varijabla za koje tržište s manjom pogreškom opisuje kretanje endogene varijable): realne turističke troškove<sup>21</sup> ili omjer domaćeg i inozemnog indeksa cijena na malo. Intuicija je definicije relativne cijene jasna: u modelu potražnje količina potražnje u pravilu je negativno povezana s cijenom. Stoga se može očekivati da će potražnja biti manja ukoliko cijene u Hrvatskoj budu rasle brže nego u Njemačkoj i obratno.

### 3.1.4. Tečaj

Intuitivno je nominalni tečaj najlakše dostupna varijabla koju najviše prate potencijalni gosti pa je korištena kao jedan od osnovnih kriterija za određivanje cjenovne

17 Usporedimo li tržišta Austrije i Poljske, uočit ćemo da Poljska posjeduje veći potencijal prema populacijskom kriteriju (u 1997. godini 38,7 milijuna Poljaka naspram 8,1 milijuna Austrijanaca), međutim po broju inozemnih putovanja na odmor u 1998. godini austrijsko emitivno tržište bilježi 2 puta veći potencijal u usporedbi s poljskim tržištem (vidite IPK International (1998), str. 12 i 15).

18 Akis (1998); Smeral, Witt i Witt (1992).

19 Ne treba zaboraviti kako jednadžbe za Hrvatsku moraju sadržavati značajan broj dummy varijabli za sezonalizaciju i outliere.

20 Kliman (1981), str. 487–497.

21 Kao što su definirani u Martin i Witt (1987).

konkurentnosti receptivne destinacije. Stoga Gray i Artus<sup>22</sup> ističu tečaj kao primarni indikator očekivanih promjena cijena. Međutim, informiranost turističke javnosti emitivnih tržišta o cjenovnim kretanjima znatno je porasla zbog korištenja informatičke tehnologije (Internet) i raspačavanja brošura turoperatora te raznih turističkih magazina. Zato osnovni model sadrži samo relativne cijene, dok je u prošireni model eksplicitno uključena varijabla nominalnog tečaja, FX, iako je utjecaj nominalnog tečaja na potražnju (prema teoriji PPP, gdje dugoročno odražava promjene cijena, odnosno inflacije<sup>23</sup>) sadržan u indeksu relativne cijene receptivnog i emitivnog tržišta. Zbog kratkoročne fluktuacije nominalnog tečaja (koji više oscilira od inflacije) može doći do pozitivnog korištenja tečajnih razlika od potrošača. Uključujući tečaj, empirijski možemo ispitati njegovu važnost za turističku potražnju, odnosno provjeriti pokazuju li turisti različito ponašanje kod promjena tečaja i relativnih cijena. Potrebno je naglasiti da nema teoretskih osnova pomoću kojih bi se odredilo treba li u model uključiti nominalni tečaj (uz dodatne cjenovne varijable) ili realni tečaj, koji je prilagođen za razliku razvoja cijena na receptivnom i na emitivnom tržištu. Pretpostavlja se pozitivan odnos endogene varijable i tečaja, *ceteris paribus*. Pritom treba naglasiti da porast tečaja označava deprecijaciju domicilne valute.

### 3.1.5. Nezaposlenost i tokovi dolazaka/noćenja inozemnih gostiju sa zadržskom (*lagged arrivals/overnights*)

Uključivanjem kretanja nezaposlenosti iz prethodne godine u prošireni model nastoje se uzeti u obzir ekonomska očekivanja potrošača. Pretpostavka je da turistička emisija tržišta pada što je neizvjesnija ekonomska budućnost s prihodnog aspekta (*ceteris paribus*). Pojavu navike dolaska ili minimiziranje rizika nepoznatog dolaznjem u poznatu zemlju,  $A_{t-4}$ , nastoji se uklopiti uporabom ovisne varijable, s pomakom t-4. Možemo očekivati pozitivnu vezu, znači s povećanjem navika turista da dolaze u Hrvatsku povećava se i turistički tok.

### 3.1.6. Marketinške investicije

Aktualnost problema u vezi s visinom proračuna nacionalnih turističkih organizacija (NTO) i njihovom efikasnosti, ne samo u Hrvatskoj već i u Europi<sup>24</sup>, upućuje na to da je toj temi u ovom radu neophodno posvetiti veći prostor. Pritom treba odgovoriti na pitanje kakvi su rezultati u međunarodnoj literaturi postignuti ekonometrijskim tehnikama na makrorazini, te uputiti na problematiku vezanu uz ocjenu jednadžbi i s tim u svezi kritički ocijeniti njihovu upotrebljivost za djelovanje donositelja odluka u Hrvatskoj.

U pojedinim radovima varijabla financijske razine promocije uključena je u jednadžbu potražnje. S teoretske strane gledano, takva empirijska analiza ima svoju racionalnu pozadinu ako se uzme u obzir proširenje skupa informacija ekonomskih subjekata (potencijalnih gostiju) s jedne strane i proširenje prepoznatljivosti destinacije s druge strane, što bi trebalo pridonijeti atraktivnosti receptivne destinacije. Witt i Martin<sup>25</sup> u svom radu obrađuju problematiku uključivanja marketinške varijable os-

22 Gray (1966); Artus (1970).

23 Gordon (1997).

24 Vidite zaključke sa sastanka ETC-a održanog od 10. do 12. veljače 1999. u Rovaniemiu (Finska).

25 Witt i Martin (1987b).

vrćući se pri tome i na najvažnije radove na tom polju. U svoj model nastoje ukomponirati elemente koji su glavni nedostaci u kratko opisanim radovima<sup>26</sup> drugih autora. Međutim, ni njihovi empirijski rezultati, kao ni rezultati ostalih autora, ne zadovoljavaju jer u šest jednadžbi od osam marketinška varijabla nije signifikantna. Osim toga, unatoč spominjanju pojedinih poteškoća pri definiranju marketinških varijabli, ni Witt i Martin ne objašnjavaju potpuno sadržaj marketinške varijable u svom modelu. Kako bismo pojasnili do kakvih propusta može doći u segmentu definiranja veličine iznosa marketinške varijable, navest ćemo taksativno neka od pitanja vezanih uz navedenu problematiku:

- *hijerarhijski kriterij* unutar NTO-a: treba li uključiti samo proračun nacionalne turističke organizacije ili u definiciji varijable treba ujediniti proračun cjelokupnog sustava, točnije regionalnih organizacija i onih na nižim razinama (pitanje koje dodatno dotiče postizanje sinergijskog efekta u promociji regionalnih ureda i nacionalnog ureda te turističkih ekonomskih subjekata (hoteli, kampovi, putničke agencije), financijske moći i neovisnosti regionalnih ureda i ekonomskih subjekata i dr.);
- *strukturni kriterij* unutar proračuna: koji se financijski segmenti uključuju unutar marketinške varijable (što varijabla obuhvaća: oglašavanje u medijima, odnose s javnošću i putovanja turističkih agenata i novinara, nastupe na turističkim sajmovima, predstavništva u inozemstvu, potpore inozemnim ekonomskim subjektima i dr.);
- *evaluacijski kriterij* marketinških aktivnosti: je li relevantan pokazatelj nominalni iznos plaćen agenciji/ekonomskom subjektu ili vrijednost zakupa medija (očigledno ove vrijednosti nemaju istu dimenziju jer vrijednost zakupa medija ovisi o zakupnoj moći agencije, njezinoj veličini i povezanosti (*imageu*) unutar “sektorskih profesionalaca”; osim toga, ukoliko marketinške aktivnosti uključuju participacijske projekte zajedno s, primjerice, organizatorima putovanja, ukupna je investicija “oplemenjena”).

U hrvatskim je okvirima nesvrhovitost definiranja marketinške varijable vezana uz netransparentnost cjelokupnog iznosa investiranog u promidžbu na nacionalnoj razini (nacionalna turistička organizacija, regionalne turističke organizacije, hoteli, putničke agencije i dr.), između ostaloga jer planirani iznosi u pravilu znatno odstupaju od stvarnih investicija<sup>27</sup>. Osim toga, zbog ispreplitanja aktivnosti tijela izvršne vlasti i operativnih tijela dolazi do znatne vremenske zadržke promocijskih aktivnosti, što pridonosi smanjenju djelotvornosti promocije. Na tehničkoj je razini implementacija marketinške varijable svrhovita za godišnje vremenske serije i/ili *cross section* analize.

### 3.2. Definicija teoretskog modela

Algebarski se osnovni i prošireni model potražnje može prikazati na sljedeći način:

$$\text{osnovni:} \quad Q_{jt} = f(Y_t, P_t) \quad (4)$$

26 Barry i O'Hagan (1972); Uysal i Crompton (1984); Papadopoulos i Witt (1985).

27 Istodobno je proračun najvećeg investitora na tom polju, Hrvatske turističke zajednice, četiri godine formalno ostajao konstantan, dok su dolasci i noćenja znatno oscilirali.

$$\text{prošireni:} \quad Q_{jt} = f(Y_t, P_t, FX_t, U_{t-4}, Q_{jt-4}) \quad (5)$$

gdje je  $Q$  mjera potražnje emitivnog tržišta u Hrvatskoj,  $Y$  realni prihod emitivnog tržišta,  $P$  su relativne cijene domaćeg i emitivnog tržišta,  $FX$  obilježava nominalni tečaj za sve prije spomenute varijable u trenutku  $t$ , dok je  $U$  nezaposlenost na emitivnom tržištu prethodne godine i  $Q$  veličina potražnje emitivnog tržišta za Hrvatskom u prethodnoj godini. Uzimajući u obzir činjenicu da teorija nije decidirana u propisivanju vrste funkcije koju bi turistička potražnja trebala imati, najveći broj radova koristi sljedeći oblik:

$$Q_{jt} = \alpha_0 ({}^r Y_{jt})^{\alpha_1} (P_t)^{\alpha_2} (FX_t)^{\alpha_3} (U_{jt-4})^{\alpha_4} (A_{jt-4})^{\alpha_5} e_t \quad (6)$$

ili u log-linearnom obliku izraženo:

$$\ln A_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1} \ln Y_{jt}^r + \alpha_{j2} \ln \left( \frac{P_d}{P_{jf} FX_j} \right)_t + \nu_1 D_1 + \nu_2 D_2 + \nu_3 D_3 + \nu_4 D_4 + \nu_5 D_5 + e_{jt} \quad (7a)$$

$$\ln A_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1} \ln Y_{jt}^r + \alpha_{j2} \ln \left( \frac{P_d}{P_{jf}} \right)_t + \nu_1 D_1 + \nu_2 D_2 + \nu_3 D_3 + \nu_4 D_4 + \nu_5 D_5 + e_{jt} \quad (7b)$$

$$\ln A_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1} \ln Y_{jt}^r + \alpha_{j2} \ln \left( \frac{P_d}{P_{jf}} \right)_t + \alpha_{j3} \ln FX_{jt} + \alpha_{j4} \ln U_{jt-4} + \alpha_{j5} \ln A_{jt-4} + \nu_1 D_1 + \nu_2 D_2 + \nu_3 D_3 + \nu_4 D_4 + \nu_5 D_5 + e_{jt} \quad (8)$$

gdje su naznačene varijable ili u modelima alternativno upotrijebljene varijable sljedeće:

$j = 1 \dots 9$  (1 – Njemačka, 2 – Austrija, 3 – Italija, 4 – Nizozemska, 5 – Češka, 6 – Slovačka, 7 – Mađarska, 8 – Poljska, 9 – Slovenija)

$t = 4.$  tr. 1993. – 3. tr. 1999.

$A_{jt}$  = dolasci odnosno noćenja tržišta  $j$  u Hrvatskoj

$Y_{jt}^r$  = realni BDP tržišta  $j$ , indeks realne plaće (Poljska) ili industrijska proizvodnja (Mađarska)

$P_d$  = indeks cijena na malo u Hrvatskoj

$P_{jf}$  = indeks cijena na malo emitivnog tržišta  $j$

$FX$  = vrijednost valute tržišta  $j$  izražena u HRK; ukoliko  $FX$  raste, dolazi do deprecijacije HRK i obratno

$D_i$  = binarna dummy varijabla za koju vrijedi:

$$D_i \left\{ \begin{array}{l} D_1 = 1 \text{ za 3. tr. 1995.} \\ \quad = 0 \text{ za ostalo} \\ \\ D_2 = 1 \forall 2. \text{ tr.} \\ \quad = 0 \text{ za ostalo} \\ \\ D_3 = 1 \forall 3. \text{ tr.} \\ \quad = 0 \text{ za ostalo} \\ \\ D_4 = 1 \forall 4. \text{ tr.} \\ \quad = 0 \text{ za ostalo} \\ \\ D_5 = 1 \text{ za 3. tr. 1995.} \\ \quad = 0 \text{ za ostalo} \end{array} \right.$$

Dummy za treće tromjesečje 1995. predstavlja vrijeme odvijanja Oluje,  $D_2$  do  $D_4$  je su varijable za desezoniranje, s obzirom na visoku sezonalnost turističke potražnje u Hrvatskoj, dok je  $D_5$  dummy varijabla za PDV zbog naglog porasta domaćih cijena u prvom tromjesečju 1998. godine.

Očekivanja odnosa pojedinih egzogenih varijabli možemo prikazati parcijalnom derivacijom:

$$\frac{\partial A_t}{\partial Y_{j,t}^r} > 0; \frac{\partial A_t}{\partial \left( \frac{P_d}{P_{jf}} \right)_t} < 0; \frac{\partial A_t}{\partial FX_t} > 0; \frac{\partial A_t}{\partial U_{t-4}} < 0 \quad (9)$$

Povećanje realnog dohotka dovodi do porasta dolazaka/noćenja, rast relativnih cijena negativno utječe na razvoj fizičkog prometa (pretpostavlja se rast dolazaka/noćenja s deprecijacijom kune) kao i kretanje nezaposlenosti emitivnog tržišta u prethodnoj godini na broj dolazaka/noćenja.

Prošireni model ocijenjen je pomoću većeg broja varijabli, koje su se u velikom broju međunarodnih radova pokazale signifikantnima. Glavni je nedostatak proširenog modela u usporedbi s osnovnim modelom velik broj egzogenih varijabli, što u okružju maloga broja opažanja dovodi do smanjenja pouzdanosti OLS koeficijenata. Uz već spomenute probleme koji se mogu pojaviti u proširenom modelu, i uključivanje relativnih cijena i tečaja u istu jednadžbu dovodi do moguće pojave multikolinearnosti.

Osim sezonalnih potencijalno postoje još dvije relevantne dummy varijable za "Oluju" i uvođenje PDV-a. Tako se, kao što je već spomenuto, izlažemo problemu prevelikog broja varijabli u okružju malog broja opservacija (degrees of freedom problem). Kako bi se preciznije ustanovila opisna moć modela, jednadžbe su dodatno ocijenjene vremenskim serijama koje su desezonirane pomičnim prosjekom i X11 tehnikom<sup>28</sup>. Upotrijebljene su dvije vrste desezoniranja vremenskih serija jer zbog specifičnosti u tehnici izračuna može doći do različitih rezultata.

28 Točniji opis tehnika dan je u dodatku – u točki 2.

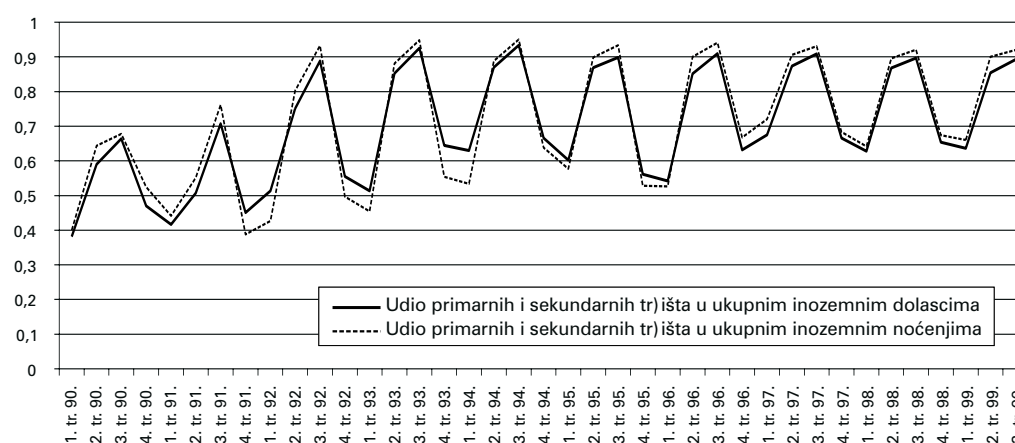
## 4. Opis podataka

### 4.1. Opće karakteristike podataka

Najčešći oblik analize turističkog prometa u međunarodnoj literaturi izrađen je na osnovi godišnjih podataka iako u prosjeku duljina serije iznosi 14 godina (opservacija)<sup>29</sup>, pa malim uzorkom uzrokuje visoku razinu standardnih pogrešaka. U ovom radu mjesečni podaci nisu izabrani kao pogodna podloga za regresijsku analizu zbog velikih “šumova” (*noise*) te vrste podataka. Godišnji podaci za pojedina tržišta dostupni su od 1975.<sup>30</sup>, no zbog velikih promjena do kojih je došlo u Hrvatskoj i u skladu s tim povezanim promjenama trendova prednost je dana verziji manje robusnih koeficijenata u usporedbi s pristranim koeficijentima. Stoga je izbor tromjesečnih podataka kompromis, drugo najbolje rješenje (*second best*), između podataka s “velikim šumovima” (mjesečni) i kratkih godišnjih vremenskih serija.

