


Osnovni pojmovi u Analizi vremenskih serija

Zorica Mladenović

1

1




Osnovni pojmovi

- Elementarne oznake
- Slučajan proces i vremenska serija
- Stacionarnost
- Autokovarijaciona funkcija
- Autokorelaciona funkcija
 - Obična
 - Parcijalna
- Testovi autokorelacije
- Primeri

2

2




Elementarne oznake

- Nivo vremenske serije u trenutku t : X_t
- Docnja prvog reda: $t-1$
- Operator docnje prvog reda: $L X_t = X_{t-1}$
- Diferenca prvog reda (obična diferencija):

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = (1 - L)X_t$$
- Diferenca reda k (sezonska diferencija):

$$\Delta_k X_t = X_t - X_{t-k} = (1 - L^k)X_t$$

3




Slučajan proces i vremenska serija

- Slučajan proces: niz slučajnih promenljivih koje su uređene u odnosu na vreme
- Uobičajena oznaka:

$$X_1, X_2, \dots$$

$$X_t, t = 1, 2, \dots$$
- Vremenska serija:
 - I koncept: jedna realizacija slučajnog procesa
 - II koncept: ne postoji razlika između vremenske serije i slučajnog procesa
- **Termine koristimo kao sinonime: vremenski niz slučajnih promenljivih.**


4



Stacionarnost I

- Stacionarnost vremenske serije: vremenska serija se kreće po prepoznatljivoj putanji tokom vremena
- Dva koncepta: stroga i slaba stacionarnost
- Definicija slabe stacionarnosti:
 1. $E(X_t) = \mu = const, t = 1, 2, \dots$
 2. $var(X_t) = E(X_t - \mu)^2 = const, t = 1, 2, \dots$
 3. $cov(X_t, X_{t-k}) = E(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu) = \gamma(k) = \gamma_k, t \cong 1, 2, \dots, k = 1, 2, \dots$

5



Treći uslov stacionarnosti: kovarijansa - podsećanje


$$cov(X, Y) = E(X - E(X))(Y - E(Y))$$

$$X = X_t, E(X_t) = \mu$$

$$Y = X_{t-k}, E(X_{t-k}) = \mu$$

$$cov(X_t, X_{t-k}) = E(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu)$$

6




Stacionarnost II

- Očekivana vrednost i varijansa slabo stacionarne vremenske serije su invarijantne u odnosu na vreme. Transliranjem u vremenu ove dve veličine se **ne** menjaju.
- Kovarijansa između članova vremenske serije zavisi samo od rastojanja (docnje), a ne od vremenskog trenutka. To znači da je za datu docnju k kovarijansa ista:

$$\text{cov}(X_t, X_{t-k}) = \text{const}, \text{ za dato } k \text{ i } t = 1, 2, \dots$$

7

7



Stacionarnost:

kovarijansa je samo funkcija rastojanja k

$$X_1, X_2, X_3, \dots, X_{51}, X_{52}, X_{53}$$

$$\underbrace{X_1, X_2, X_3, \dots, X_{51}, X_{52}, X_{53}}_{\gamma_1} \quad \underbrace{X_{51}, X_{52}, X_{53}}_{\gamma_1}$$

$$X_1, \underbrace{X_2, X_3, \dots, X_{51}, X_{52}, X_{53}}_{\gamma_1}$$

$$\underbrace{X_1, \dots, X_3, \dots, X_{51}, \dots, X_{53}}_{\gamma_2} \quad \underbrace{X_{51}, \dots, X_{53}}_{\gamma_2}$$

8

8

● ● ● | Tri tipa stacionarnosti u zavisnosti od srednje vrednosti

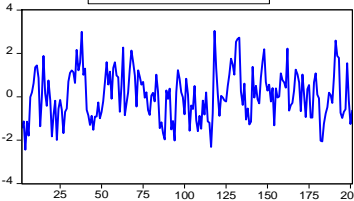
- Oko nulte srednje vrednosti
- Oko nenulte srednje vrednosti
- Oko funkcije linearnog trenda (trend-stacionarnost)

