



Analiza și Prognoza Seriilor de Timp

Capitolul 3: Modele ARIMA pentru Date Nestaționare



Daniel Traian PELE

Academia de Studii Economice din București

IDA Institute Digital Assets

Blockchain Research Center

AI4EFin Artificial Intelligence for Energy Finance

Academia Română, Institutul de Prognoză Economică

MSCA Digital Finance

Obiective de învățare

La finalul acestui capitol, veți fi capabili să:

1. Înțelegeți conceptul de nestaționaritate și implicațiile sale
2. Aplicați diferențierea pentru a obține staționaritate
3. Folosiți testul Augmented Dickey-Fuller (ADF) pentru detectarea rădăcinii unitate
4. Construiți, estimați și prognozați cu modele ARIMA(p, d, q)
5. Evaluați prognozele prin metoda ferestrei rolling
6. Aplicați metodologia Box-Jenkins pe date reale (PIB SUA)



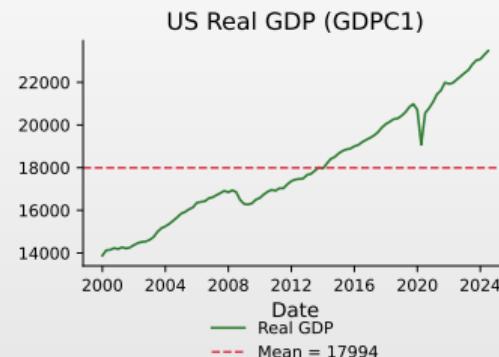
Cuprins

- Motivație
- Nestaționaritatea în seriile de timp
- Diferențierea și Operatorul diferență
- Modele ARIMA(p,d,q)
- Teste de rădăcină unitară
- Identificarea modelului ARIMA
- Estimarea ARIMA
- Diagnosticul modelului
- Prognoza cu ARIMA
- Studiu de Caz: Prognoza PIB SUA
- Utilizare IA
- Rezumat
- Quiz



De ce ARIMA? Datele nestaționare sunt pretutindeni

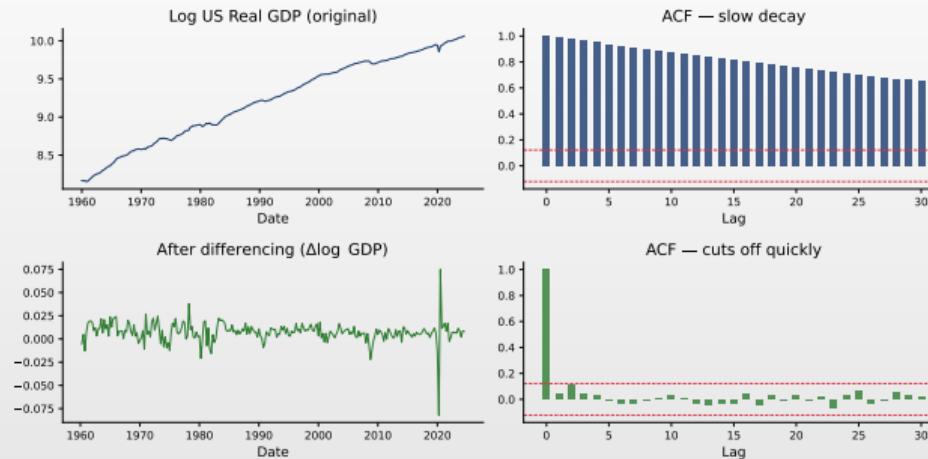
Non-stationary data: sample mean is meaningless



- Prețurile acțiunilor, PIB, cursurile de schimb prezintă **trenduri sau mers aleatoriu**
- Media din eșantion (linia roșie) nu este un estimator consistent pentru un proces nestaționar
- Modelele ARMA standard **nu pot** gestiona aceste serii direct



Soluția: diferențierea



Observație cheie

- Diferențierea transformă o serie nestaționară într-o stationară: $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$
- ACF se schimbă de la descreștere lentă la descreștere rapidă!