Izbor tržišta prema kojima je segmentirana potražnja za hrvatskim izvozom turističkih usluga zasnovan je na kvantitativnoj zastupljenosti fizičkog prometa pojedine emitivne zemlje. Tako devet najzastupljenijih tržišta od 1992. do 1999. čine tržišta Njemačke, Austrije, Italije, Nizozemske, Češke, Slovačke, Mađarske, Poljske i Slovenije. Tržište BiH, kvantitativno sve važnije u posljednje vrijeme, nije eksplicitno obuhvaćeno u segmentiranom pristupu zbog nedostupnosti neophodnih fundamentalnih makrovarijabli. Slika 1. pokazuje udio devet tržišta u ukupnim inozemnim noćenjima i dolascima u razdoblju od prvog tromjesečja 1990. do trećeg tromjesečja 1999. Ukoliko bismo željeli postići svrhovite rezultate, segmentacija tržišta morala bi izgledati nešto drugačije, tj. trebalo bi rabiti godišnje vremenske serije i proširiti ih na 20 godina te bi se morale uključiti Velika Britanija, Francuska, Švicarska i druga tržišta znatno zastupljena u godinama prije 1990.

**Slika 1.** Udio devet primarnih i sekundarnih tržišta (D, A, I, NL, SLO, CZ, SK, H, PL) u ukupnim inozemnim dolascima i noćenjima od 1. tr. 1990. do 3. tr. 1999.



29 Crouch (1994), str. 47.

30 Ranije serije ne bi bile pogodne zbog pojave naftnih šokova koji su doveli do velikih promjena u svjetskom ekonomskom okružju (propast Bretton Woodsa, visoke stope inflacije) te u skladu s tim promijenjenim trendovima determinističkih varijabli.

Iz slike 1. vidljivo je da od 1992. do 1999. godine u vrhu sezone navedena tržišta sudjeluju s preko 80%, dok u predsezoni i posezoni taj udio u prosjeku iznosi više od 50%. Radi kvantitativnog pojašnjenja upotrijebljenog uzorka, recimo samo da se u drugom i trećem tromjesečju 1998. godine odvijalo 92,6% cjelogodišnjih dolazaka inozemnih turista. Odstupanja za ostale godine nisu značajna.

Serije BDP-a i CPI za sva tržišta preuzete su iz IFS CD-ROM-a objavljenog u siječnju 2000., slovenski BDP iz Biltena Banke Slovenije, a podaci o mađarskoj nezaposlenosti i industrijskoj proizvodnji, koja služi kao aproksimacija za BDP, iz Biltena Mađarske narodne banke. Izvor serije tečajeva je Hrvatska narodna banka, radi se o prosjecima tečaja na kraju mjeseca, dok su podaci o dolascima i noćenjima inozemnih turista preuzeti iz priopćenja Državnog zavoda za statistiku.

#### 4.2. Izbor tehnike modeliranja

Modeliranje turističkih tokova u receptivnoj destinaciji, ukoliko izbor pada na dezagregirani pristup, podrazumijeva segmentiranje prometa po emitivnim tržištima. U tom se primjeru u svakoj jednadžbi pojavljuju zajedničke ovisne, determinističke varijable. Zato skup jednadžbi tvori sistem jednadžbi, a ne skup neovisnih pojedinačnih modela za svako emitivno tržište, jer su rezidualne vrijednosti jednadžbi međusobno povezane. Teoretske OLS propozicije (BLUE)<sup>31</sup> propisuju efikasnost ocjenjivača ukoliko rezidualne vrijednosti imaju konstantnu varijancu i u različitim jednadžbama ne postoji korelacija među njima. U praktičnom regresivnom modeliranju turističkih tokova takva je pretpostavka nerealna. Nerealnost proizlazi iz činjenice da najčešće rabljene neovisne varijable (poput cijena, prihoda, tečajeva, prijevoznih troškova i slično) ne mogu u potpunosti objasniti turističku potražnju – vremenske prilike, ugled receptivne destinacije, sigurnosni uvjeti zajednički su čimbenici u cjelokupnom skupu jednadžbi pa postoji korelacija među rezidualnim veličinama. Iz navedenih razloga postoji opravdani skepticizam glede korištenja OLS regresije. Međutim Morley<sup>32</sup>, obrađujući problematiku pouzdanosti OLS estimatora u svom radu, uspoređuje metodom Monte Carlo SURE i OLS, te OLS i PELF<sup>33</sup> i zaključuje da OLS pruža razumnu pouzdanost u svjetlu posebnosti turističkih podataka.

### 5. Ekonometrijske karakteristike podataka

U ovom poglavlju osvrnut ćemo se na probleme vezane uz podatke (outlieri, stacionarnost), dok se u šestom poglavlju bavimo rezultatima ocjene modela i problemima vezanim uz model, interpretacijama koeficijenata i usporedbama s rezultatima drugih radova.

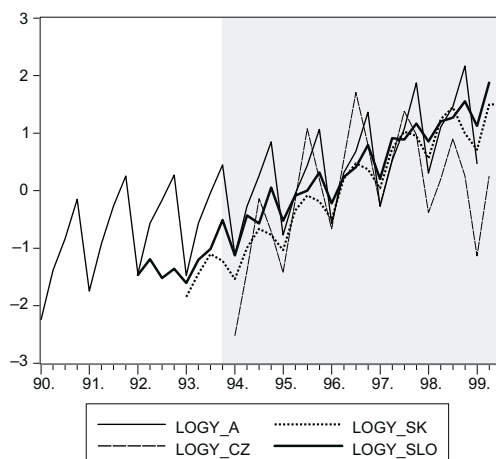
Vremenske serije hrvatskih podataka u razdoblju od 1990. do 1999. izložene su značajnim vanjskim utjecajima, što zasigurno, uz mnoge druge pojave, utječe na robusnost i stabilnost ocijenjenih koeficijenata jednadžbe. Fizički pokazatelji turis-

31 *Best linear unbiased estimator.*

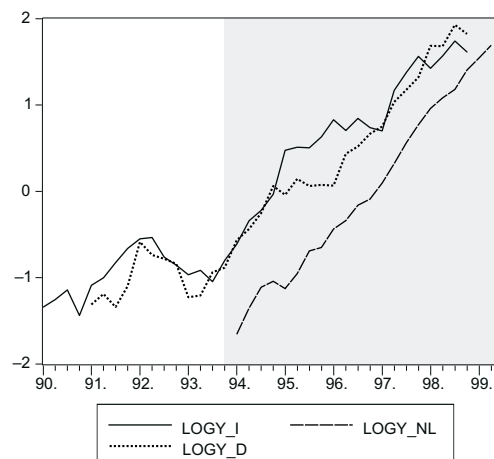
32 Morley (1997).

33 SURE – *seemingly unrelated regressions estimation*; PELF – *percentage error loss function.*

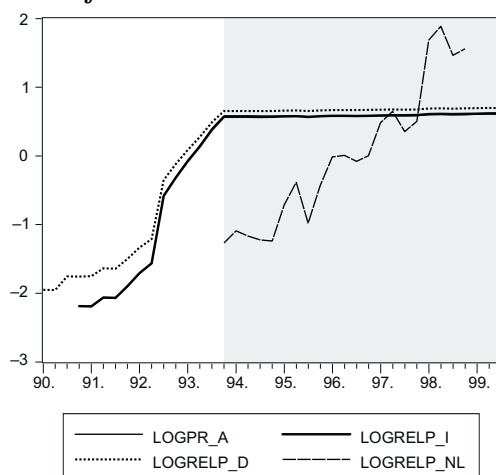
**Slika 2.** Logaritam BDP-a za tržišta Austrije, Češke, Slovačke i Slovenije



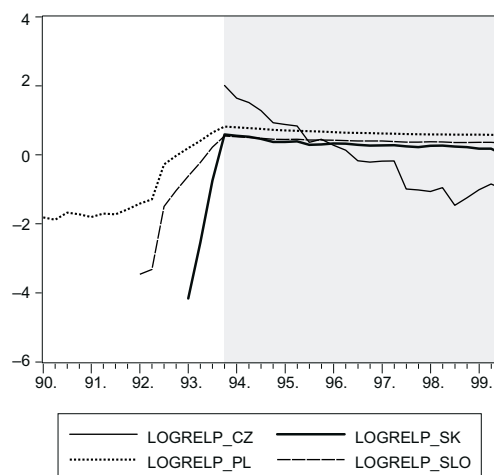
**Slika 3.** Logaritam BDP-a za tržišta Italije, Nizozemske i Njemačke



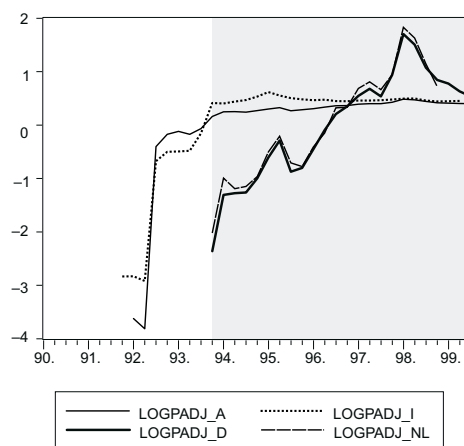
**Slika 4.** Logaritam relativne cijene za Njemačku, Italiju, Nizozemsku i Austriju



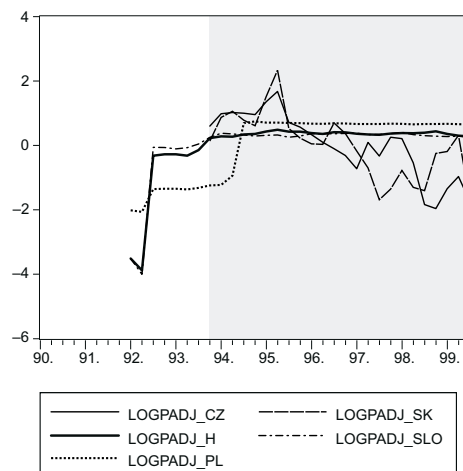
**Slika 5.** Logaritam relativne cijene za Češku, Poljsku, Slovačku i Sloveniju



**Slika 6.** Logaritam prilagođene relativne cijene za Austriju, Njemačku, Italiju i Nizozemsku



**Slika 7.** Logaritam prilagođene relativne cijene za Češku, Poljsku, Sloveniju, Slovačku i Mađarsku





tičkog prometa bilježe outliere u 1991. i 1992. zbog ratnih operacija na području Hrvatske te u 1995. godini zbog posljedica Oluje, dok varijable relativnih cijena i tečaja bilježe značajne promjene nastale pokretanjem stabilizacijskog programa u listopadu 1993. godine, što je vidljivo iz slike 4. Iz grafičkog prikaza neovisnih varijabli (slike 2., 3., 4. i 5.) stječe se prvi dojam o njihovim dinamičkim svojstvima.

Osjenčana područja pokazuju razdoblje poslije uvođenja stabilizacijskog programa u Hrvatskoj. Kretanja egzogenih varijabli sugeriraju sljedeće moguće sudove:

- 1) Značajna je razlika u sezonskoj fluktuaciji BDP-a (na slici 2. i 3. označen kao Y) na tržištima Austrije, Češke, Slovačke i Slovenije s jedne strane i Italije, Nizozemske i Njemačke s druge strane. Razlika proizlazi iz prilagodbe tromjesečnog rasta BDP-a na godišnju razinu na tržištima Italije, Nizozemske i Njemačke pa je iz navedenog razloga serija “izgladenija” u usporedbi s neprilagođenim serijama ostalih navedenih tržišta. Kako bi se osigurao konzistentan pristup analizi, neophodno je na spomenutim trima tržištima prilagoditi i sezonske fluktuacije ostalih varijabli (relativne cijene, tečajem prilagođene relativne cijene, dolasci/noćenja) na godišnju razinu.
- 2) Serije BDP-a čine se nestacionarnima.
- 3) Relativne cijene (označene s RELP) čine se stacionarnima, osim u primjeru Nizozemske, gdje prema slici 4. sud o (ne)stacionarnosti nije moguć.
- 4) Prilagođene relativne cijene (označene s PADJ) čine se stacionarnima, osim u primjeru Njemačke i Nizozemske.

Formalno testiranje izvršeno je proširenim Dickey-Fullerovim testom<sup>34</sup> iz kojeg proizlazi da su vremenske serije BDP-a I(1) serije, osim talijanskog BDP-a koji je I(2), dok su prilagođene serije cijena integrirane do stupnja 2 (I(2)). Serije relativnih cijena i indeksa realnih plaća nisu integrirane, kao ni serije inozemnih dolazaka.

## 6. Ocjena modela

### 6.1. Interpretacija ocijenjenih koeficijenata

U sklopu ocjenjivanja jednadžbi u prvom smo se krugu držali kriterija negativnog odnosa relativne cijene i dolazaka/noćenja. Drugim riječima, sve jednadžbe s pozitivnom vezom relativnih cijena i fizičkog pokazatelja turističkog prometa *a priori* su izbačene iz daljnje procedure ocjenjivanja. Preostale jednadžbe podijeljene su u kategorije jednostavnog modela i proširenog modela. U tablici 1. predočene su jednadžbe s najboljom specifikacijom na osnovi izvedenih testiranja te nakon ispitivanja opravdanosti proširivanja osnovnog modela. Razumije se da je neophodno definirati sistem jednadžbi s unificiranom endogenom varijablom<sup>35</sup> jer samo takav model može poslužiti kao osnova za radnu verziju projekcije turističkih prihoda u platnoj bilanci.

Zbog velikog prekida u vremenskoj seriji, koji je nastao stupanjem na snagu stabilizacijskog programa u listopadu 1993. godine, znatan broj jednadžbi ocijenjen je za razdoblje od četvrtog tromjesečja 1993. do drugog tromjesečja 1999. Uključivanjem

34 Vidite dodatak – točku 3.

35 Iako je za poneko tržište kao drugi fizički pokazatelj prikladnija ovisna varijabla.

**Tablica 1.** Jednadžbe ocijenjene sezonalnim dummy varijablama, MA i X11 tehnikom

		Njemačka	Austrija	Italija	Nizozemska	Slovenija	Češka	Slovačka	Mađarska	Poljska
Ocjenjena jednadžba s sezonalnim dummy varijablama	GDP <sub>r</sub>	19,33	6,71 <sup>b</sup>	6,97	10,08	2,37	-2,82 <sup>b</sup>	2,26	2,16	1,80
	REL <sub>P</sub>		-2,53 <sup>b</sup>				-2,49 <sup>b</sup>			
	PAD <sub>J</sub>	-3,24 <sup>a</sup>		-1,64 <sup>b</sup>	-7,27	-0,25		-6,6	-3,08 <sup>a</sup>	-0,16
	A(-4)				0,56					
	DOLU <sub>J</sub> A	-0,69	-0,69	-1,19	-0,85		-1,25	-1,03	-0,91	-0,99
	DPD <sub>V</sub>	-0,62								
	R2adj	98,39	98,06	93,9	97,28	97,46	96,91	97,76	96,41	93,79
	F	153,52	177,61	52,37	98,24	122,83	110,95	161,04	90,45	59,25
Ocjenjena jednadžba s MA desezoniranim serijama	GDP <sub>r</sub>	14,7	4,05	7,5	10,23	2,33	-0,12 <sup>b</sup>	2,35	1,81	1,80
	REL <sub>P</sub>		-0,06 <sup>b</sup>				-0,7 <sup>b</sup>			
	PAD <sub>J</sub>	-0,44 <sup>b</sup>		-0,56 <sup>b</sup>	-7,28 <sup>a</sup>	-0,21 <sup>a</sup>		-6,09	-4,74	-0,02 <sup>b</sup>
	A(-4)				0,61					
	DOLU <sub>J</sub> A	-0,54	-0,7	-0,96	-0,55		-1,31	-0,82	-0,89	-0,90
	DPD <sub>V</sub>	-0,54								
	R2adj	81,88	54,05	44,7	67,31	58,20	53,14	72,08	63,38	78,26
	F	19,08	9,23	6,38	10,78	13,54	6,39	20,79	9,65	25,30
Ocjenjena jednadžba s X11 desezoniranim serijama	GDP <sub>r</sub>	13,72	7,68 <sup>a</sup>	10,67	7,09 <sup>a</sup>	3,49	-0,66 <sup>b</sup>	1,33 <sup>b</sup>	2,39	1,97
	REL <sub>P</sub>		-2,87 <sup>b</sup>				-2,41 <sup>a</sup>			
	PAD <sub>J</sub>	0,23 <sup>b</sup>		-0,79 <sup>b</sup>	-2,51 <sup>b</sup>	-0,27 <sup>b</sup>		-10,25	-3,58	-0,06 <sup>b</sup>
	A(-4)				0,45					
	DOLU <sub>J</sub> A	-0,64	-0,82	-0,96	-0,59		-1,22	-0,61	-0,72	-0,23
	DPD <sub>V</sub>	-0,44								
	R2adj	83,92	63,78	60,43	72,96	70,62	60,9	82,4	71,15	81,87
	F	21,87	13,33	11,18	13,81	17,23	8,4	24,41	17,44	25,40

<sup>a</sup> Koeficijenti nisu signifikantni na razini od 5%.