9

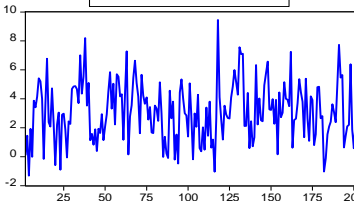
9

● ● ● | Tri tipa stacionarnosti u zavisnosti od srednje vrednosti: primer

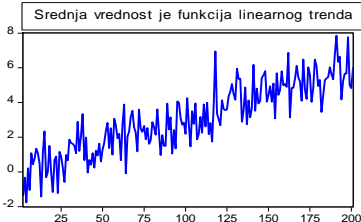
Nulta srednja vrednost



Nenulta srednja vrednost




Srednja vrednost je funkcija linearnog trenda



10

10




Najjednostavniji primer stacionarne vremenske serije: beli šum (engl. white noise)

- $E(e_t) = 0, \quad t = 1, 2, \dots$
- $\text{var}(e_t) = E(e_t)^2 = \sigma^2 = \text{const}, \quad t = 1, 2, \dots$
- $\text{cov}(e_t, e_{t-k}) = E(e_t e_{t-k}) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, \quad k = 1, 2, \dots$

○ Niz nekorelisanih slučajnih promenljivih nulte srednje vrednosti i stabilne varijanse

11

11



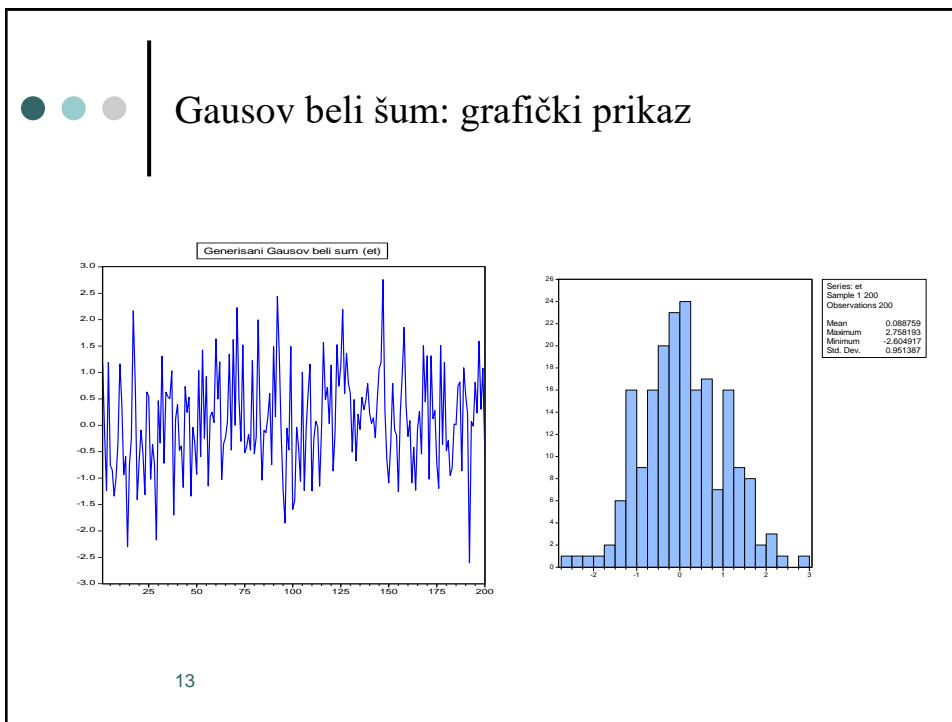
Gausov beli šum

- $E(e_t) = 0, \quad t = 1, 2, \dots$
- $\text{var}(e_t) = E(e_t)^2 = \sigma^2 = \text{const}, \quad t = 1, 2, \dots$
- Članovi vremenske serije su nezavisne slučajne promenljive $\Rightarrow \text{cov}(e_t, e_{t-k}) = E(e_t e_{t-k}) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, \quad k = 1, 2, \dots$
- $e_t: N(0, \sigma^2), t = 1, 2, \dots$

○ Niz nezavisnih slučajnih promenljivih koje su normalno raspodeljene sa nultom srednjom vrednošću i stabilnom varijansom

12


12



13

- ● ● | Beli šum - dodatno
- Bela svetlost – disperzijom kroz kristalnu prizmu dobijaju se osnovne boje spektra koje se javljaju sa jednakim ponderom
 - Spektar bele svetlosti: komponente na nižim i višim frekvencijama imaju identičan udeo.
- 14

14




Autokovarijaciona funkcija

- Kako utvrditi koji od modela odgovara datom skupu podataka? Potrebno je da analiziramo korelacionu strukturu podataka.
- **Autokovarijacioni koeficijent na dobnji k :**

$$\gamma_k = \text{cov}(X_t, X_{t-k}) = E(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu), k = 0, 1, 2, \dots$$
- Niz $\gamma_1, \gamma_2, \dots$ predstavlja autokovarijacionu funkciju.