De ce contează nestăționaritatea

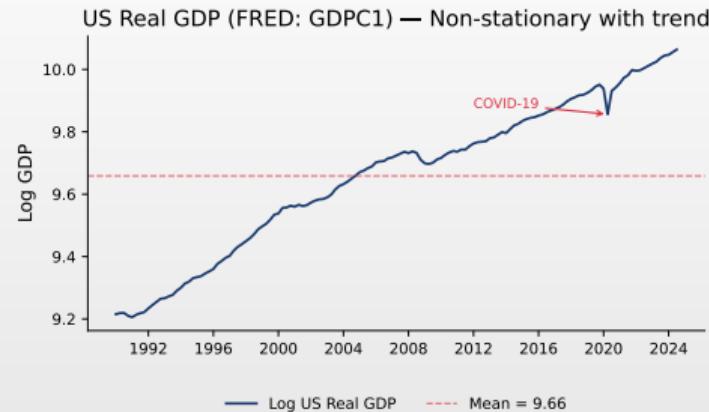
Problema

- Multe serii de timp economice și financiare sunt **nestăționare**:
 - ▶ PIB, prețuri de acțiuni, cursuri de schimb, indici de inflație
 - ▶ Prezintă tenduri, medii în schimbare sau varianță în creștere

Consecințele nestăționarității

- Modelele ARMA standard presupun staționaritate
- Regresia OLS cu date nestăționare duce la **regresie falsă**
- Momentele din eșantion (medie, varianță, ACF) nu sunt estimatori consistenti
- Inferența statistică devine invalidă

Exemplu: PIB real SUA



Observații

- Trend ascendent clar \succ media nu este constantă
- Exemplu clasic de serie **nestaționară**
- Nu putem aplica modele ARMA direct



Tipuri de nestaționaritate

Trend determinist

- Model:** $Y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$
- Trend:** funcție deterministă de timp
 - ▶ Poate fi eliminat prin regresie
- Socuri:** au efecte temporare

Trend stochastic (rădăcină unitară)

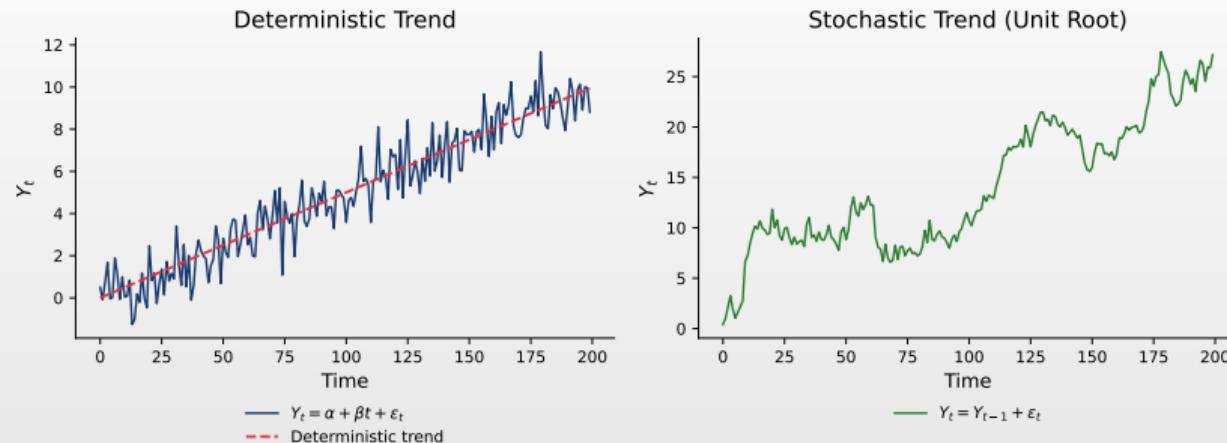
- Model:** $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$
- Tip:** proces de mers aleator
 - ▶ Trebuie eliminat prin diferențiere
- Socuri:** au efecte permanente

Distinctie cheie

- Identificarea corectă este crucială: eliminarea trendului prin regresie pentru un proces cu rădăcină unitară sau diferențierea unui proces staționar în trend duc ambele la specifikare greșită!