<sup>b</sup> Koeficijenti nisu signifikantni na razini od 10%.

prethodnog razdoblja najčešće dolazi do značajnih pomaka u koeficijentima varijabli. Radi što realnije procjene definicije jednadžbi modeli su dodatno ocijenjeni desezoniranim vremenskim serijama, i to metodom pomičnog prosjeka i X11 tehnikom<sup>36</sup>. Daljnja pojašnjenja slijede u nastavku teksta, poglavito u dijelu gdje se osvrćemo na preciznost projekcija. Rezultati ocijenjenih jednadžbi<sup>37</sup> sažeti su u tablici 1.

Rezultati ocjenjivanja modela<sup>38</sup> pokazali su da su dolasci pogodnija fizička veličina za modeliranje turističkog prometa u usporedbi s noćenjima. Nadalje, čini se da je osnovni model superioran proširenom modelu, što se može objasniti i kratkoćom vremenske serije. Jedino u slučaju modeliranja potrošačke navike ( $A_{t-4}$ ), odnosno odanos-

36 Detalje ocjena i dodatno ocijenjene jednadžbe koje nisu spomenute u tablici 1. vidite u dodatku – u točki 4.

37 GDP – BDP, REL<sub>P</sub> – relativna cijena, Pad<sub>J</sub> – relativna cijena prilagođena za tečaj, A(-4) prošlogodišnji tok dolazaka inozemnih turista, R2adj – prilagođeni R<sup>2</sup>, F – F test za ukupnu signifikantnost koeficijentata.

ti emitivne destinacije, možemo govoriti o signifikantnoj pojavi i svrhovitom proširenju modela. Odanost hrvatskom tržištu znatna je kod Slovenije i Nizozemske. U nizozemskom primjeru moguću interpretaciju nalazimo u činjenici da su daleko najznačajniji segment gostiju iz Nizozemske kampisti, među kojima Hrvatska kao destinacija za kampiranje visoko kotira. Varijable nezaposlenosti i eksplicitnog tečaja nisu pokazivale signifikantnost u oplemenjivanju jednadžbi.

Koeficijenti u jednadžbama predstavljaju dohodovnu elastičnost potražnje i cjenovnu elastičnost potražnje. Signifikantnost i predznak procijenjenih koeficijenata daju zadovoljavajući rezultat.

Varijabla cijene, koja je očekivano negativnog predznaka, na trima tržištima (Austrija, Italija, i Češka) nije signifikantna veličina na 10%-tnoj razini. Na tranzicijskim tržištima modeliranje relativne cijene otežavaju razlike u izvođenjima stabilizacijskih programa te lomovi serija kao njihove neposredne posljedice. Utjecaj tečaja najbolje se, u primjeru Hrvatske, opisuje implicitno, odnosno u sklopu relativne cijene kao što je definirano u izrazu (7a).

Dohodovne varijable u jednadžbama najvećim su dijelom pozitivno povezane s količinom potražnje. Iznimka je Češka, gdje podaci govore o Hrvatskoj kao inferiornom dobru, točnije, porastom prihoda dolazi do supstitucije Hrvatske skupljom destinacijom. Dohodovna varijabla nije signifikantna za Austriju i Češku, iako treba dodati kako u austrijskom primjeru pri desezoniranju serija (MA i X11) prije same ocjene jednadžbe ona postaje relevantan opisni čimbenik dolazaka austrijskih gostiju.

Binarna varijabla za razdoblje Oluje u gotovo svim jednadžbama igra vrlo istaknutu ulogu i u skladu s očekivanjima negativnog je predznaka. Jedinu iznimku čini tržište Slovenije na kojem varijabla nema opisne vrijednosti. Navedeno stanje moglo bi se pripisati kvalitetnijoj i opsežnijoj informiranosti slovenskih gostiju o događanjima u Hrvatskoj i njihovim implikacijama za odmor gostiju u usporedbi s ostalim tržištima. Binarna varijabla koja označava porast cijena u Hrvatskoj zbog uvođenja PDV-a (prvo tromjesečje 1998.) signifikantna je jedino za njemačko tržište.

Rasponi signifikantne dohodovne elastičnosti sežu od 1,80 do 19,33. Signifikantna cjenovna elastičnost kreće se između  $-0,16$  i  $-7,27$ . Nadalje, koeficijent dummy varijable za razdoblje Oluje kreće se u rasponu od  $-0,23$  do  $-1,31$ . Konkretno po tržištima to bi značilo sljedeće (navest ćemo samo neke primjere):

*Slovačka* – 1%-tni porast BDP-a u Slovačkoj vodio bi do oko 2% porasta u dolascima u Hrvatsku, dok bi istodobno 1%-tni rast u prilagođenim cijenama (primjerice skup utjecaja porasta cijena receptivne destinacije i aprecijacije kune) značio pad dolazaka Slovaka od oko 5-6%, što tržište Slovačke zajedno s tržištem Nizozemske (cjenovna elastičnost:  $-7$ ) čini cjenovno najosjetljivijima. S druge strane dohodovna se elastičnost čini vrlo visokom pa bi porast BDP-a od 1% mogao značiti 7%-tni porast prometa prema Hrvatskoj.

38 Ocjenu modela izrađujemo prema četirima kriterijima unaprijed definiranim, a to su: a) ekonomski, pri kojem ulogu igra smjer djelovanja varijable i veličina procijenjenog koeficijenta, b) statistički, gdje se uzima u obzir signifikantnost procijenjenog modela, c) ekonometrijski u skladu s dijagnostičkim testiranjima specifikacije modela, d) točnost projekcije modela, pri čemu uzimamo u obzir stupanj točnosti kojom varijable opisuju endogenu veličinu i njezinu relativnu pogrešku.

*Italija* – cjenovno neosjetljiva, odnosno tržište s kojeg je potražnja cjenovno neelastična isto kao i na tržištu Slovenije i Poljske – navedena se izjava, međutim, mora tretirati s velikim oprezom u svjetlu niske razine signifikantnosti koeficijenta.

*Češka* – prema rezultatima za Hrvatsku je atipično tržište, s obzirom na činjenicu da porast BDP-a implicira pad dolazaka u Hrvatsku, dok bi istodobno povećanje relativne cijene od 1% značilo daljnji pad u visini od oko 2% u dolascima. Moguće objašnjenje može se potražiti u platežno višoj ciljnoj grupi gostiju, koja očigledno dominira među češkim turistima pa porast njihovog životnog standarda vodi k izboru alternativnih receptivnih destinacija. Zašto ne primjećujemo takav razvoj situacije u Slovačkoj? Iako u dijelovima turističke javnosti postoje tendencije da se gosti s navedenih dvaju tržišta tretiraju kao homogena skupina potrošača, rezultati analize upućuju na pretpostavku da oni to ipak nisu. Razlozi za pozitivnu dohodovnu elastičnost slovačkih gostiju prema dolascima u Hrvatsku mogu se pronaći u sporijem ekonomskom razvoju Slovačke u usporedbi s Češkom<sup>39</sup>.

*Slovenija* – potražnja na slovenskom tržištu neelastična je s cjenovne strane, dok se prihodna elastičnost može usporediti s onom tranzicijskih zemalja te se kreće na razini između 2 i 3. Međutim, karakteristika slovenskog tržišta je njegova visoka odanost hrvatskom tržištu. Naime, uvođenjem varijable toka dolazaka slovenskih gostiju u prethodnoj godini cjenovna komponenta gubi signifikantnost, odnosno prošlogodišnji tok gostiju dominira nad opisivanjem cjenovne komponente. Na slovenskom tržištu ocijenjeno razdoblje proteže se od drugog tromjesečja 1992. godine, znači nešto ranije od ostalih, jer poslije tog razdoblja ne postoje daljnji nagli skokovi u prilagođenoj relativnoj cijeni (slika 7.).

*Njemačka* – bilježi najvišu dohodovnu elastičnost (između 14 i 17), dok cjenovna komponenta potražnje upućuje na prosječnu razinu cjenovne elastičnosti, točnije porast prilagođenih relativnih cijena od 1% mogao bi značiti pad prometa od 3%.

*Austrija* – samo jednadžbe desezoniranih vremenskih serija upućuju na svrhovite zaključke. Tako porast austrijskog BDP-a od 1% može rezultirati povećanjem odlazaka u Hrvatsku između 4% i 7%, dok se cjenovna potražnja čini elastičnom na razini između 2 i 3, mada su pokazatelji nesignifikantni.

Iz usporedbe postignutih rezultata s ocijenjenim koeficijentima u Akisovoj studiji za tursko tržište vidimo da emitivne destinacije Nizozemske i Italije pokazuju dohodovnu elastičnost od 8,7 odnosno 3,36, koja je isto tako ocijenjena uporabom BDP-a te da je u primjeru Italije cjenovna komponenta modela neelastična (-0,52), dok je za tržište Nizozemske ona vrlo blizu jedinične elastičnosti (-0,98).

## **6.2. Opis preciznosti projekcije fizičkih pokazatelja inozemnoga turističkog prometa na hrvatsko tržište**

Preciznost projekcije može se odrediti na više načina<sup>40</sup>. Uzimajući u obzir činjenicu da veličina pogreške projekcije ovisi o neizvjesnosti reziduala (odnosno njegove varijan-

39 *Per capita* PPP BNP (u USD, stalne cijene): Slovačka 7.860, Češka 10.380 (izvor: The World Bank (1999), World Development Indicators).

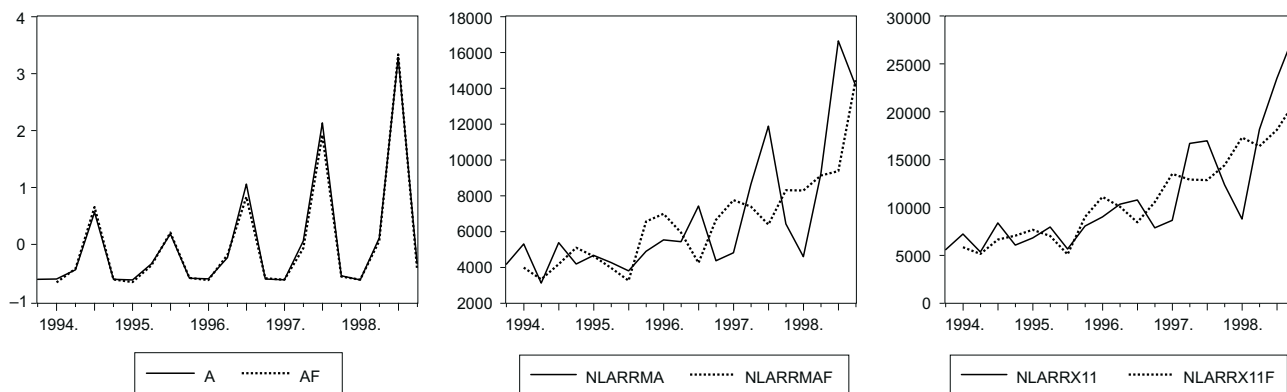
40 Vidite dodatak – točku 5.

ce) te o neizvjesnosti koeficijenta (tj. o razini točnosti praćenja procijenjenih prosjeka koeficijenata jednadžbe), točnost projekcije možemo, između ostaloga, usporediti na osnovi MAPE kriterija, unutar kojeg je moguće provesti podjelu prema uzrocima pogreške.

Postotne greške najvećeg broja modela kreću se u granicama između 10% i 19%, s time što je gotovo u pravilu najveći uzročnik pogreške visoka varijanca reziduala. Kao orijentacijska točka za kvalitativnu ocjenu MAPE pokazatelja uspješnosti procjene mogu se upotrijebiti smjernice definirane u Lewisu<sup>41</sup>. U navedenim kategorijama pogrešku manju od 10% možemo držati “vrlo preciznom”, pogreške između 10% i 20% “dobrima”, one između 20% i 50% “umjerenima”, dok se pogreške veće od 50% drže “nepreciznima”. Projekcijska kvaliteta sistema jednadžbi može se, prema tome, sažeti na sljedeći način: šest od devet jednadžbi može se ocijeniti dobrima (pogreška između 11,7% i 19,5%), dvije su jednadžbe umjerene kvalitete (Češka, 25%, i Mađarska, 32,5%), dok jednadžba za njemačko tržište rezultira vrlo preciznom projekcijom (9,8%).

Općenito gledano, projekcija na osnovi jednadžbi grafički uspoređena sa stvarnim stanjem odaje dojam dobro formuliranog sistema jednadžbi. Međutim, kod kratkih vremenskih serija s visokim stupnjem sezonalnosti, u jednadžbama s nekoliko dummy varijabli visoka projekcijska moć ocijenjena na osnovi grafičkih karakteristika modela malo govori o kvaliteti samog modela. Uveli smo paralelni prikaz projekcije na osnovi desezoniranih vremenskih serija metodom pomičnog prosjeka i X11 tehnikom da bismo tako stekli potpuniji dojam o preciznosti projekcije definiranih modela. Projekcije su prikazane sljedećim nizom slika<sup>42</sup> za pojedina tržišta:

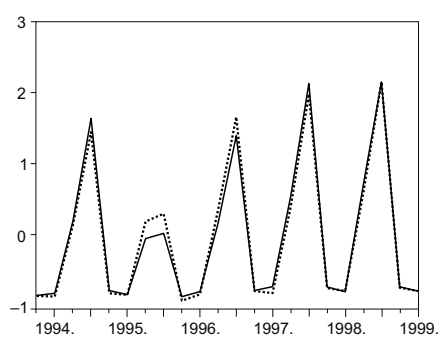
#### Nizozemska



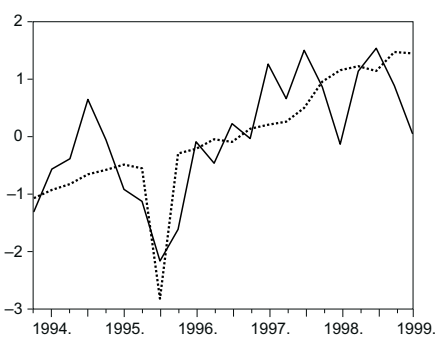
41 Lewis, (1982).

42 AF – projekcija dolazaka, A – stvarni dolasci, MAF – projekcija upotrebom pomičnog prosjeka (*moving average forecast*), X11f – projekcija tehnikom X11.