15

15




Autokovarijaciona funkcija: svojstva

$$\gamma_k = \text{cov}(X_t, X_{t-k}) = E(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu), k = 0, 1, 2, \dots$$

1. $\gamma_0 = E(X_t - \mu)^2 = \text{var}(X_t)$
2. $\gamma_k = \gamma_{-k}$
3. $|\gamma_k| \leq \gamma_0, k = 0, 1, 2, \dots$
4. *Matrica autokovarijacionih koeficijenata je pozitivno semidefinitna.*

16

16




Koeficijent korelacije: podsećanje

- $\rho(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{var}(X)\text{var}(Y)}}$
- $-1 \leq \rho(X, Y) \leq 1$
- $\rho(X, Y) = \rho(Y, X)$
- $X = X_t, Y = X_{t-k}$
- $\rho_k = \frac{\text{cov}(X_t, X_{t-k})}{\sqrt{\text{var}(X_t) \text{var}(X_{t-k})}}$

17

17



Autokorelaciona funkcija (obična)

- **Autokorelacioni koeficijent (obični) na docnji k:**

$$\rho_k = \frac{\text{cov}(X_t, X_{t-k})}{\sqrt{\text{var}(X_t) \text{var}(X_{t-k})}}$$


$$\rho_k = \frac{\text{cov}(X_t, X_{t-k})}{\text{var}(X_t)} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

$$k = 0, 1, 2, \dots$$

- Niz ρ_1, ρ_2, \dots predstavlja običnu autokorelacionu funkciju.
- Grafički prikaz niza ρ_1, ρ_2, \dots naziva se obični korelogram.
- EViews oznaka: AC.

18

18




Autokorelaciona funkcija (obična): svojstva

1. $\gamma_0 = E(X_t - \mu)^2 = \text{var}(X_t) \Rightarrow \rho_0 = 1$
2. $\gamma_k = \gamma_{-k} \Rightarrow \rho_k = \rho_{-k}$
3. $|\gamma_k| \leq \gamma_0 \Rightarrow |\rho_k| \leq 1, k = 0, 1, 2, \dots$
4. *Matrica autokorelacionih koeficijenata je pozitivno semidefinitna.*

19

19



Parcijalna autokorelaciona funkcija

- Stepen korelisanosti između X_t i X_{t-k} smo merili na osnovu običnog autokorelacionog koeficijenta na docnji k .
- Autokorelacioni koeficijent na docnji k može biti pod uticajem korelisanosti X_t i X_{t-k} sa članovima vremenske serije na docnjama između vremenskih trenutaka t i $t-k$ ($X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1}$).
- Eliminacijom uticaja $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1}$ dobija se pokazatelj **čiste** korelisanosti između X_t i X_{t-k} : parcijalni autokorelacioni koeficijent.

20

20

●
●
●

Parcijalna autokorelaciona funkcija II

- X_{t-2}, X_{t-1}, X_t
- $\{X_{t-1}, X_t\}$, Meri ρ_1
- $\{X_{t-1}, X_{t-2}\}$, Meri ρ_1
- $\{X_t, X_{t-2}\}$, Meri ρ_2
- ρ_2 pokazuje povezanost izmedju X_t i X_{t-2} , koja je pod uticajem X_{t-1} .
- Ako postoji jaka autokorelacija prvog reda ρ_1 , onda će
 - X_t i X_{t-2} biti pod uticajem X_{t-1}
 - X_{t-1} je izvor zajedničkih varijacija
 - ρ_2 će verovatno biti precenjeno.

21

21


●
●
●

Parcijalna autokorelaciona funkcija III

- Ovaj koeficijent na docnji k označava se sa ϕ_{kk} .
- Niz $\phi_{11}, \phi_{22}, \dots$ predstavlja parcijalnu autokorelacionu funkciju.
- Grafički prikaz niza $\phi_{11}, \phi_{22}, \dots$ naziva se parcijalni korelogram.
- EViews oznaka: PAC.