Vizualizarea diferenței



Observații

- **Stânga:** Trend determinist — abaterile de la trend sunt temporare
- **Dreapta:** Trend stochastic — șocurile se acumulează permanent
- Ambele arată similar, dar necesită tratamente **diferite!**



Procesul de mers aleator

Definiție 1 (Mers aleatoriu)

- Definiție:** $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$
- Condiție inițială:** $Y_0 = 0 \succ Y_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$

Proprietățile mersului aleatoriu

- $\mathbb{E}[Y_t] = 0$ (medie constantă)
- $\text{Var}(Y_t) = t\sigma^2$ (varianța crește în timp!)
- $\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k}) = (t - k)\sigma^2$ pentru $k \leq t$
- ACF: $\rho_k = \sqrt{\frac{t-k}{t}} \rightarrow 1$ când $t \rightarrow \infty$



Demonstrație: varianța mersului aleatoriu

Afirmație

- Pentru $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ cu $Y_0 = 0$: $\text{Var}(Y_t) = t\sigma^2$

Demonstrație

- Prin substituție recursivă: $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t = \dots = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$
- Luând varianța: $\text{Var}(Y_t) = \sum_{i=1}^t \text{Var}(\varepsilon_i) + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j)$
- Deoarece ε_t sunt independente, toate covarianțele sunt zero
- $\succ \text{Var}(Y_t) = \sum_{i=1}^t \sigma^2 = \boxed{t\sigma^2}$

Nestăționaritate

- Varianța depinde de $t \succ$ încalcă cerința staționarității ($\text{Var}(Y_t) = \gamma(0)$ constant)



Demonstrație: autocovarianța mersului aleatoriu

Afirmație

- $\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k}) = (t - k)\sigma^2$ pentru $k \leq t$

Demonstrație

- Folosind $Y_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ și $Y_{t-k} = \sum_{i=1}^{t-k} \varepsilon_i$:

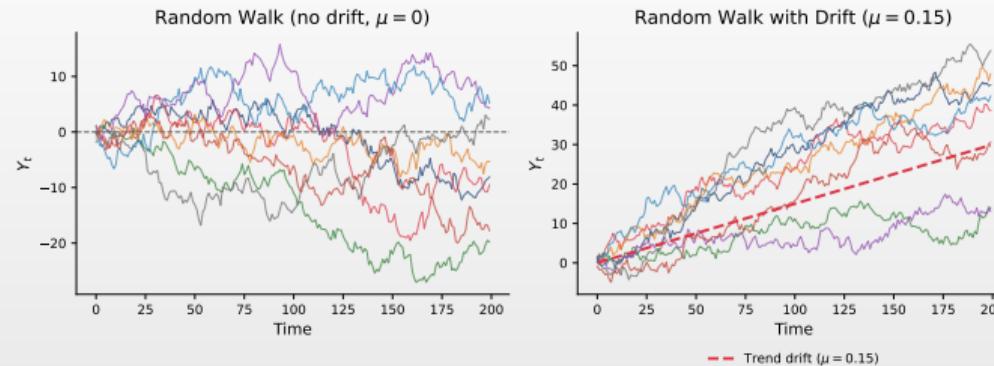
$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k}) = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^{t-k} \text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = \sum_{i=1}^{t-k} \text{Var}(\varepsilon_i) = \boxed{(t - k)\sigma^2}$$

- Doar termenii cu $i = j$ supraviețuiesc (când $i \leq t - k$)

ACF

- $\rho(k) = \frac{\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k})}{\sqrt{\text{Var}(Y_t)\text{Var}(Y_{t-k})}} = \frac{(t-k)\sigma^2}{\sqrt{t\sigma^2 \cdot (t-k)\sigma^2}} = \sqrt{\frac{t-k}{t}}$

Mers aleatoriu cu drift



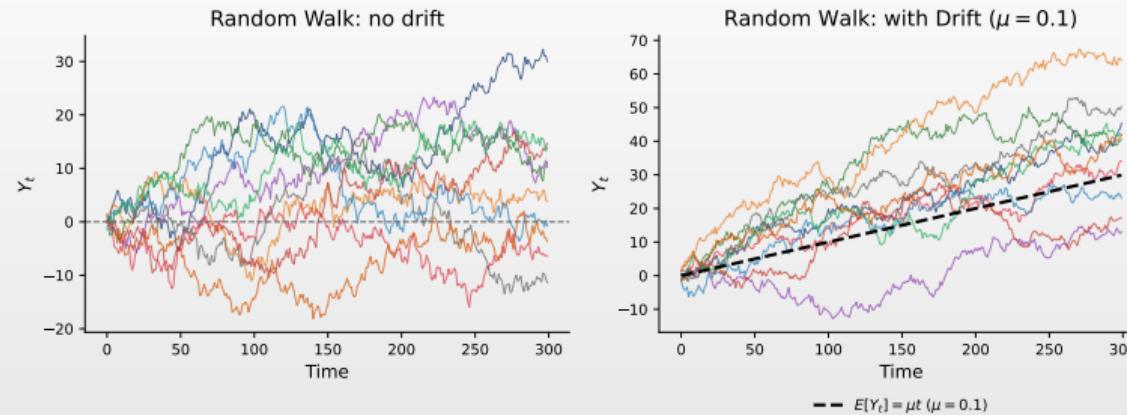
$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \Leftrightarrow \quad Y_t = Y_0 + \mu t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