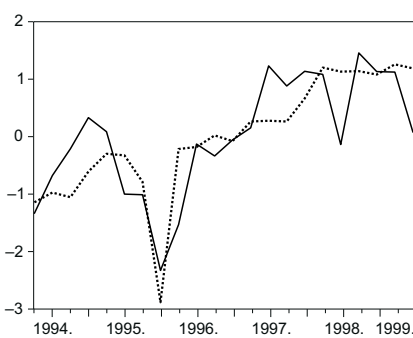
## Austrija



— A    ..... AF

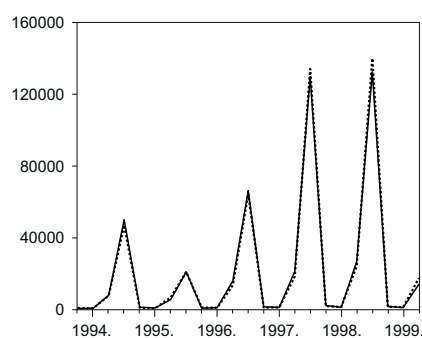


— AARRMA    ..... AARRMAF

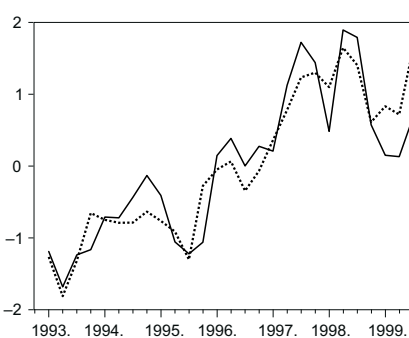


— AARRX11    ..... AARRX11F

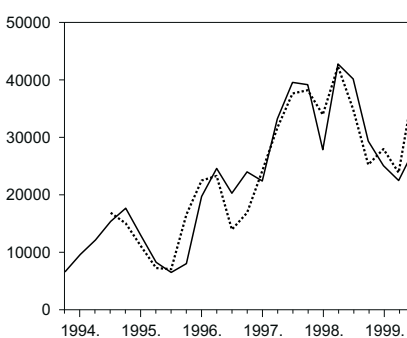
## Slovačka



— A    ..... AF

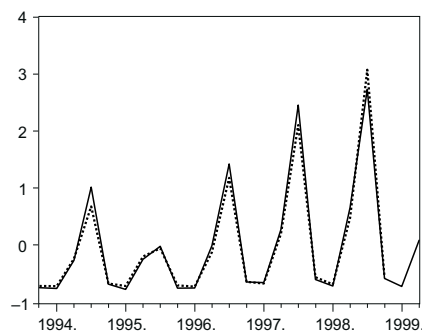


— SKARRMA    ..... SKARRMAF

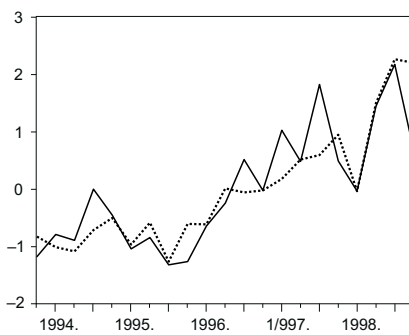


— SKARRX11    ..... SKARRX11F

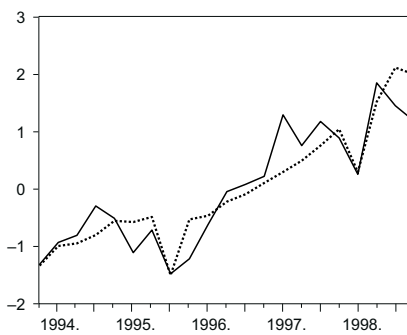
## Njemačka



— A    ..... AF

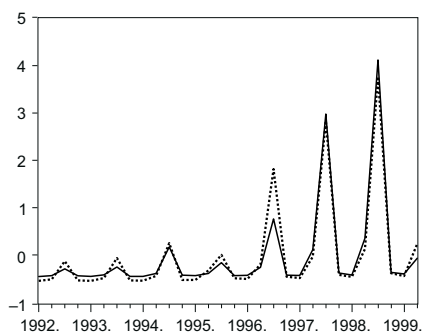


— DARRMA    ..... DARRMAF

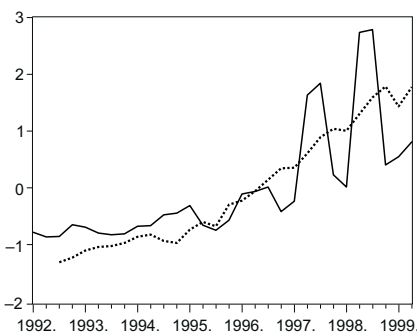


— DARRX11    ..... DARRX11F

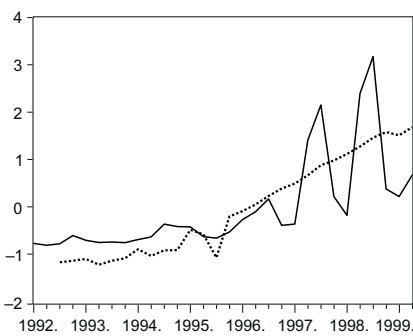
## Poljska



— A    ..... AF

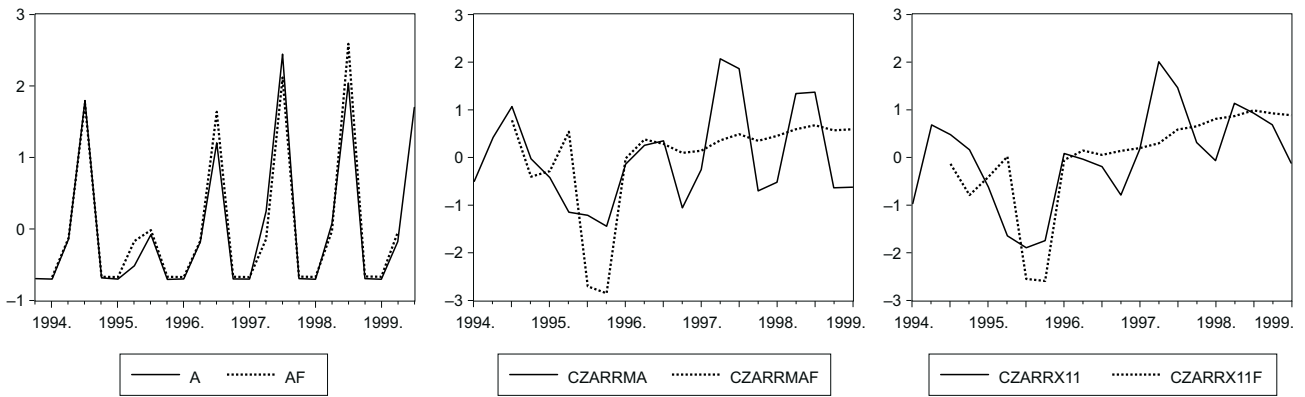


— PLARRMA    ..... PLARRMAF

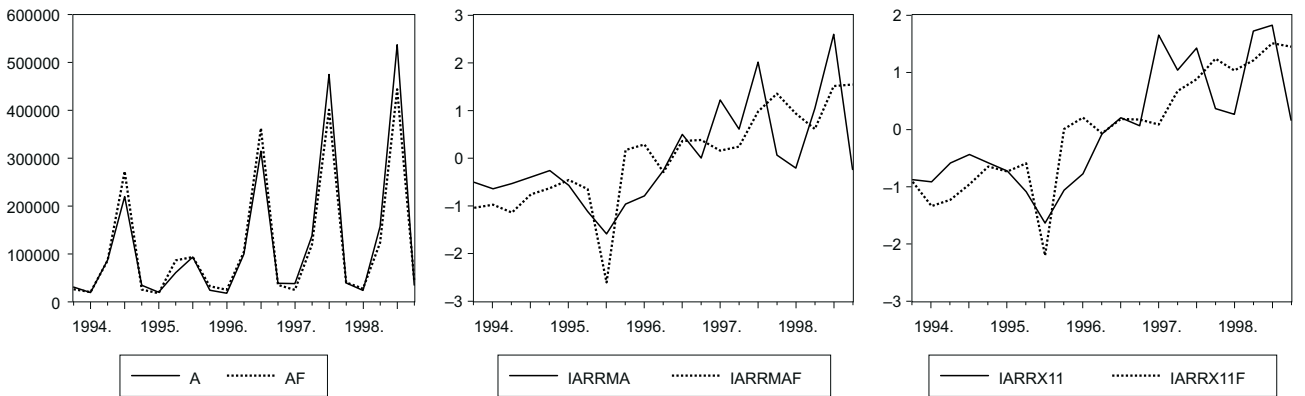


— PLARRX11    ..... PLARRX11F

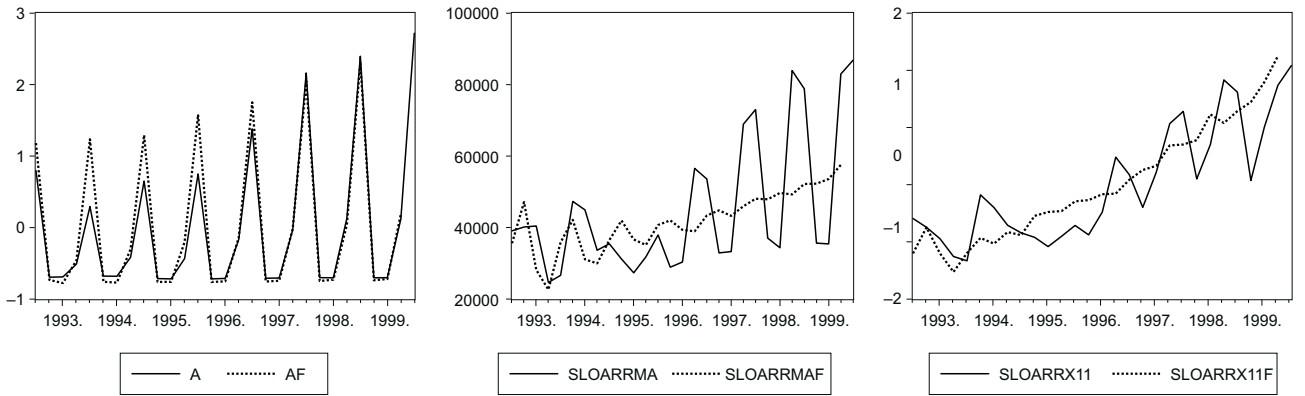
Češka



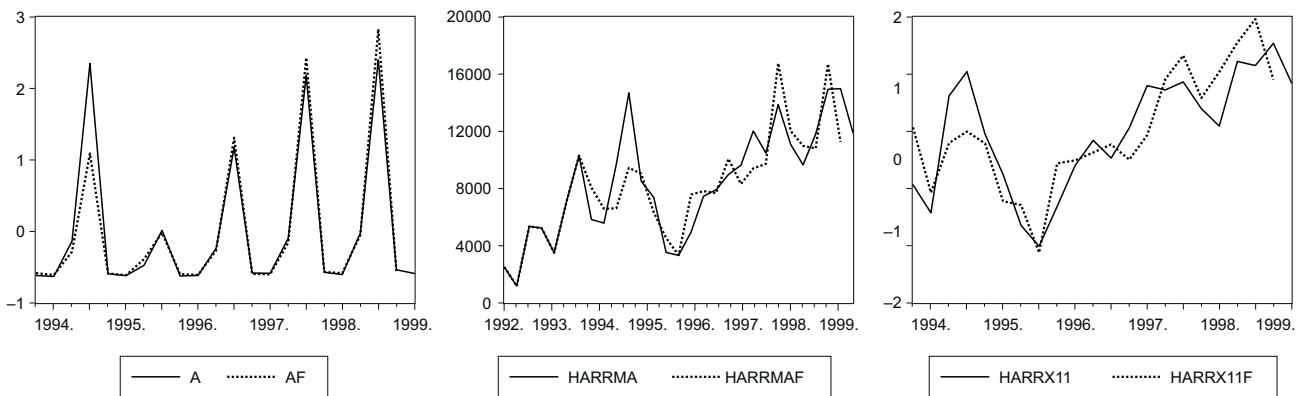
Italija



Slovenija



Mađarska



### 6.3. Prijedlozi za unapređenje modela i kritički osvrt na dobivene rezultate

Unapređenja modela mogla bi se izvesti na nekoliko područja, i to: u definiciji dinamične strukture modela, pri definiciji aproksimativnih varijabli, upotrebom alternativne metode ocjenjivanja (SUR umjesto OLS) i uporabom “*nested*” tehnike umjesto “*data mininga*”.

Ocjene jednadžbi u ovome radu prate trendove u relevantnoj međunarodnoj literaturi. Neophodno je, međutim, istaknuti nedostatke navedene metode i u ovome i u svim ostalim međunarodnim radovima navedenim u pregledu literature. Koeficijenti u jednadžbama interpretiraju se kao dohodovne i cjenovne elastičnosti za dobro koje je definirano kao receptivna destinacija, a količina tog dobra izražena je u dolascima turista s emitivnog tržišta  $j$ . Uzmemo li kao primjer dohodovnu elastičnost, možemo elastičnost definirati u uobičajenom obliku:

$$\varepsilon_{p,j} = \frac{dQ_j}{dP_j} \frac{P_j}{Q_j}$$

gdje je  $Q$  broj dolazaka inozemnih gostiju s tržišta  $j$ , a  $P$  relativna cijena receptivnog i emitivnog tržišta. Navedenoj interpretaciji nema primjedbe ukoliko se radi o stacionarnim procesima za koje vrijedi:

- a)  $E(x_t) = \mu_x \forall t$
- b)  $\text{var}(x_t) = \sigma_x^2 \forall t$
- c)  $\text{cov}(x_t, x_{t-g}) = \gamma(g) \forall t$ .

Drugim riječima,  $I(0)$  proces karakteriziran je čestim prelascima linije preko sredine  $\mu_x$ , varijanca je konstantna, dok autokorelacije opadaju s porastom njihovog stupnja te su zaključci izvedeni na osnovi t-statistika i F-testova mjerodavni. Kod  $I(1)$  procesa situacija je drugačija i može se algebarski prikazati na sljedeći način:

- a)  $E(x_t) = \mu_x \forall t$
- b)  $\text{var}(x_t) = t\sigma_x^2 \forall t$
- c)  $\text{corr}(x_t, x_{t-g}) = \frac{t-g}{\sqrt{t(t-g)}}$ .

Kod nestacionarnih vremenskih serija sredina, varijanca i korelacija ovise o vremenu  $t$  i teže kumulativnom odmaku od nekakve srednje vrijednosti<sup>43</sup>. Ovisno o vrsti vremenske serije (TSP ili DSP)<sup>44</sup> i potrebama ocjene, takve se serije mogu “detrendirati” prije daljnje analize.

Zbog navedene ovisnosti varijance o vremenu, instrumenti ocjene jednadžbe, t-statistike i F-testovi neprikladni su zbog OLS koeficijenata koji teže nestandardnim distribucijama umjesto normalnoj distribuciji s povećanjem opservacija. Pristup ocjenjivanju jednadžbi, stoga, bez ocjene dinamičkih svojstava može dati krive rezultate. Vrijeme  $t$  utječe i na korelaciju kod nestacionarnih serija, što znači da se svaka inovacija akumulira i utječe na vrijednosti koje slijede, sadržavajući tako “bezgraničnu memoriju”, odnosno rezidualne vrijednosti koje s vremenom ne konvergiraju nuli. U

43 Detaljnija objašnjenja i razlikovanje među nestacionarnim procesima vidite u Maddala (1992).

44 TSP – *trend-stationary process*; DSP – *difference-stationary process*.



okolnostima nestacionarnih vremenskih serija dugoročnu elastičnost može se interpretirati više u smislu “*error correction* modela”, odnosno kao dugoročno zajedničko kretanje dviju ili više varijabli koje posjeduju karakteristiku superkonzistencije (*superconsistency*)<sup>45</sup>, dok dio opisan samim “*error correction* modelom” opisuje dinamiku odnosa dviju varijabli, točnije kratkoročna odstupanja od ravnotežnog položaja (*steady state*). Uzimajući u obzir činjenicu da radovi koriste kao opisne varijable BDP nekog tržišta, relativne cijene ili prilagođene relativne cijene za tečaj (a za koje je moguće da nisu stacionarne<sup>46</sup> naravi), postoji prostor za daljnje unapređenje modeliranja turističkih tokova prema određenim receptivnim tržištima. Takav trnovit put čeka i ovdje definirani model. Zašto trnovit? Unatoč postojećim tehnikama ocjenjivanja dugoročnog i kratkoročnog ponašanja varijabli problematika kratkih vremenskih serija poput Damoklovog mača visi iznad takvog ekonometrijskog pristupa. Osim niske moći testova koji stoje na raspolaganju za raščlambu DSP od TSP procesa, zbog kratke vremenske serije i superkonzistentnost koeficijenata u malim uzorcima zna biti problematična. Stoga će trebati pričekati objavu relevantnih podataka za cjelokupnu 1999. godinu kako bi se serija upotpunila na oko 25 opservacija i tako omogućio rad uz minimalne statističke pretpostavke.