22

22




Parcijalna autokorelaciona funkcija (definicija na osnovu regresione analize)

1. X_t ocenjujemo u funkciji od $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1}$ primenom metoda ONK
 $\Rightarrow \hat{X}_t$ je deo X_t koji sadrži uticaj $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1}$
 $\Rightarrow (X_t - \hat{X}_t)$ je deo X_t koji ne sadrži uticaj $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1}$.
2. X_{t-k} ocenjujemo u funkciji od $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1}$ primenom metoda ONK
 $\Rightarrow \hat{X}_{t-k}$ je deo X_{t-k} koji obuhvata dejstvo $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1}$
 $\Rightarrow (X_{t-k} - \hat{X}_{t-k})$ je deo X_{t-k} iz koga je isključen uticaj $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1}$.
3. Parcijalni autokorelacioni koeficijent na docnji k definiše se kao obični autokorelacioni koeficijent između $(X_t - \hat{X}_t)$ i $(X_{t-k} - \hat{X}_{t-k})$:

$$\phi_{kk} = \frac{\text{cov}[(X_t - \hat{X}_t), (X_{t-k} - \hat{X}_{t-k})]}{\sqrt{\text{var}(X_t - \hat{X}_t) \text{var}(X_{t-k} - \hat{X}_{t-k})}}, k = 2, 3, \dots$$

23

23



Testovi autokorelacije u vremenskoj seriji

1. Da li postoji autokorelacija na tačno određenoj docnji k ?
 $H_0: \rho_k = 0, H_1: \rho_k \neq 0$ ili
 $H_0: \phi_{kk} = 0, H_1: \phi_{kk} \neq 0$
2. Da li postoji autokorelacija na svim docnjama zaključno do docnje m ?
 $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0,$
 $H_1: \text{Bar jedan od autokorelacionih koeficijenata na prvih } m \text{ docnji je različit od nule.}$

24

24

Testovi autokorelacije u vremenskoj seriji II

Ocena običnog/parcijalnog autokorelacionog koef.

Uzorak obima T : X_1, X_2, \dots, X_T , \bar{X} – aritmetička sredina

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (X_t - \bar{X})(X_{t-k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X})^2}, \quad k = 1, \dots, T - 2$$

25

25

Testovi autokorelacije u vremenskoj seriji III

Svojstva ocene običnog/parcijalnog autokorelacionog koeficijenta

1. $\hat{\rho}_k$ je pristrasna, ali konzistentna ocena
(pod dovoljno opštim uslovima za stacionarnu vremensku seriju)

2. Pod pretpostavkom da ne postoji korelacija
na doznji k ($\rho_k = 0$) za dovoljno veliko T važi:

$$\hat{\rho}_k: N\left(0, \frac{1}{T}\right) \Rightarrow z = \frac{\hat{\rho}_k - 0}{\sqrt{\frac{1}{T}}} = \hat{\rho}_k \sqrt{T}: N(0,1)$$

$$\Rightarrow P[-1.96 \leq \hat{\rho}_k \sqrt{T} \leq 1.96] = 0.95$$

$$\Rightarrow P[-1.96/\sqrt{T} \leq \hat{\rho}_k \leq 1.96/\sqrt{T}] = 0.95$$

Navedeno važe i za ocenu parcijalnog autokorelacionog koeficijenta.

26

● ● ● | **Da li postoji značajna autokorelacija na dočnji k?**
($H_0: \rho_k=0, H_1: \rho_k \neq 0$)

- Validnost hipoteze $H_0: \rho_k = 0$ se testira protiv alternativne $H_1: \rho_k \neq 0$, tako što se proverava da li je ocena običnog autokorelacionog koeficijenta na dočnji k element intervala $[-1.96/\sqrt{T}, 1.96/\sqrt{T}]$.
- Nulta hipoteza se ne može odbaciti ako je:

$$\hat{\rho}_k \in [-1.96/\sqrt{T}, 1.96/\sqrt{T}]$$
- Nulta hipoteza se odbacuje za nivo značajnosti 5% ako je:

$$\hat{\rho}_k \notin [-1.96/\sqrt{T}, 1.96/\sqrt{T}]$$

27

27

● ● ● | **Da li postoji značajna autokorelacija na dočnji k?**
($H_0: \phi_{kk}=0, H_1: \phi_{kk} \neq 0$)