- $\mathbb{E}[Y_t] = Y_0 + \mu t$ (media crește liniar); $\text{Var}(Y_t) = t\sigma^2$ (varianța tot crește)
- Fără drift** (albastru): rătăcește în jurul lui zero; **Cu drift** $\mu > 0$ (roșu): trend ascendent
- Ambele sunt nestăționare — drift-ul adaugă trend determinist la rătăcirea stochastică

Q [TSA_ch3_def_random_walk_drift](#)



Simularea mersurilor aleatorii



Observații

- **Stânga:** Mersuri aleatorii pure → fără drift, rătăcesc imprevizibil
- **Dreapta:** Cu drift → trend ascendent în medie
- Fiecare traекторie este unică — incertitudinea crește în timp



Procese integrate

Definiție 2 (Proces Integrat de Ordin d)

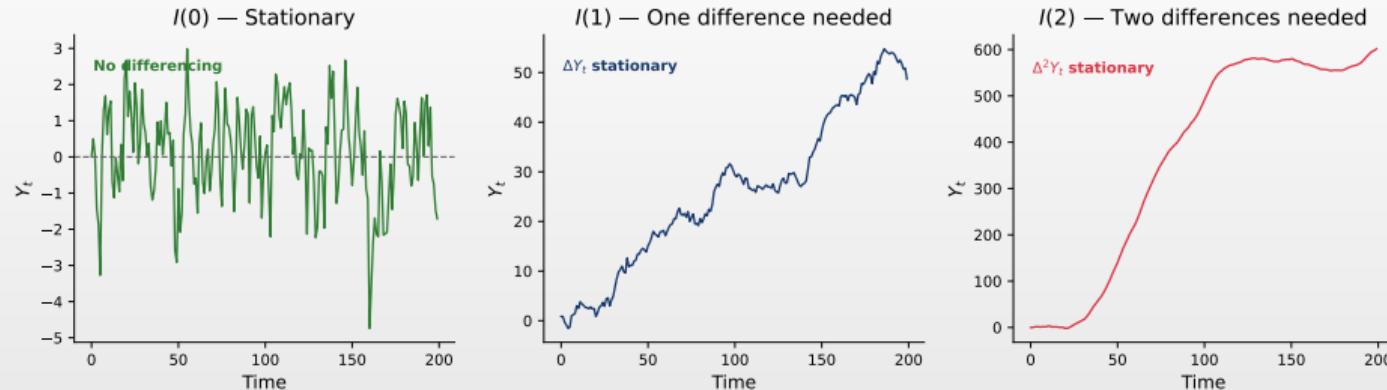
- **Notăție:** $Y_t \sim I(d)$ dacă:
 - ▶ Y_t este nestaționară
 - ▶ $(1 - L)^d Y_t = \Delta^d Y_t$ este staționară
 - ▶ $(1 - L)^{d-1} Y_t$ este încă nestaționară

Cazuri comune

- $I(0)$: Proces staționar (de ex., ARMA)
- $I(1)$: Prima diferență este staționară (cel mai frecvent pentru date economice)
- $I(2)$: A doua diferență este staționară (mai rar)



Proces integrat



Ordinul de integrare

- $I(0)$: Staționar \succ nicio diferențiere necesară
- $I(1)$: O diferență necesară (mers aleator)
- $I(2)$: Două diferențe necesare
- Majoritatea seriilor economice sunt $I(0)$ sau $I(1)$



Operatorul diferență

Definiție 3 (Prima Diferență)

- Operator:** $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = (1 - L)Y_t$
- Notăție:** L este operatorul lag ($LY_t = Y_{t-1}$)