Daljnja unapređenja modela mogu se svesti u skupinu definicije aproksimativnih varijabli. U sklopu dohodovnih varijabli nije upotrijebljen *raspoloživi* realni dohodak po stanovniku te nije uzeta u obzir cjenovna konkurentnost glavnih receptivnih tržišta, koja su supstituti Hrvatskoj kao receptivnoj destinaciji. Uključivanje serija kretanja promjene tečaja ili relativnih cijena glavnih konkurentnih receptivnih tržišta u model moglo bi poslužiti kao aproksimacija za konkurentnost, pri čemu se postavlja novi problem određivanja pondera pojedinog receptivnog tržišta<sup>47</sup>. Naravno, dodavanjem drugih, nekauzalnih tehnika (Box-Jenkins, VAR) projekcije fizičkog prometa uz ovdje definirani ekonometrijski model mogao bi se izvršiti dodatni *benchmarking*, odnosno moglo bi se definirati granice unutar kojih je najvjerojatniji ishod prognozirane veličine.

## 7. Zaključak

Sustavom regresijskih jednadžbi prvi je put u Hrvatskoj konstruiran model potražnje za hrvatskim turističkim proizvodom. Dolasci inozemnih gostiju pokazali su se kao superioran fizički pokazatelj turističkog prometa u Hrvatskoj nad noćenjima. Definiran je sistem jednadžbi osnovnog i proširenog modela, koji je segmentiran prema deset najvažnijih hrvatskih emitivnih tržišta, od kojih se ostvaruje preko 80% godišnjega fizičkoga inozemnog prometa (Njemačka, Austrija, Italija, Slovenija, Češka, Slo-

45 Detaljnije objašnjenje vidite u dodatku – u točki 1.

46 U relevantnim međunarodnim radovima nisu pronađeni dokazi o testiranju varijabli na stacionarnost, a ukoliko i postoji kratak osvrt na navedeno svojstvo, ne objašnjavaju se moguće posljedice za ocjenjene koeficijente.

47 Eventualno se za svako pojedino emitivno tržište može utvrditi struktura odlazaka turista na glavne konkurentne destinacije i taj ponder pomnožiti s kretanjem tečaja ili relativne cijene – pitanje je jesu li takve tromjesečne serije dostupne.

vačka, Nizozemska, Mađarska i Poljska). Općenito gledano, dohodovna potražnja modelirana BDP-om za sva je tržišta pozitivno elastična. Iznimka je češko tržište, koje pokazuje tendenciju k negativnoj elastičnosti. Cjenovna potražnja modelirana pretežno prilagođenim relativnim cijenama uglavnom je negativno elastična. Iznimke su tržišta Slovenije, Poljske i Italije na kojima se potražnja čini cjenovno neelastičnom.

Unapređenje jednadžbi ocijenjenih u ovome radu može se izvršiti na nekoliko razina. Prvo, umjesto OLS metodom paralelno bi se mogla izvršiti ocjena jednadžbi SUR metodom (zbog česte pojave *cross-sectional* korelacije i s time prouzročene nepouzdanosti OLS-a) te usporedba koeficijenata i dobivenih projekcija. Drugo, “*data mining*” pristup primijenjen u ovom radu može se zamijeniti definiranjem općeg modela turističke potražnje u kojem bi trebali biti sadržani ostali modeli pa bi se tako testiranjem pojedinih parametara došlo do konkretnog, “pravog” modela (“*nested versus non-nested models*”). Treće, primjenom metoda koje uzimaju u obzir dinamičku karakteristiku podataka i međusobnih utjecaja varijabli (pri tome se misli na ECM, VAR ili SVAR pristup) moguće je unaprijediti modeliranje integriranih vremenskih serija.

Projekcija dolazaka inozemnih gostiju moguća je uz uporabu predviđenih egzogenih varijabli koje se preuzimaju iz modela investicijskih banaka ili središnjih banaka dotičnog tržišta. Naravno, treba biti svjestan činjenice da je ekonometrijska prognoza trenda samo dio paketa predviđanja, odnosno pri interpretaciji rezultata uzima se u obzir da takva tehnika pruža izjavu kondicionalne vjerojatnosti te se s povećanim stupnjem turbulencija u definiranom sektoru smanjuje kvantitativna predvidivost<sup>48</sup>. S obzirom na razliku između koncepta platne bilance i statistike turizma DZS-a u vezi s tretiranjem rezidentnosti turista, navedeni sistem jednadžbi (uz dodatak rezidualne vrijednosti koja uzima u obzir promet ostalih tržišta) može poslužiti kao konzervativna ocjena budućih prihoda. Radi se o konzervativnoj projekciji prihoda zbog pristranosti procjene u smislu podcjenjivanja rezultata, i to za broj hrvatskih građana na privremenom radu u inozemstvu u razdoblju dužem od godinu dana. Podrazumijeva se da u sklopu procjena prihoda mora doći i do prilagodbe za opseg neregistriranih noćenja.

## Literatura

- Akis, S. (1998), *A compact econometric model of tourism demand for Turkey*, Tourism Management.
- Artus (1970), *The effect of revaluation on the foreign travel balance of Germany*, IMF Staff Papers, br. 17.
- Athiyaman, A. (1997), *Knowledge development in tourism: tourism demand research*, Tourism Management.
- Bahovec, V. i Erjavec, N. (1999), *ARIMA model broja noćenja turista u Republici Hrvatskoj*, Ekonomski pregled, br. 7-8, Zagreb.
- Barry, K. i O’Hagan, J. (1972), *An Econometric study of British tourist expenditure in Ireland*, Economic and Social Review, Vol. 3, br. 2.
- Blough, S. R. (1992), *The relationship between power and level for generic unit root tests in finite samples*, Journal of Applied econometrics, Vol. 7.
- Chadee, D. i Mieczkowski, Z. (1987), *An empirical analysis of the effects of the exchange rate on Canadian tourism*, Journal of Travel Research, Vol. 26.

48 Turbulencije u hrvatskom okružju poslije stabilizacijskog programa i “Oluje” nastavljaju se kosovskom krizom koja je dovela do pada turističkog prometa od ca 15% u 1999. u usporedbi s prethodnom godinom.

- Crouch, G. (1994), *The study of international tourism demand: a survey of practise*, Journal of Travel Research (proljeće).
- Darnell, A. C. (1995), *A dictionary of econometrics*, Edward Elgar, Hants, England.
- European Travel Monitor, IPK International Group, Dublin, Munich, Luxemburg, str. 12 i 15.
- EvIEWS (1999), *User's Guide - Quantitative Micro Software*.
- Frechtling, D. C. (1996), *Practical tourism forecasting*, Butterworth.
- Galinec, D. (1999), *Statističko evidentiranje aktivnosti putovanja-turizma u platnoj bilanci Republike Hrvatske*, rad predložen na znanstvenom i stručnom skupu "Hrvatski turizam na pragu 21. stoljeća" održanom u Poreču u listopadu 1999.
- Gordon, R. (1997), *Macroeconomics*, Addison-Wesley, 7. izdanje.
- Gray (1966), The demand for international travel by the United States and Canada, *International Economic Review*.
- Harris, R. I. D. (1995), *Using Cointegration Analysis in Econometric Analysis*, Prentice Hall. Harvester Wheatsheaf, London.
- IPK International (1998), *European Travel Monitor ETC – Pool report 1998*, IPK International – World Travel Monitor Company Ltd., Dublin.
- Kliman (1981), A quantitative analysis of Canadian overseas tourism, *Transportation Research*, Vol. 15A, br. 6, str. 487-497.
- Kolić, A. (1996), *Odabrani modeli kratkoročnog prognoziranja u turizmu*, Turizam.
- Lewis, C. D. (1982), *Industrial and Business Forecasting Methods*, London: Butterworths.
- Limm, D. (1997), *An econometric classification and review of international tourism demand models*, *Tourism Economics*, Vol. 3(1).
- Little, J. S. (1980), *International travel in the US balance of payments*, *New England Economic Review* (svibanj/lipanj).
- Loeb, P. D. (1982), *International travel to the United States: an econometric evaluation*, *Annals of Tourism Research*, Vol. 9.
- Maddala, G. S. (1992), *Introduction to Econometrics*, Prentice Hall International, 2. izdanje, New Jersey, str. 525.
- Martin, C. A. i Witt, S. F. (1987), *Tourism demand forecasting models: choice of appropriate variable to represent tourists' cost of living*, *Tourism Management*.
- Ministarstvo turizma RH (1998, 1999), *Hrvatski turizam u brojkama*.
- Morley, C. L. (1997), *An evaluation of the use of OLS for estimating tourism demand models*, *Journal of Tourism Research* (proljeće).
- Papadopoulos, S. I. i Witt, S. F. (1985), *A marketing analysis of foreign tourism in Greece*, in Shaw, S. i sur. (ur.) *Proceedings of Second World Marketing Congress*, University of Stirling.
- Pyo, S. S., Uysal, M. i Mc Lellan, M. W. (1991), *A linear expenditure model for tourism demand*, *Annals of Tourism Research*, Vol. 18.
- Sheldon, P. (1993), *Forecasting Tourism: expenditures versus arrivals*, *Journal of Travel Research*.
- Smeral, E. (1988), *Tourism demand, economic theory and econometrics – an integrated approach*, *Journal of Travel Research* (proljeće).
- Smeral, E. (1994), *Tourismus 2005*, WIFO.
- Smeral, E. i Witt, S. (1996), *Econometric forecasts of tourism demand to 2005*, *Annals of Tourism Research*, Vol. 23.
- Smeral, E., Witt, S. F. i Witt, Ch. A. (1992), *Econometric Forecasts: Tourism trends to 2000*, *Annals of Tourism Research*, 19(3)
- Turner, L. W., Kulendran, N. i Pergat, V. (1995), *Forecasting New Zealand tourism demand with disaggregated data*, *Tourism Economics*, Vol. 1.
- Uysal, M. i Crompton, J. L. (1984), *Determinants of demand for international tourist flows to Turkey*, *Tourism Management*, Vol. 5, br. 4.
- Var, T., Mohammad, G. i Icoz, O. (1990a), *A tourism demand model*, *Annals of Tourism Research*, Vol. 17.
- Var, T., Mohammad, G. i Icoz, O. (1990b), *Factors affecting international tourism demand for Turkey*, *Annals of Tourism Research*, Vol. 17.
- White, K. J. (1985), *An international travel demand model: US travel to western Europe*, *Annals of Tourism Research*, Vol. 12.
- Witt, S. i Martin, C. A. (1987a), *Econometric models for forecasting international tourism demand*, *Journal of Travel Research*.
- Witt, S. i Martin, C. A. (1987b), *International tourism demand models – inclusion of marketing variables*, *Tourism Management* (ožujak).

## Dodatak

### 1) Objašnjenje značenja superkonzistentnosti

Superkonzistentnost je pojam vezan uz Engle-Grangerov pristup u slučaju integriranih vremenskih serija i kointegracije. Pojasnimo navedeno primjerom: ako pretpostavimo postojanje dviju serija,  $y_t$  i  $w_t$ , koje su obje  $I(d)$ , tada će općenito njihova bilo koja linearna kombinacija biti  $I(d)$ , isto kao i rezidualna vrijednost  $u_t$ . Postoji li vektor  $\alpha$ , koji može definirati rezidualnu vrijednost,  $\hat{u}_t = y_t - w_t$ , nižeg stupnja  $I(d-b)$ , pri čemu  $b > 0$ , tada Engel i Granger govore o kointegraciji stupnja  $(d, b)$ . Ukoliko su, primjerice,  $y_t$  i  $w_t \sim I(1)$  i  $\hat{u}_t \sim I(1)$ , tada bi dvije serije bile kointegrirane do stupnja  $CI(1,1)$ . U tom slučaju ocjena dugoročnog odnosa varijabli  $y_t$  i  $w_t$  definira se kao statični model  $y_t = \alpha w_t + u_t$ . Korištenje OLS metode vodi do konzistentnih koeficijenata dugoročnoga ravnotežnog položaja između varijabli modela i sve dinamike unutar modela i endogenosti mogu biti asimptotski zanemarene zbog superkonzistentnosti koeficijenata, jer kako dužina serije,  $T$ , raste, tako OLS koeficijenti konvergiraju puno brže svojim stvarnim vrijednostima (uobičajeni OLS koeficijenti:  $vT(y-y) \rightarrow 0$ , dok u ovom slučaju  $T(y-y) \rightarrow 0$ ,  $T \rightarrow 0$ , odnosno umjesto  $T$  dolazi do konvergencije za  $T^2$ ) nego u uobičajenim slučajevima stacionarnih,  $I(0)$ , OLS koeficijenata. Iz navedenog se razloga i govori da  $I(1)$  varijable asimptotski dominiraju  $I(0)$  varijablama. Problem pristranosti superkonzistentnih koeficijenata, međutim, može postojati u kratkim vremenskim serijama. (Daljnja detaljnija objašnjenja s primjerima vidite u npr. Harris, R. (1995) ili Maddala, G. S. (1992).)

### 2) Tehnike desezoniranja vremenskih serija: metoda pomičnog prosjeka i X11

a) pokretna sredina – umnožak (*multiplicative moving average*) serije  $Z_t$  :

za tromjesečne serije prvo se računa središnja pokretna sredina od  $Z_t$

$$\bullet X_t = (0,5Z_{t+2} + Z_{t+1} + Z_t + Z_{t-1} + 0,5Z_{t-2}) / 4$$

$$\bullet \text{definira se } r_t = Z_t / X_t$$

• izračunava se sezonalni indeks – sezonalni indeks  $i_q$  za tromjesečje  $q$  prosjek je od  $r_t$  – koristeći opservacije samo za tromjesečje  $q$

• indeksi se prilagođavaju na taj način da im je produkt jednak 1 na sljedeći način:  

$$s = i_q / (i_1 i_2 i_3 i_4)^{1/4}$$

• izračunate veličine  $s_j$  jesu skalarni faktori, koji predstavljaju postotne bodove za koje je  $Z_t$  veće u razdoblju  $j$  u usporedbi s prilagođenom serijom

• sezonski prilagođena serija je kvocijent serije  $Z_t$  i sezonalnog faktora  $s_j$

skalarni faktor, zbog prirode fizičkog prometa u Hrvatskoj, bit će veći u prvom i četvrtom tromjesečju

b) X11 je standardna procedura sezonalne prilagodbe američkoga statističkog ureda, koja zbog svoje kompleksnosti neće biti potanko definirana – razlika između X11 i MA u osnovi su različiti ponderi za desezoniranje pojedinih opservacija

3) Prošireni Dickey-Fullerov test:  $H_0: z_t \sim I(1)$ 

Serija	ADF(2)		ADF(2)		Kritične veličine			
	u razinama		u diferencijama		1%	5%	1%	5%
Češka	Trend	Bez trenda	Trend	Bez trenda	Trend		Bez trenda	
log(Y)	-2.54	-1.48	-7.74	-7.14	-4.47	-3.65	-3.77	-3.01
log(relP)	-23.21	-6.11			-4.42	-3.62	-3.75	-2.99
log(A)	-17.32	-16.80						
log(Padj)								
<b>Slovačka</b>								
log(pcY)	-2.10	-0.81	-7.17	-6.88	-4.50	-3.65	-3.79	-3.01
log(relpadj)	-2.07	-1.05	-2.50	-2.64	-4.57	3.69	-3.86	-3.04
$\Delta^2$ :			-3.46	-3.55	-4.62	-3.71	-3.88	-3.05
log(a)	-13.28	-9.70						
<b>Italija</b>								
log(GDP <sub>r</sub> )	-2.45	-1.02	-2.09	-2.18	-4.67	3.73	-3.92	-3.06
$\Delta^2$ :			-3.18	-3.17	-4.80	-3.79	-4.01	-3.10
log(relpadj)	-3.18	-2.78	-2.48	-2.45	-4.53	3.67	-3.83	-3.03
$\Delta^2$ :			-3.12	-3.22				
log(a)	-10.86	-9.03						
<b>Nizozemska</b>								
log(GDP <sub>r</sub> )	-1.60	-1.32	-4.69	-4.10	-4.37	-3.61	-2.66	-1.96
log(relpadj)	-0.58	-1.79	-2.59	-2.16	-4.50	-3.66	-3.87	-3.01
$\Delta^2$ :			-4.71	-4.63	-4.50	-3.69	-3.87	-3.04
log(a)	-11.87	-7.48						
<b>Mađarska</b>								
log(GDP <sub>r</sub> )	-2.26	-0.07	-9.09	-7.78	-4.38	-3.60	-3.72	-2.98
log(relpadj)	-1.13	-1.98	-3.65	-2.67	-4.33	-3.58	-3.69	-2.97
$\Delta^2$ :			-5.36	-5.42	-4.37	-3.60	-3.72	-2.98
log(a)	-8.31	-6.42						
<b>Slovenija</b>								
log(w)	-2.18	-2.72	-5.39	-4.29	-4.34	-3.59	-3.70	-2.98
log(relp)	-5.06	-5.41						
log(a)	-9.66	-9.81						
<b>Poljska</b>								
log(w)	-0.38	-2.05	-6.75	-2.02	-4.34	-3.59	-2.65	-2.95
log(relp)	-4.95	-4.94			-4.36	-3.59	-3.71	-2.98
log(a)	-6.50	-4.75						
<b>Austrija</b>								
log(w)	-6.59	-2.19	-	-15.43	-4.50	-3.66	-3.81	-3.02
log(relp)	-5.76	-5.50			-4.34	-3.59	-3.69	-2.97
log(a)	-9.51	-6.07						
<b>Njemačka</b>								
log(GDP <sub>r</sub> )	-1.57	-6.34	-	-15.45	-4.50	-3.66	-3.81	-3.02
log(relp)	-4.01	-4.49			-4.37	-3.60	-3.70	-2.98
log(a)	-7.25	-6.97						