- Validnost hipoteze $H_0: \phi_{kk} = 0$ se testira protiv alternativne $H_1: \phi_{kk} \neq 0$, tako što se proverava da li je ocena parcijalnog autokorelacionog koeficijenta na dočnji k element intervala $[-1.96/\sqrt{T}, 1.96/\sqrt{T}]$.
- Nulta hipoteza se ne može odbaciti ako je:

$$\hat{\phi}_{kk} \in [-1.96/\sqrt{T}, 1.96/\sqrt{T}]$$
- Nulta hipoteza se odbacuje za nivo značajnosti 5% ako je:

$$\hat{\phi}_{kk} \notin [-1.96/\sqrt{T}, 1.96/\sqrt{T}]$$

28

28

● ● ●

Da li postoji značajna autokorelacija zaključno sa docnjom m ?
 ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$, $H_1: H_0$ nije tačno)

- Box-Pierce-ova, $BP(m)$, i Box-Ljung-ova, $BLj(m)$, test-statistika:

$$BP(m) = T \sum_{i=1}^m \hat{\rho}_i^2 : \chi_m^2$$

$$BLj(m) = Q(m) = T(T + 2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2}{T - i} : \chi_m^2$$
- Nulta hipoteza se odbacuje uz nivo značajnosti 5%
 - ako je $Q(m)$ veće od korespondirajuće kritične vrednosti hi-kvadrat raspodele sa m stepeni slobode (χ_m^2) i nivo značajnosti 5%.
 - ako je korespondirajuća p -vrednost manja od 5%.
- Broj m se definiše kao funkcija od T : \sqrt{T} , $2\sqrt{T}$, $\ln(T)$

29

● ● ●

Objašnjenje raspodele BP i BLj statistike

- $BP(m) = T \sum_{i=1}^m \hat{\rho}_i^2$.
- Ako je tačna nulta hipoteza:

$$\hat{\rho}_1 : N(0, 1/T) \Rightarrow z_1 = \sqrt{T} \hat{\rho}_1 : N(0, 1)$$

$$\hat{\rho}_2 : N(0, 1/T) \Rightarrow z_2 = \sqrt{T} \hat{\rho}_2 : N(0, 1)$$


$$\dots$$

$$\hat{\rho}_m : N(0, 1/T) \Rightarrow z_m = \sqrt{T} \hat{\rho}_m : N(0, 1)$$

$$\underbrace{z_1^2 + z_2^2 + \dots + z_m^2}_{\downarrow} : \chi_m^2$$

$$T \sum_{i=1}^m \hat{\rho}_i^2 = BP(m) : \chi_m^2$$

30




Testovi autokorelacije: važna napomena

- Svi navedeni testovi mogu se koristiti u klasičnom regresionom modeliranju kada se proverava kvalitet ocenjenog modela.
- Testovi se primenjuju na vremensku seriju reziduala.
- Broj stepeni slobode u primeni *BP* i *BLj* test-statistika je razlika između broja ocenjenih običnih autokorelacionih koeficijenata (m) i broja ocenjenih parametara modela (bez slobodnog člana).

31

31



Primeri: primena autokorelacione funkcije

1. Izračunavanje ocena običnih autokorelacionih koeficijenata i korespondirajućih standardnih grešaka na osnovu podataka vremenske serije
2. Provera da li je konkretna vremenska serija beli šum
3. Izračunavanje Box-Ljungove test-statistike i transformacija polazne vremenske serije.

32

32

● ● ● | Primer 1 (uključujući i naredna 4 slajda)

- Sledeća tabela sadrži podatke o 12 opservacija vremenske serije.
- Oceniti obične autokorelacione koeficijente na dočnjama 1 i 2.
- Izračunati standardne greške ocena autokorelacionih koeficijenata na dočnjama 1 i 2.
- Testirati značajnost prva dva obična autokorelaciona koeficijenta.

33

33

t	X_t	$X_t - \bar{X}$	$X_{t-1} - \bar{X}$	$X_{t-2} - \bar{X}$
1	13	-3	--	--
2	16	0	-3	--
3	18	2	0	-3
4	14	-2	2	0
5	11	-5	-2	2
6	10	-6	-5	-2
7	8	-8	-6	-5
8	16	0	-8	-6
9	20	4	0	-8
10	20	4	4	0
11	24	8	4	4
12	22	6	8	4
T=12	Zbir:192	Zbir:0		