## 4) Ocijenjene jednadžbe

## Italija

Dependent Variable: LOG(A)				
Method: Least Squares				
Date: 02/29/00 Time: 09:26				
Sample(adjusted): 1993:4 1998:4				
Included observations: 21 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPR)	6.973262	2.404266	2.900370	0.0116
LOG(RELPADJ1)	-1.641131	1.221197	-1.343871	0.2004
D1	1.511019	0.170934	8.839794	0.0000
D2	2.689902	0.188106	14.29994	0.0000
D3	0.343415	0.165972	2.069118	0.0575
DOLUJA	-1.187517	0.310441	-3.825265	0.0019
C	-40.49829	17.80725	-2.274258	0.0392
R-squared	0.957346	Mean dependent var	11.06880	
Adjusted R-squared	0.939066	S.D. dependent var	1.091079	
S.E. of regression	0.269332	Akaike info criterion	0.475455	
Sum squared resid	1.015553	Schwarz criterion	0.823629	
Log likelihood	2.007724	F-statistic	52.37037	
Durbin-Watson stat	1.647751	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: LOG(IARRMA)				
Method: Least Squares				
Date: 02/26/00 Time: 14:46				
Sample(adjusted): 1993:4 1998:4				
Included observations: 21 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(IGDPRMA)	7.498516	2.622604	2.859188	0.0109
LOG(IRELPADMA)	-0.555757	0.654260	-0.849443	0.4074
DOLUJA	-0.960027	0.310917	-3.087726	0.0067
C	-44.46300	19.61399	-2.266903	0.0367
R-squared	0.529711	Mean dependent var	11.09988	
Adjusted R-squared	0.446718	S.D. dependent var	0.407295	
S.E. of regression	0.302958	Akaike info criterion	0.619196	
Sum squared resid	1.560316	Schwarz criterion	0.818152	
Log likelihood	-2.501553	F-statistic	6.382652	
Durbin-Watson stat	1.591779	Prob(F-statistic)	0.004284	

Dependent Variable: LOG(IARRX11)				
Method: Least Squares				
Date: 02/26/00 Time: 17:25				
Sample(adjusted): 1993:4 1998:4				
Included observations: 21 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(IGDPRX11)	10.67264	2.434869	4.383252	0.0004
LOG(IRELPADX11)	-0.797230	0.705033	-1.130770	0.2739
DOLUJA	-0.964151	0.284462	-3.389388	0.0035
C	-67.54635	18.10206	-3.731417	0.0017
R-squared	0.663685	Mean dependent var	11.54712	
Adjusted R-squared	0.604335	S.D. dependent var	0.437157	
S.E. of regression	0.274980	Akaike info criterion	0.425405	
Sum squared resid	1.285437	Schwarz criterion	0.624362	
Log likelihood	-0.466757	F-statistic	11.18261	
Durbin-Watson stat	1.329098	Prob(F-statistic)	0.000272	

## Nizozemska

Dependent Variable: LOG(A)				
Method: Least Squares				
Date: 03/01/00 Time: 11:07				
Sample(adjusted): 1994:1 1998:4				
Included observations: 20 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPR)	10.08124	3.472271	2.903356	0.0132
LOG(RELPADJ1)	-7.273437	3.003484	-2.421667	0.0322
D1	0.752830	0.256238	2.938008	0.0124
D2	1.362433	0.458020	2.974612	0.0116
DOLUJA	-0.853379	0.232613	-3.668662	0.0032
D3	-0.005013	0.158617	-0.031607	0.9753
C	-106.6363	40.55795	-2.629234	0.0220
LOG(A(-4))	0.562477	0.184033	3.056399	0.0100
R-squared	0.982849	Mean dependent var	8.702651	
Adjusted R-squared	0.972844	S.D. dependent var	1.209387	
S.E. of regression	0.199294	Akaike info criterion	-0.098893	
Sum squared resid	0.476619	Schwarz criterion	0.299400	
Log likelihood	8.988928	F-statistic	98.23870	
Durbin-Watson stat	1.847089	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: LOG(NLARRMA)				
Method: Least Squares				
Date: 03/01/00 Time: 11:03				
Sample(adjusted): 1994:1 1998:4				
Included observations: 20 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(NLGDPRMA)	10.23271	4.254318	2.405253	0.0295
LOG(NLRELPAMA)	-7.277998	3.803142	-1.913680	0.0749
DOLUJA	-0.546765	0.281086	-1.945186	0.0707
C	-107.3499	50.79108	-2.113559	0.0517
LOG(NLARRMA(-4))	0.611542	0.225208	2.715449	0.0160
R-squared	0.741961	Mean dependent var	8.702651	
Adjusted R-squared	0.673151	S.D. dependent var	0.453239	
S.E. of regression	0.259120	Akaike info criterion	0.349269	
Sum squared resid	1.007150	Schwarz criterion	0.598202	
Log likelihood	1.507308	F-statistic	10.78269	
Durbin-Watson stat	2.036900	Prob(F-statistic)	0.000254	

Dependent Variable: LOG(NLARRX11)				
Method: Least Squares				
Date: 03/01/00 Time: 15:34				
Sample(adjusted): 1994:1 1998:4				
Included observations: 20 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(NLGDPRX11)	7.091945	4.036031	1.757158	0.0993
LOG(NLPADJX11)	-2.508571	3.123977	-0.803006	0.4345
LOG(NLARRX11(-4))	0.452778	0.262476	1.725024	0.1051
DOLUJA	-0.597699	0.287778	-2.076948	0.0554
C	-39.68466	29.17191	-1.360372	0.1938
R-squared	0.786551	Mean dependent var	9.218053	
Adjusted R-squared	0.729631	S.D. dependent var	0.472485	
S.E. of regression	0.245678	Akaike info criterion	0.242729	
Sum squared resid	0.905366	Schwarz criterion	0.491662	
Log likelihood	2.572714	F-statistic	13.81861	
Durbin-Watson stat	1.689725	Prob(F-statistic)	0.000064	

## Slovenija

Dependent Variable: LOG(A)				
Method: Least Squares				
Date: 03/04/00 Time: 15:49				
Sample(adjusted): 1992:3 1999:2				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 6 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPR_95)	2.376890	0.399737	5.946142	0.0000
LOG(RELPADJ1)	-0.251691	0.129142	-1.948940	0.0648
D1	1.942483	0.232713	8.347130	0.0000
D2	3.194622	0.306331	10.42867	0.0000
D3	-0.260405	0.231882	-1.123009	0.2741
C	-22.46823	5.392139	-4.166850	0.0004
AR(2)	-0.592235	0.153410	-3.860480	0.0009
R-squared	0.980251	Mean dependent var	10.62034	
Adjusted R-squared	0.974608	S.D. dependent var	1.430738	
S.E. of regression	0.227986	Akaike info criterion	0.093252	
Sum squared resid	1.091529	Schwarz criterion	0.426303	
Log likelihood	5.694477	F-statistic	173.7218	
Durbin-Watson stat	1.247807	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: LOG(SLOARRMA)				
Method: Least Squares				
Date: 03/04/00 Time: 16:40				
Sample(adjusted): 1992:3 1999:2				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 6 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(SLOGDPRMA)	2.333046	0.377851	6.174520	0.0000
LOG(SLOPADJMA)	-0.209403	0.107925	-1.940255	0.0642
C	-20.60327	5.101951	-4.038312	0.0005
AR(2)	-0.688059	0.146404	-4.699745	0.0001
R-squared	0.628531	Mean dependent var	10.62034	
Adjusted R-squared	0.582097	S.D. dependent var	0.357592	
S.E. of regression	0.231167	Akaike info criterion	0.040210	
Sum squared resid	1.282515	Schwarz criterion	0.230525	
Log likelihood	3.437062	F-statistic	13.53609	
Durbin-Watson stat	1.249063	Prob(F-statistic)	0.000023	

Dependent Variable: LOG(SLOARRX11)				
Method: Least Squares				
Date: 03/04/00 Time: 16:42				
Sample(adjusted): 1992:3 1999:2				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 12 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(SLOGDPRX11)	3.497722	0.429485	8.143989	0.0000
LOG(SLOPADJX11)	-0.271425	0.183886	-1.476047	0.1535
C	-35.28553	5.852263	-6.029382	0.0000
AR(1)	0.257535	0.160868	1.600906	0.1230
AR(2)	-0.415638	0.169222	-2.456166	0.0220
R-squared	0.749766	Mean dependent var	11.45421	
Adjusted R-squared	0.706247	S.D. dependent var	0.331262	
S.E. of regression	0.179541	Akaike info criterion	-0.436399	
Sum squared resid	0.741401	Schwarz criterion	-0.198505	
Log likelihood	11.10958	F-statistic	17.22850	
Durbin-Watson stat	1.514113	Prob(F-statistic)	0.000001	
Inverted AR Roots	.13+ .63i	.13 -.63i		



Dependent Variable: LOG(A)  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/04/00 Time: 17:40  
 Sample(adjusted): 1992:3 1999:2  
 Included observations: 28 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 14 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPR_95)	1.163686	0.608454	1.912529	0.0710
LOG(RELPADJ1)	-0.011700	0.184260	-0.063494	0.9500
D1	0.897730	0.338485	2.652202	0.0157
D2	1.461375	0.606031	2.411388	0.0262
D3	-0.040718	0.121154	-0.336086	0.7405
C	-11.56108	7.279949	-1.588072	0.1288
LOG(A(-4))	0.584591	0.181126	3.227536	0.0044
AR(1)	0.452575	0.184803	2.448961	0.0242
AR(2)	-0.508298	0.188703	-2.693642	0.0144
R-squared	0.987485	Mean dependent var	10.62034	
Adjusted R-squared	0.982216	S.D. dependent var	1.430738	
S.E. of regression	0.190798	Akaike info criterion	-0.220106	
Sum squared resid	0.691677	Schwarz criterion	0.208102	
Log likelihood	12.08149	F-statistic	187.4024	
Durbin-Watson stat	1.738169	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.23 -.68i	.23 + .68i		

Dependent Variable: LOG(SLOARRMA)  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/04/00 Time: 16:49  
 Sample(adjusted): 1992:3 1999:2  
 Included observations: 28 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 10 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(SLOGDPRMA)LOG(SLOPADJMA)	1.085336	0.584574	1.856626	0.0768
LOG(SLOARRMA(-4))	0.056982	0.165656	0.343977	0.7341
C	0.637067	0.183098	3.479381	0.0021
C	-10.39326	6.890333	-1.508382	0.1457
AR(1)	0.406205	0.180117	2.255228	0.0344
AR(2)	-0.545797	0.182878	-2.984488	0.0068
R-squared	0.747188	Mean dependent var	10.62034	
Adjusted R-squared	0.689730	S.D. dependent var	0.357592	
S.E. of regression	0.199185	Akaike info criterion	-0.201752	
Sum squared resid	0.872846	Schwarz criterion	0.083720	
Log likelihood	8.824535	F-statistic	13.00422	
Durbin-Watson stat	1.724174	Prob(F-statistic)	0.000006	
Inverted AR Roots	.20 -.71i	.20 + .71i		

Dependent Variable: LOG(SLOARRX11)  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/04/00 Time: 16:44  
 Sample(adjusted): 1992:3 1999:2  
 Included observations: 28 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 19 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(SLOGDPRX11)	1.949166	0.834027	2.337055	0.0289
LOG(SLOPADJX11)	0.039399	0.176239	0.223553	0.8252
C	-18.98985	9.221583	-2.059283	0.0515
LOG(SLOARRX11(-4))	0.413276	0.224188	1.843433	0.0788
AR(1)	0.487734	0.202604	2.407331	0.0249
AR(2)	-0.404544	0.181675	-2.226751	0.0365
R-squared	0.776378	Mean dependent var	11.45421	
Adjusted R-squared	0.725554	S.D. dependent var	0.331262	
S.E. of regression	0.173540	Akaike info criterion	-0.477407	
Sum squared resid	0.662555	Schwarz criterion	-0.191935	
Log likelihood	12.68370	F-statistic	15.27602	
Durbin-Watson stat	1.880149	Prob(F-statistic)	0.000002	

## Slovačka

Dependent Variable: LOG(A) Method: Least Squares Date: 03/01/00 Time: 11:37 Sample(adjusted): 1993:4 1999:2 Included observations: 23 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPR)	2.261100	0.943914	2.395451	0.0292
LOG(RELPADJ1)	-6.597829	2.564957	-2.572296	0.0205
D1	2.736700	0.187709	14.57947	0.0000
D2	4.417781	0.201079	21.97033	0.0000
D3	0.080855	0.171600	0.471184	0.6439
DOLUJA	-1.030255	0.334829	-3.076961	0.0072
C	-8.767853	14.60945	-0.600150	0.5568
R-squared	0.983711	Mean dependent var	8.372321	
Adjusted R-squared	0.977603	S.D. dependent var	1.966536	
S.E. of regression	0.294306	Akaike info criterion	0.637396	
Sum squared resid	1.385855	Schwarz criterion	0.982981	
Log likelihood	-0.330052	F-statistic	161.0441	
Durbin-Watson stat	1.808009	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: LOG(SKARRMA) Method: Least Squares Date: 03/01/00 Time: 12:42 Sample(adjusted): 1993:4 1999:3 Included observations: 24 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(SKGDPRMA)	2.359604	0.925925	2.548375	0.0191
LOG(SKPADJMA)	-6.088109	2.495579	-2.439558	0.0241
DOLUJA	-0.820419	0.304694	-2.692601	0.0140
C	-9.023212	14.38464	-0.627281	0.5376
R-squared	0.757256	Mean dependent var	8.499623	
Adjusted R-squared	0.720844	S.D. dependent var	0.556163	
S.E. of regression	0.293850	Akaike info criterion	0.539516	
Sum squared resid	1.726955	Schwarz criterion	0.735858	
Log likelihood	-2.474193	F-statistic	20.79710	
Durbin-Watson stat	1.404520	Prob(F-statistic)	0.000002	

Dependent Variable: LOG(SKARRX11) Method: Least Squares Date: 03/01/00 Time: 12:43 Sample(adjusted): 1993:4 1999:3 Included observations: 24 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(SKGDPRX11)	2.922818	0.922006	3.170063	0.0048
LOG(SKPADJX11)	-6.043469	2.534030	-2.384924	0.0271
C	-14.40372	14.42685	-0.998396	0.3300
DOLUJA	-0.764432	0.300107	-2.547195	0.0192
R-squared	0.792169	Mean dependent var	9.863922	
Adjusted R-squared	0.760994	S.D. dependent var	0.590738	
S.E. of regression	0.288801	Akaike info criterion	0.504857	
Sum squared resid	1.668125	Schwarz criterion	0.701199	
Log likelihood	-2.058281	F-statistic	25.41062	
Durbin-Watson stat	1.205599	Prob(F-statistic)	0.000001	