34

t	$(X_t - \bar{X})^2$	$(X_t - \bar{X}) (X_{t-1} - \bar{X})$	$(X_t - \bar{X}) (X_{t-2} - \bar{X})$
1	9	--	--
2	0	0	--
3	4	0	-6
4	4	-4	0
5	25	10	-10
6	36	30	12
7	64	48	40
8	0	0	0
9	16	0	-32
10	16	16	0
11	64	32	32
12	36	48	24
T=12	Zbir: 274	Zbir: 180	Zbir: 60

35

$$\hat{\rho}_1 = \frac{\sum_{t=2}^{12} (X_t - \bar{X})(X_{t-1} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^{12} (X_t - \bar{X})^2} = \frac{180}{274} = 0.657$$


$$\hat{\rho}_2 = \frac{\sum_{t=3}^{12} (X_t - \bar{X})(X_{t-2} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^{12} (X_t - \bar{X})^2} = \frac{60}{274} = 0.219$$

$$s^2(\hat{\rho}_1) = s^2(\hat{\rho}_2) = \frac{1}{T} = \frac{1}{12} = 0.083 \Rightarrow \begin{cases} I s(\hat{\rho}_1) = 0.289 \\ II s(\hat{\rho}_2) = 0.289 \end{cases}$$

36

Ocena autokorelacionog koeficijenta	0.657	0.219
Standardna greška ocene	0.289	0.289
Interval poverenja (95% verovatnoća)	(-1.96*0.289, 1.96*0.289); (-0.566;0.566)	
Nulta hipoteza	$H_0: \rho_1=0$	$H_0: \rho_2=0$
Ispitivanje validnosti H_0	0.657 \notin $[\pm 0.566]$	0.219 \in $[\pm 0.566]$
Zaključak	H_0 se odbacuje.	H_0 se ne odbacuje.

37



Primer 2 I

- Na osnovu 164 podataka vremenske serije nulte srednje vrednosti i stabilne varijanse ocenjeni su sledeći autokorelacioni koeficijenti (redom na docnjama od 1 do 10):

$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	$\hat{\rho}_4$	$\hat{\rho}_5$	$\hat{\rho}_6$	$\hat{\rho}_7$	$\hat{\rho}_8$	$\hat{\rho}_9$	$\hat{\rho}_{10}$
-0.009	0.456	-0.069	-0.040	-0.073	-0.049	-0.062	-0.059	0.045	-0.038

- Da li se može smatrati da je vremenska serija proces beli šum?

38

38

Primer 2 II

- Vremenska serija nulte srednje vrednosti i stabilne varijanse je proces beli šum ukoliko njeni članovi nisu korelisani: autokorelacioni koeficijenti na dobnjama različitim od nule su jednaki nula.
- Potrebno je proveriti valjanost nulte hipoteze $H_0: \rho_k=0$, protiv alternativne $H_1: \rho_k \neq 0, k=1,2,\dots,10$.
- Ukoliko se nulta hipoteza ne može odbaciti ni za jednu od prvih deset dobnji, tada u vremenskoj seriji ne postoji značajna autokorelacija. To sugeriše adekvatnost belog šuma.
- Odgovarajući interval poverenja sa verovatnoćom 95% je

$$[-0.153; 0.153]$$

$$\hat{\rho}_2 = 0.456 \notin [-0.153; 0.153]$$
- Zaključujemo da vremenska serija nije beli šum.

39

39

Primer 2 III

- Grafički prikaz ocena autokorelacionih koeficijenata (korelogram) omogućava brzo zaključivanje.
- Napomena: isprekidane linije označavaju granice intervala poverenja uz verovatnoću 95%, $[-0.153; 0.153]$

Lag	ACF Value
1	0.00
2	0.456
3	-0.05
4	-0.02
5	-0.05
6	-0.02
7	-0.02
8	-0.02
9	0.04
10	-0.02

40

40

● ● ● | Primer 3 I

- Prema periodu: prvi kvartal 2005 – četvrti kvartal 2019. godine ocenjeno je prvih pet običnih autokorelacionih koeficijenata za **godišnju stopu rasta bruto domaćeg proizvoda Srbije**:

$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	$\hat{\rho}_4$	$\hat{\rho}_5$
0.772	0.533	0.301	0.128	0.068

- Kako se iz kvartalnih podataka obrazuje vremenska serija koja meri promene na godišnjem nivou i koja je predmet ove analize?
- Primenom Box-Ljungove test-statistike ispitati da li postoji značajna autokorelacija zbirnog reda pet.