Dependent Variable: LOG(SKARRX11) Method: Least Squares Date: 03/01/00 Time: 12:45 Sample(adjusted): 1994:3 1999:3 Included observations: 21 after adjusting endpoints Convergence achieved after 6 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(SKGDPRX11)	1.329649	0.882009	1.507524	0.1512
LOG(SKPADJX11)	-10.24847	2.234315	-4.586853	0.0003
C	11.65456	13.87947	0.839697	0.4134
DOLUJA	-0.612329	0.231398	-2.646218	0.0176
AR(3)	-0.486610	0.184340	-2.639737	0.0178
R-squared	0.859185	Mean dependent var	9.970803	
Adjusted R-squared	0.823981	S.D. dependent var	0.543967	
S.E. of regression	0.228219	Akaike info criterion	0.087236	
Sum squared resid	0.833343	Schwarz criterion	0.335931	
Log likelihood	4.084026	F-statistic	24.40609	
Durbin-Watson stat	1.667423	Prob(F-statistic)	0.000001	
Inverted AR Roots	.39 -.68i	.39+ .68i	-.79	

### Madarska

Dependent Variable: LOG(A) Method: Least Squares Date: 02/29/00 Time: 09:22 Sample(adjusted): 1993:4 1998:4 Included observations: 21 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPR)	2.157760	0.611420	3.529096	0.0033
LOG(RELPADJ1)	-3.078572	1.652943	-1.862480	0.0837
DOLUJA	-0.905123	0.352209	-2.569849	0.0222
D1	2.070970	0.184816	11.20560	0.0000
D2	3.749864	0.199884	18.76021	0.0000
D3	0.202303	0.180192	1.122711	0.2804
C	-13.87057	7.734330	-1.793377	0.0945
R-squared	0.974852	Mean dependent var	9.004184	
Adjusted R-squared	0.964074	S.D. dependent var	1.540625	
S.E. of regression	0.292012	Akaike info criterion	0.637155	
Sum squared resid	1.193791	Schwarz criterion	0.985329	
Log likelihood	0.309872	F-statistic	90.45048	
Durbin-Watson stat	1.556110	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: LOG(HARRX11) Method: Least Squares Date: 03/01/00 Time: 13:09 Sample(adjusted): 1993:4 1998:4 Included observations: 21 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(HGDPRX11)	2.391830	0.464526	5.148972	0.0001
LOG(HRELPADX11)	-3.582722	1.057759	-3.387088	0.0035
DOLUJA	-0.729414	0.252842	-2.884857	0.0103
C	-14.38948	5.109247	-2.816361	0.0119
R-squared	0.754792	Mean dependent var	10.02064	
Adjusted R-squared	0.711520	S.D. dependent var	0.434884	
S.E. of regression	0.233577	Akaike info criterion	0.099037	
Sum squared resid	0.927493	Schwarz criterion	0.297993	
Log likelihood	2.960116	F-statistic	17.44299	
Durbin-Watson stat	1.500740	Prob(F-statistic)	0.000020	

Dependent Variable: LOG(HARRMA)				
Method: Least Squares				
Date: 03/01/00 Time: 13:11				
Sample(adjusted): 1993:4 1998:4				
Included observations: 21 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 5 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(HGDPRMA)	1.811143	0.699007	2.591024	0.0197
LOG(HRELPADMA)	-4.743685	1.496457	-3.169944	0.0059
DOLUJA	-0.888186	0.274889	-3.231070	0.0052
C	-17.02594	5.611733	-3.033989	0.0079
AR(3)	0.168035	0.097988	1.714857	0.1057
R-squared	0.707052	Mean dependent var	9.060391	
Adjusted R-squared	0.633815	S.D. dependent var	0.440115	
S.E. of regression	0.266328	Akaike info criterion	0.396078	
Sum squared resid	1.134887	Schwarz criterion	0.644774	
Log likelihood	0.841178	F-statistic	9.654284	
Durbin-Watson stat	1.562875	Prob(F-statistic)	0.000361	
Inverted AR Roots	.55	-.28 -.48i	-.28 +.48i	

## Češka

Dependent Variable: LOG(A)				
Method: Least Squares				
Date: 02/29/00 Time: 11:15				
Sample(adjusted): 1994:1 1999:2				
Included observations: 22 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPR)	-2.820995	3.253464	-0.867074	0.3996
LOG(RELP1)	-2.492220	2.002693	-1.244434	0.2324
D1	3.939804	0.298554	13.19629	0.0000
D2	5.571360	0.417341	13.34967	0.0000
D3	0.456816	0.325968	1.401413	0.1814
DOLUJA	-1.253050	0.456044	-2.747649	0.0150
C	23.69292	18.77918	1.261659	0.2263
R-squared	0.977963	Mean dependent var	9.697914	
Adjusted R-squared	0.969148	S.D. dependent var	2.253669	
S.E. of regression	0.395850	Akaike info criterion	1.237807	
Sum squared resid	2.350455	Schwarz criterion	1.584957	
Log likelihood	-6.615879	F-statistic	110.9456	
Durbin-Watson stat	1.933681	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: LOG(CZARRMA)				
Method: Least Squares				
Date: 03/01/00 Time: 13:20				
Sample(adjusted): 1994:3 1999:2				
Included observations: 20 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 7 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CZGDPRMA)	-0.116112	1.942840	-0.059764	0.9531
LOG(CZPADJMA)	-0.704822	1.273377	-0.553506	0.5881
DOLUJA	-1.314701	0.290697	-4.522587	0.0004
C	11.65145	12.56367	0.927392	0.3684
AR(2)	-0.656327	0.206392	-3.180005	0.0062
R-squared	0.630063	Mean dependent var	9.733264	
Adjusted R-squared	0.531413	S.D. dependent var	0.558869	
S.E. of regression	0.382565	Akaike info criterion	1.128480	
Sum squared resid	2.195337	Schwarz criterion	1.377413	
Log likelihood	-6.284804	F-statistic	6.386869	
Durbin-Watson stat	2.171051	Prob(F-statistic)	0.003302	

Dependent Variable: LOG(CZARRX11)  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/01/00 Time: 13:26  
 Sample(adjusted): 1994:3 1999:2  
 Included observations: 20 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CZGDPRX11)	-0.657599	2.056673	-0.319739	0.7536
LOG(CZRELXPX11)	-2.408399	1.188598	-2.026252	0.0609
DOLUJA	-1.216913	0.263344	-4.620999	0.0003
C	15.19151	11.99679	1.266298	0.2247
AR(2)	-0.432503	0.260054	-1.663124	0.1170
R-squared	0.691289	Mean dependent var	11.34412	
Adjusted R-squared	0.608966	S.D. dependent var	0.469750	
S.E. of regression	0.293748	Akaike info criterion	0.600126	
Sum squared resid	1.294314	Schwarz criterion	0.849059	
Log likelihood	-1.001260	F-statistic	8.397278	
Durbin-Watson stat	1.569160	Prob(F-statistic)	0.000918	

## Njemačka

Dependent Variable: LOG(A)  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/01/00 Time: 13:33  
 Sample(adjusted): 1993:4 1998:4  
 Included observations: 21 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPR)	19.32750	3.273024	5.905090	0.0001
LOG(RELPADJ1)	-3.236087	1.642708	-1.969971	0.0724
D1	1.848308	0.113015	16.35458	0.0000
D2	2.760082	0.132499	20.83102	0.0000
D3	0.210710	0.110981	1.898613	0.0819
DOLUJA	-0.695068	0.195584	-3.553808	0.0040
DPDV	-0.616134	0.208003	-2.962135	0.0119
C	-126.1344	19.33709	-6.522926	0.0000
AR(6)	-0.018856	0.007838	-2.405831	0.0332
R-squared	0.990324	Mean dependent var	10.90135	
Adjusted R-squared	0.983873	S.D. dependent var	1.282332	
S.E. of regression	0.162848	Akaike info criterion	-0.494473	
Sum squared resid	0.318233	Schwarz criterion	-0.046821	
Log likelihood	14.19197	F-statistic	153.5159	
Durbin-Watson stat	1.807956	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.45 -.26i -.45 +.26i	.45 + .26i -.45 -.26i	-.00 +.52i	-.00 -.52i

Dependent Variable: LOG(DARRMA)  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/01/00 Time: 13:34  
 Sample(adjusted): 1993:4 1998:4  
 Included observations: 21 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DGDPRMA)	14.70379	2.078660	7.073688	0.0000
LOG(DRELPADMA)	-0.441280	0.575104	-0.767305	0.4548
DOLUJA	-0.546273	0.169763	-3.217862	0.0057
DPDV	-0.540914	0.202856	-2.666494	0.0176
C	-109.5472	19.67526	-5.567762	0.0001
AR(5)	-0.624317	0.198433	-3.146236	0.0067
R-squared	0.864121	Mean dependent var	10.94051	
Adjusted R-squared	0.818827	S.D. dependent var	0.440052	
S.E. of regression	0.187305	Akaike info criterion	-0.277197	
Sum squared resid	0.526249	Schwarz criterion	0.021238	
Log likelihood	8.910571	F-statistic	19.07840	
Durbin-Watson stat	1.768400	Prob(F-statistic)	0.000005	
Inverted AR Roots	.74 -.53i -.91	.74 + .53i	-.28 +.87i	-.28 -.87i

Dependent Variable: LOG(DARRX11)				
Method: Least Squares				
Date: 03/01/00 Time: 13:36				
Sample(adjusted): 1993:4 1998:4				
Included observations: 21 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 7 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DGDPX11)	13.71908	1.486795	9.227283	0.0000
LOG(DRELPADX11)	0.234197	0.403748	0.580057	0.5705
DOLUJA	-0.635839	0.184689	-3.442753	0.0036
DPDV	-0.439460	0.201587	-2.180005	0.0456
C	-97.10673	13.62614	-7.126505	0.0000
AR(5)	-0.465794	0.228674	-2.036933	0.0597
R-squared	0.879398	Mean dependent var	11.52220	
Adjusted R-squared	0.839197	S.D. dependent var	0.460910	
S.E. of regression	0.184826	Akaike info criterion	-0.303844	
Sum squared resid	0.512411	Schwarz criterion	-0.005409	
Log likelihood	9.190365	F-statistic	21.87513	
Durbin-Watson stat	1.445198	Prob(F-statistic)	0.000002	
Inverted AR Roots	.69 -.50i -.86	.69 + .50i	-.27 + .82i	-.27 -.82i

### Austrija

Dependent Variable: LOG(A)				
Method: Least Squares				
Date: 03/01/00 Time: 14:45				
Sample(adjusted): 1993:4 1999:1				
Included observations: 22 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPR)	6.711996	4.098780	1.637560	0.1223
LOG(RELP1)	-2.535511	3.284446	-0.771975	0.4521
D1	1.547627	0.236084	6.555408	0.0000
D2	2.017893	0.395867	5.097404	0.0001
D3	-0.685170	0.524528	-1.306260	0.2111
DOLUJA	-0.695038	0.131231	-5.296289	0.0001
C	-30.24042	24.33590	-1.242626	0.2331
R-squared	0.986119	Mean dependent var	10.72098	
Adjusted R-squared	0.980567	S.D. dependent var	1.156814	
S.E. of regression	0.161263	Akaike info criterion	-0.558191	
Sum squared resid	0.390086	Schwarz criterion	-0.211041	
Log likelihood	13.14010	F-statistic	177.6052	
Durbin-Watson stat	1.565886	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: LOG(AARRMA)				
Method: Least Squares				
Date: 03/01/00 Time: 14:50				
Sample(adjusted): 1993:4 1999:1				
Included observations: 22 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(AGDPMA)	4.046578	1.530621	2.643750	0.0165
LOG(ARELPMA)	-0.057073	0.830264	-0.068741	0.9460
DOLUJA	-0.698424	0.205743	-3.394646	0.0032
C	-13.56139	9.215833	-1.471532	0.1584
R-squared	0.606150	Mean dependent var	10.81694	
Adjusted R-squared	0.540508	S.D. dependent var	0.290391	
S.E. of regression	0.196844	Akaike info criterion	-0.249844	
Sum squared resid	0.697457	Schwarz criterion	-0.051472	
Log likelihood	6.748280	F-statistic	9.234211	
Durbin-Watson stat	1.618271	Prob(F-statistic)	0.000645	

Dependent Variable: LOG(AARRX11)  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/01/00 Time: 14:51  
 Sample(adjusted): 1993:4 1999:1  
 Included observations: 22 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(AGDPX11)	7.684896	4.487086	1.712669	0.1039
LOG(ARELPX11)	-2.865114	3.502641	-0.817987	0.4241
DOLUJA	-0.821085	0.191475	-4.288213	0.0004
C	-34.88066	26.95456	-1.294054	0.2120
R-squared	0.689580	Mean dependent var	11.35207	
Adjusted R-squared	0.637844	S.D. dependent var	0.292868	
S.E. of regression	0.176246	Akaike info criterion	-0.470902	
Sum squared resid	0.559130	Schwarz criterion	-0.272530	
Log likelihood	9.179919	F-statistic	13.32866	
Durbin-Watson stat	1.580174	Prob(F-statistic)	0.000080	

## Poljska

Dependent Variable: LOG(A)  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/04/00 Time: 15:54  
 Sample(adjusted): 1992:3 1999:2  
 Included observations: 28 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(W)	1.808458	0.128342	14.09089	0.0000
LOG(RELP1)	-0.158864	0.069258	-2.293802	0.0328
D1	1.834633	0.301358	6.087889	0.0000
D2	3.662475	0.406467	9.010518	0.0000
D3	0.263517	0.303551	0.868114	0.3956
DOLUJA	-0.997946	0.409601	-2.436388	0.0243
C	-5.168598	0.861199	-6.001628	0.0000
AR(2)	-0.450561	0.193353	-2.330254	0.0304
R-squared	0.954004	Mean dependent var	7.869688	
Adjusted R-squared	0.937905	S.D. dependent var	1.639479	
S.E. of regression	0.408539	Akaike info criterion	1.282496	
Sum squared resid	3.338075	Schwarz criterion	1.663125	
Log likelihood	-9.954937	F-statistic	59.25994	
Durbin-Watson stat	1.548814	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: LOG(PLARRMA)  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/02/00 Time: 11:04  
 Sample(adjusted): 1993:4 1999:2  
 Included observations: 23 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PLWAGEMA)	1.940631	0.259574	7.476222	0.0000
LOG(PLRELPAMA)	-0.004731	0.042708	-0.110787	0.9130
DOLUJA	-0.830323	0.432238	-1.920986	0.0707
C	-4.598954	1.764083	-2.606994	0.0178
AR(2)	-0.460622	0.211361	-2.179316	0.0428
R-squared	0.790648	Mean dependent var	8.112109	
Adjusted R-squared	0.744125	S.D. dependent var	0.854751	
S.E. of regression	0.432368	Akaike info criterion	1.350581	
Sum squared resid	3.364957	Schwarz criterion	1.597427	
Log likelihood	-10.53168	F-statistic	16.99488	
Durbin-Watson stat	1.544130	Prob(F-statistic)	0.000006	

Dependent Variable: LOG(PLARRX11)				
Method: Least Squares				
Date: 03/02/00 Time: 11:06				
Sample(adjusted): 1994:3 1999:2				
Included observations: 20 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 8 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PLWAGEX11)	2.110189	0.248693	8.485119	0.0000
LOG(PLRELPAX11)	-0.453586	0.279879	-1.620649	0.1259
C	-6.147684	1.794192	-3.426436	0.0037
DOLUJA	-0.613294	0.422157	-1.452763	0.1669
AR(2)	-0.579956	0.193061	-3.003997	0.0089
R-squared	0.765433	Mean dependent var	8.283968	
Adjusted R-squared	0.702882	S.D. dependent var	0.787904	
S.E. of regression	0.429475	Akaike info criterion	1.359813	
Sum squared resid	2.766737	Schwarz criterion	1.608746	
Log likelihood	-8.598133	F-statistic	12.23689	
Durbin-Watson stat	1.614889	Prob(F-statistic)	0.000128	

### Usporedba dviju jednad bi za dva razdoblja – stabilizacijski program u Poljskoj

Dependent Variable: LOG(A)				
Method: Least Squares				
Date: 03/01/00 Time: 15:07				
Sample(adjusted): 1995:1 1999:2				
Included observations: 18 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(W)	1.306175	1.001298	1.304482	0.2187
LOG(RELPADJ1)	-4.343784	4.056951	-1.070702	0.3072
D1	1.911538	0.259981	7.352606	0.0000
D2	4.009730	0.304015	13.18926	0.0000
D3	0.191639	0.317214	0.604133	0.5580
DOLUJA	-1.294598	0.505395	-2.561559	0.0264
C	-5.579974	3.957349	-1.410028	0.1862
R-squared	0.961457	Mean dependent var	8.292979	
Adjusted R-squared	0.940434	S.D. dependent var	1.665527	
S.E. of regression	0.406491	Akaike info criterion	1.322792	
Sum squared resid	1.817586	Schwarz criterion	1.669048	
Log likelihood	-4.905129	F-statistic	45.73290	
Durbin-Watson stat	1.937889	Prob(F-statistic)	0.000000	

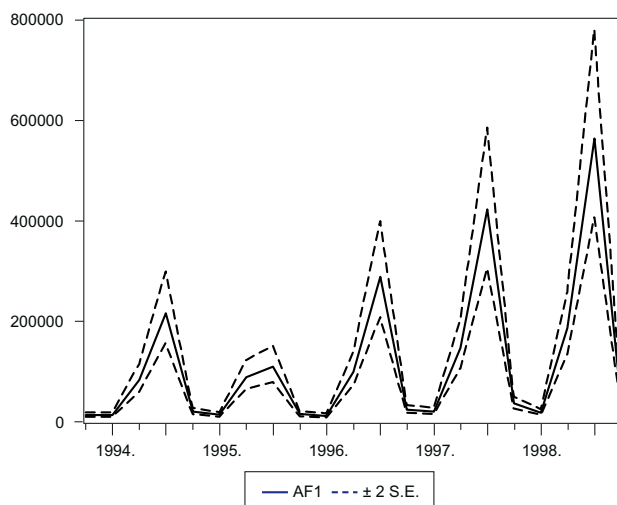
Dependent Variable: LOG(A)				
Method: Least Squares				
Date: 03/01/00 Time: 15:09				
Sample(adjusted): 1992:1 1999:2				
Included observations: 30 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(W)	1.621873	0.345964	4.687988	0.0001
LOG(RELPADJ1)	-0.006001	0.052230	-0.114889	0.9095
D1	1.730722	0.233693	7.405964	0.0000
D2	3.610553	0.253770	14.22765	0.0000
D3	0.225049	0.242290	0.928841	0.3626
DOLUJA	-1.231722	0.512078	-2.405339	0.0246
C	-3.859414	2.356200	-1.637983	0.1150
R-squared	0.937775	Mean dependent var	7.741186	
Adjusted R-squared	0.921543	S.D. dependent var	1.663394	
S.E. of regression	0.465920	Akaike info criterion	1.511359	
Sum squared resid	4.992877	Schwarz criterion	1.838305	
Log likelihood	-15.67038	F-statistic	57.77137	
Durbin-Watson stat	1.610396	Prob(F-statistic)	0.000000	



Dependent Variable: LOG(PLARRMA) Method: Least Squares Date: 03/01/00 Time: 15:12 Sample(adjusted): 1992:3 1999:2 Included observations: 28 after adjusting endpoints Convergence achieved after 6 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PLWAGEMA)	1.798671	0.272170	6.608635	0.0000
LOG(PLRELPAMA)	-0.026970	0.042374	-0.636482	0.5307
DOLUJA	-0.898492	0.452751	-1.984518	0.0593
C	-3.680078	1.853400	-1.985582	0.0591
AR(2)	-0.364149	0.188670	-1.930084	0.0660
R-squared	0.814802	Mean dependent var	7.869688	
Adjusted R-squared	0.782594	S.D. dependent var	0.947111	
S.E. of regression	0.441608	Akaike info criterion	1.363642	
Sum squared resid	4.485397	Schwarz criterion	1.601536	
Log likelihood	-14.09099	F-statistic	25.29789	
Durbin-Watson stat	1.405890	Prob(F-statistic)	0.000000	

## 5) Ocjena projekcije po tržištima

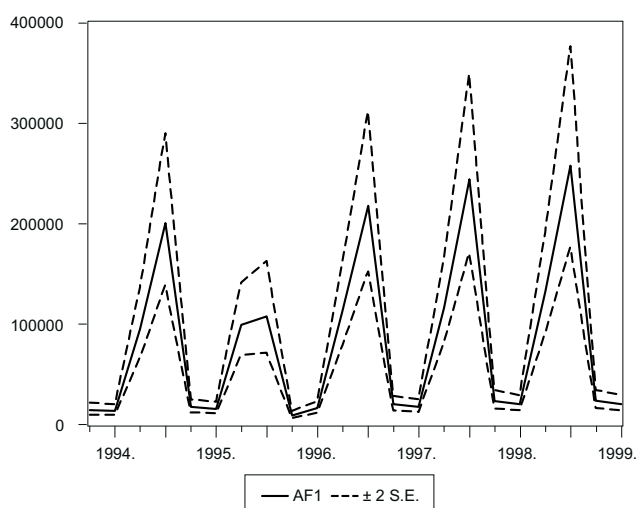
### Njemačka



Forecast: AF1  
 Actual: A  
 Forecast sample: 1993:4 1999:2  
 Adjusted sample: 1993:4 1998:4  
 Included observations: 21

Root Mean Squared Error	22206.81
Mean Absolute Error	9884.661
Mean Abs. Percent Error	9.806859
Theil Inequality Coefficient	0.061181
Bias Proportion	0.004675
Variance Proportion	0.183353
Covariance Proportion	0.811972

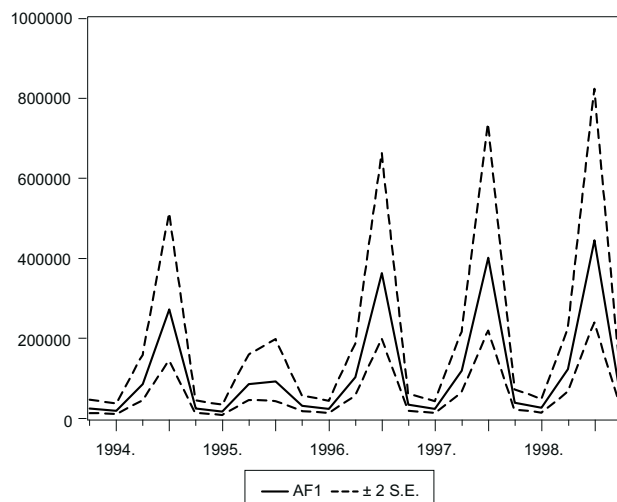
### Austrija



Forecast: AF1  
 Actual: A  
 Forecast sample: 1993:4 1999:1  
 Included observations: 22

Root Mean Squared Error	11851.14
Mean Absolute Error	8549.604
Mean Abs. Percent Error	11.73023
Theil Inequality Coefficient	0.050395
Bias Proportion	0.021814
Variance Proportion	0.184241
Covariance Proportion	0.793945

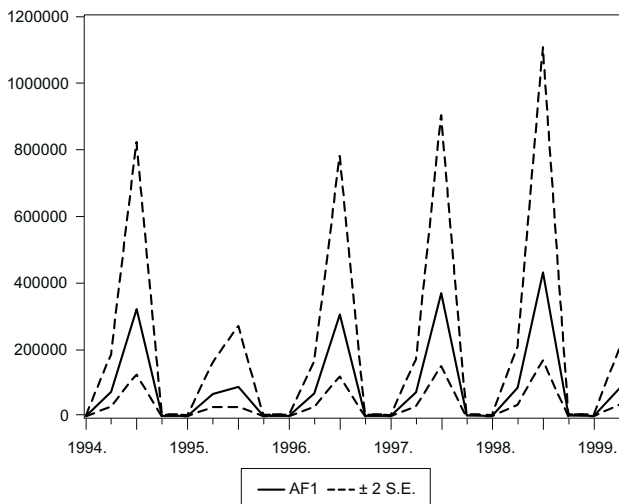
### Italija



Forecast: AF1  
 Actual: A  
 Forecast sample: 1993:4 1998:4  
 Included observations: 21

Root Mean Squared Error	32436.70
Mean Absolute Error	19788.02
Mean Abs. Percent Error	18.46107
Theil Inequality Coefficient	0.089474
Bias Proportion	0.017987
Variance Proportion	0.209036
Covariance Proportion	0.772977

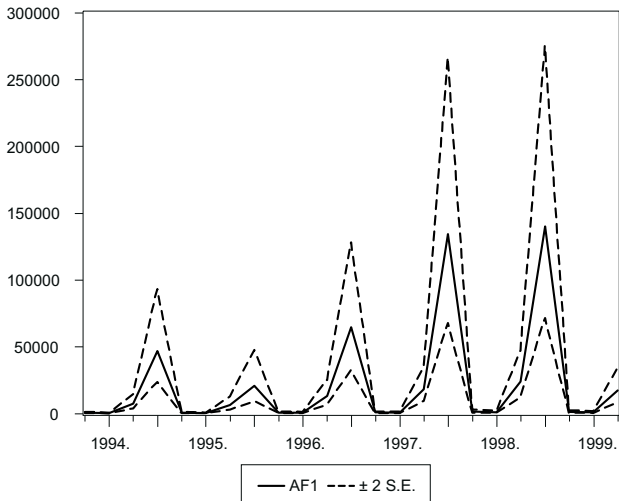
### Češka



Forecast: AF1  
 Actual: A  
 Forecast sample: 1993:4 1999:3  
 Adjusted sample: 1994:1 1999:2  
 Included observations: 22

Root Mean Squared Error	26790.45
Mean Absolute Error	15368.51
Mean Abs. Percent Error	25.04210
Theil Inequality Coefficient	0.082679
Bias Proportion	0.009804
Variance Proportion	0.010883
Covariance Proportion	0.979313

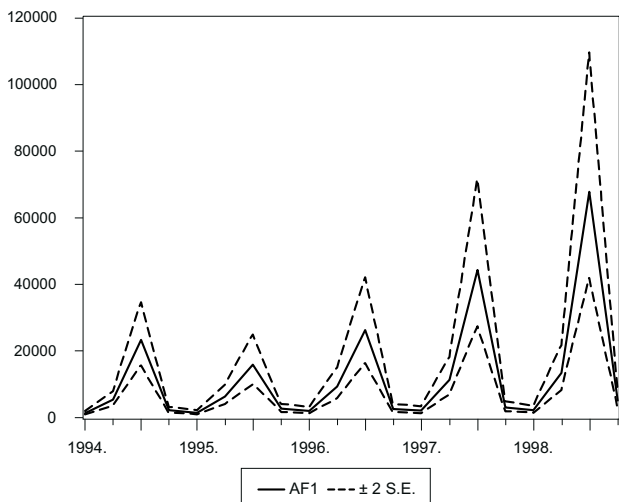
### Slovačka



Forecast: AF1  
 Actual: A  
 Forecast sample: 1993:4 1999:2  
 Included observations: 23

Root Mean Squared Error	2281.491
Mean Absolute Error	1368.389
Mean Abs. Percent Error	19.37118
Theil Inequality Coefficient	0.025852
Bias Proportion	0.004229
Variance Proportion	0.332920
Covariance Proportion	0.662851

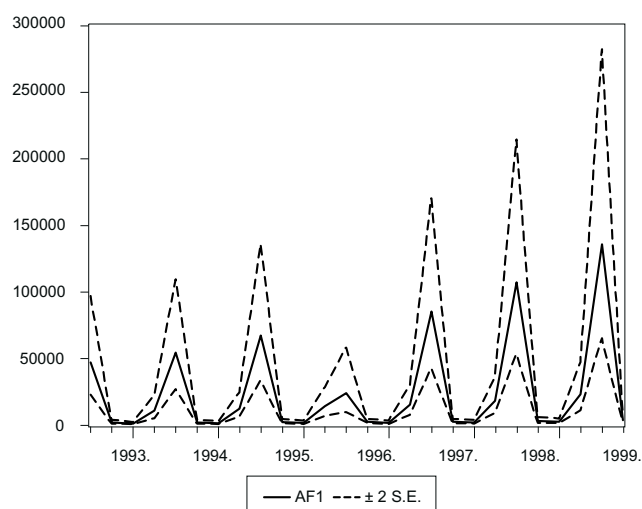
### Nizozemska



Forecast: AF1  
 Actual: A  
 Forecast sample: 1993:4 1998:4  
 Adjusted sample: 1994:1 1998:4  
 Included observations: 20

Root Mean Squared Error	1316.760
Mean Absolute Error	948.2511
Mean Abs. Percent Error	12.98115
Theil Inequality Coefficient	0.031645
Bias Proportion	0.016068
Variance Proportion	0.018009
Covariance Proportion	0.965922

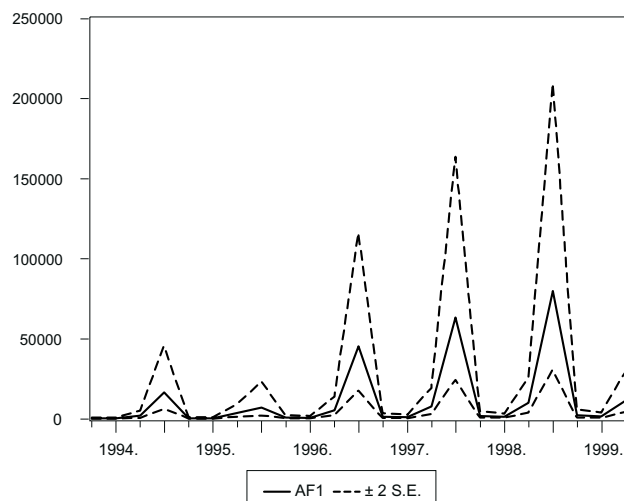
## Mađarska



Forecast: AF  
 Actual: A  
 Forecast sample: 1992:3 1999:3  
 Adjusted sample: 1992:3 1998:4  
 Included observations: 26

Root Mean Squared Error	11302.25
Mean Absolute Error	5629.667
Mean Abs. Percent Error	21.50190
Theil Inequality Coefficient	0.131620
Bias Proportion	0.000000
Variance Proportion	0.014871
Covariance Proportion	0.985129

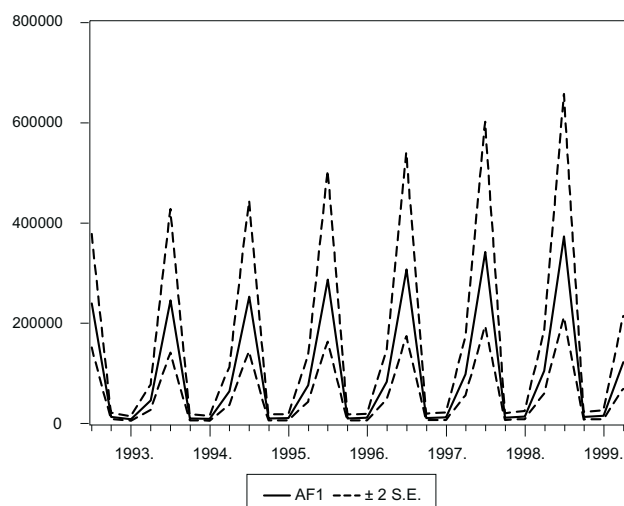
## Poljska



Forecast: AF1  
 Actual: A  
 Forecast sample: 1993:4 1999:3  
 Adjusted sample: 1993:4 1999:2  
 Included observations: 23

Root Mean Squared Error	8194.539
Mean Absolute Error	3799.704
Mean Abs. Percent Error	28.29552
Theil Inequality Coefficient	0.153078
Bias Proportion	0.040743
Variance Proportion	0.466344
Covariance Proportion	0.492914

## Slovenija



Forecast: AF1  
 Actual: A  
 Forecast sample: 1992:3 1999:3  
 Adjusted sample: 1992:3 1999:2  
 Included observations: 28

Root Mean Squared Error	35751.26
Mean Absolute Error	19364.86
Mean Abs. Percent Error	18.28595
Theil Inequality Coefficient	0.111163
Bias Proportion	0.006201
Variance Proportion	0.144522
Covariance Proportion	0.849277





## 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 obavješavaju 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 na magnetnim ili optičkim medijima (3.5" diskete, ZIP, CD), a uz medij treba priložiti i ispis na papiru u tri primjerka. Format zapisa treba biti Word 6 ili 97 for Windows/Mac, a preferira se RTF format kodne strane 437 ili 852.

Na disketu je potrebno nalijepiti etiketu s nazivom korištenog tekstprocesora i datoteke, kao i imenom autora.

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, primjerce, 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 Helvetici (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. Ispisi i diskete s radovima se ne vraćaju.

Pozivamo zainteresirane autore koji žele objaviti svoje radove da ih pošalju na adresu Direkcije za odnose s javnošću i 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 (u pripremi)

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

### Bilten o bankama (u pripremi)

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.