41

41

● ● ● | Primer 3 II

- Predmet analize:
Vremenska serija $(1-L^4)LBDP_t = LBDP_t - LBDP_{t-4}$
LBDP označava logaritmovane vrednosti polaznih podataka
- Primenjuju se dve transformacije:
 - Podaci se logaritmuju
 - Određuje se diferencna reda 4 za logaritmovane vrednosti
- Diferencna reda četiri primenjena na logaritmovane kvartalne podatke meri ⁴²međugodišnju stopu rasta

42

● ● ●

Primer 3 III

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0, H_1: H_0$ nije tačno

$$BLj(m) = Q(m) = T(T + 2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2}{T - i} : \chi_m^2$$

Polazni uzorak: 60 kvartala
Datom transformacijom gube se 4 podataka, tako da je: $T = 56$

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_5 = 0, H_1: H_0$ nije tačno

$Q(5) = 56 * 58$

$$* \left[\frac{(0.772)^2}{(56 - 1)} + \frac{(0.533)^2}{(56 - 2)} + \frac{(0.301)^2}{(56 - 3)} + \frac{(0.128)^2}{(56 - 4)} + \frac{(0.068)^2}{(56 - 5)} \right]$$

$Q(5) = 59.2 > \chi_5^2(0.05) = 11.07$
 $\Rightarrow H_0$ se odbacuje uz dati nivo značajnosti. **Postoji zbirna autokorelacija reda 5.**

43

43

● ● ●

Primer 3 IV

Grafički prikaz vremenske serije godišnja stopa rasta BDP-a (prvi kvartal, 2006 – četvrti kvartal, 2019)

44

44

Elementarne oznake u analizi vremenskih serija / detaljnije

1. X_t – vrednost (nivo) vremenske serije u periodu (trenutku) t .

Indeks t : sat, dan, nedelja, mesec, kvartal, godina,....

2. Operator docnje (operator kašnjenja) prvog reda L :

$$LX_t = X_{t-1}.$$

Trenutak u vremenu koji kasni jedan period za sadašnjim (tekućim) trenutkom: **docnja (kašnjenje) prvog reda.**

- Ako je sadašnji trenutak vremena t , onda $t-1$ označava docnju (kašnjenje) prvog reda.
- Ako je sadašnji trenutak vremena t , onda $t-2$ označava docnju (kašnjenje) drugog reda.
- U opštem slučaju: docnja k -tog reda je kašnjenje od k perioda.

Promenljive čije vrednosti registrujemo sa vremenskim pomakom jesu promenljive sa docnjama (promenljive sa kašnjenjem).

- X_{t-1} jeste vrednost promenljive sa docnjom prvog reda
- X_{t-2} je vrednost promenljive sa docnjom drugog reda
- X_{t-k} je vrednost promenljive sa docnjom k -tog reda.

Neka svojstva operatora L su:

$$L^k X_t = X_{t-k}, k = 1, 2, \dots$$

$$L^{-k} X_t = X_{t+k}, k = 1, 2, \dots$$

$L\mu = \mu$, gde je μ proizvoljna konstanta.

$$L^0 X_t = X_t.$$

$$L^i(L^j X_t) = L^j(L^i X_t) \implies X_{t-j-i} = X_{t-i-j}.$$

$L(\beta X_t) = \beta(LX_t) = \beta X_{t-1}$, gde je β proizvoljna konstanta.

3. Operator diference (operator razlike) prvog reda, Δ :

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

Alternativni termini: prva diferencija, prva razlika ili **obična diferencija**.

Veza između Δ i L :

$$\Delta = 1 - L \implies \Delta X_t = (1 - L)X_t = X_t - X_{t-1}$$

Prva diferencija za trenutak t :

Trenuci : $t - 1, t$

Promenljive : $\underbrace{X_{t-1}, X_t}_{\Delta X_t}$

Prva diferencija za trenutak $t - 1$:

Trenuci : $t - 2, t - 1, t$

Promenljive : $\underbrace{X_{t-2}, X_{t-1}}_{\Delta X_{t-1}}$

Operator druge difference (ili difference drugog reda):

$$\begin{aligned}\Delta^2 X_t &= \Delta(\Delta X_t) \\ &= \Delta X_t - \Delta X_{t-1} \\ &= (X_t - X_{t-1}) - (X_{t-1} - X_{t-2}) \\ &= X_t - 2X_{t-1} + X_{t-2}\end{aligned}$$

ili na drugi način:

$$\Delta^2 X_t = (1 - L)^2 X_t = (1 - 2L + L^2)X_t = X_t - 2X_{t-1} + X_{t-2}$$

Česta transformacija

Prva diferencija logaritmovanih podataka date vremenske serije: Kontinuelna stopa rasta.

Ova transformacija je aproksimativno jednaka diskretnoj stopi rasta (samo ako su razlike između sukcesivnih podataka relativno male):

$$(X_t - X_{t-1})/X_{t-1} \approx \Delta \ln X_t = \ln X_t - \ln X_{t-1}$$

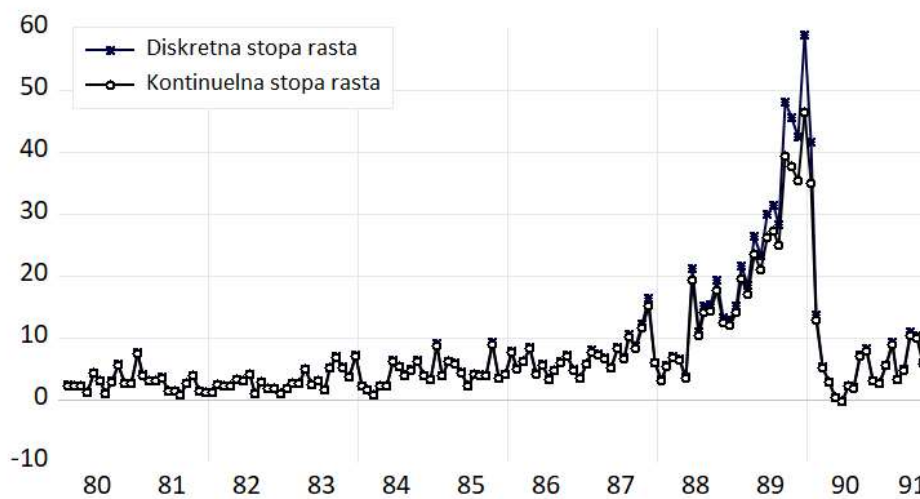
Primeri:

◇ Mesečna inflacija: prva diferencija logaritmovanih mesečnih podataka indeksa potrošačkih cena ili indeksa troškova života.

◇ Mesečna deprecijacija deviznog kursa: prva diferencija logaritmovanih podataka o nivou mesečnog deviznog kursa.

◇ Dnevna stopa rasta prinosa fin. instrumenta: prva diferencija logaritmovanih dnevnih podataka o ceni finansijskog instrumenta.

Mesečna inflacija u Jugoslaviji, 1980:1–1991:7



4. Operator diference reda k , Δ_k :

$$\Delta_k X_t = X_t - X_{t-k}.$$

Uobičajeni termin: **operator sezonske diference**

Veza izmedju Δ_k i L :

$$\Delta_k = 1 - L^k \implies \Delta_k X_t = (1 - L^k)X_t = X_t - X_{t-k}$$

Koristi se u analizi kvartalnih i mesečnih podataka sa izraženom sezonskom komponentom.

- $\Delta_4 X_t = X_t - X_{t-4}$ kod kvartalnih podataka
- $\Delta_{12} X_t = X_t - X_{t-12}$, kod mesečnih podataka.

Primer 1:

Pretpostavimo da raspoložemo sa kvartalnim podacima o kretanju bruto domaćeg proizvoda za tri godine:

Kvartal	<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i>	<i>IV</i>
Godina 1.	$Q_{1,1}$	$Q_{1,2}$	$Q_{1,3}$	$Q_{1,4}$
Godina 2.	$Q_{2,1}$	$Q_{2,2}$	$Q_{2,3}$	$Q_{2,4}$
Godina 3.	$Q_{3,1}$	$Q_{3,2}$	$Q_{3,3}$	$Q_{3,4}$

Napomena: u opštem slučaju podatak $Q_{i,j}$ označava nivo u j -tom kvartalu i -te godine ($j = 1, 2, 3, 4, i = 1, 2, 3$).

Dalje:

$$\Delta Q_{2,2} = Q_{2,2} - Q_{2,1}$$

$$\Delta_4 Q_{2,2} = Q_{2,2} - Q_{1,2}$$

Uticaj sezonskih varijacija: upoređujemo nivoe bruto domaćeg proizvoda u istim kvartalima različitih godina (podatke po kolonama u datoj tabeli).