Diferențe de ordin superior

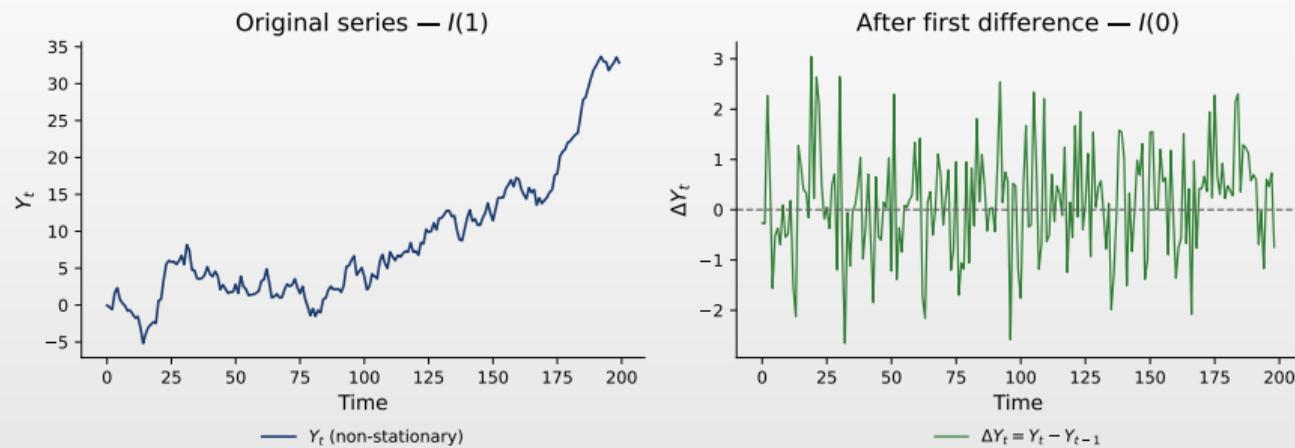
- A două diferență: $\Delta^2 Y_t = \Delta(\Delta Y_t) = (1 - L)^2 Y_t$
- $\Delta^2 Y_t = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$
- Diferență de ordin d : $\Delta^d Y_t = (1 - L)^d Y_t$

Rezultat cheie

- Dacă $Y_t \sim I(d)$, atunci $\Delta^d Y_t \sim I(0)$ (staționar)



Prima diferență



Observație

- Stânga:** serie nestaționară
- Dreapta:** după prima diferență, seria devine staționară



Exemplu: diferențierea unui mers aleator

Mers aleatoriu la zgomot alb

- Fie $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ (mers aleator). Luând prima diferență:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t$$

- Prima diferență este zgomot alb \succsim un proces staționar!

Interpretare

- Un mers aleator este $I(1)$
- O diferență îl transformă în $I(0)$
- “Schimbările” într-un mers aleator sunt staționare



Demonstrație: diferențierea induce staționaritatea

Afirmație

- Dacă $Y_t \sim I(1)$, atunci $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ este staționar

Demonstrație: Mers aleatoriu cu drift $Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t$

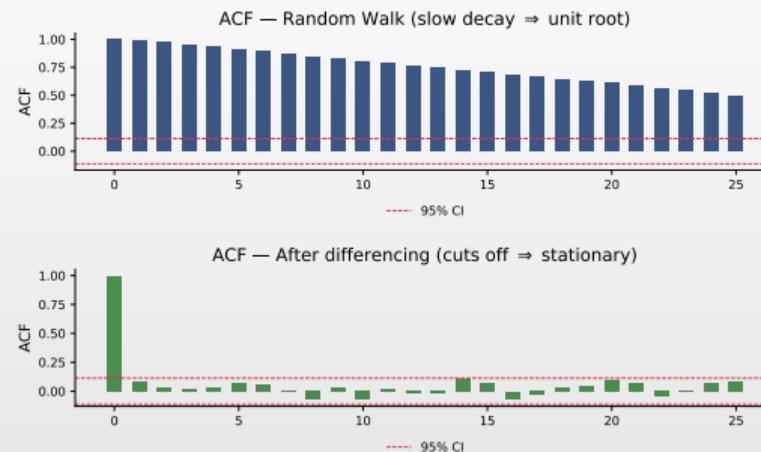
- Prima diferență: $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \mu + \varepsilon_t$
- Media:** $\mathbb{E}[\Delta Y_t] = \mu$ (constantă) ✓
- Varianța:** $\text{Var}(\Delta Y_t) = \sigma^2$ (constantă) ✓
- Autocovarianța:** $\text{Cov}(\Delta Y_t, \Delta Y_{t-k}) = 0$ pentru $k \neq 0$ ✓

Principiu general

- Diferențierea elimină "memoria" care face varianța să se acumuleze
- Pentru procese $I(d)$, sunt necesare d diferențe



ACF: detectarea nestaționarității

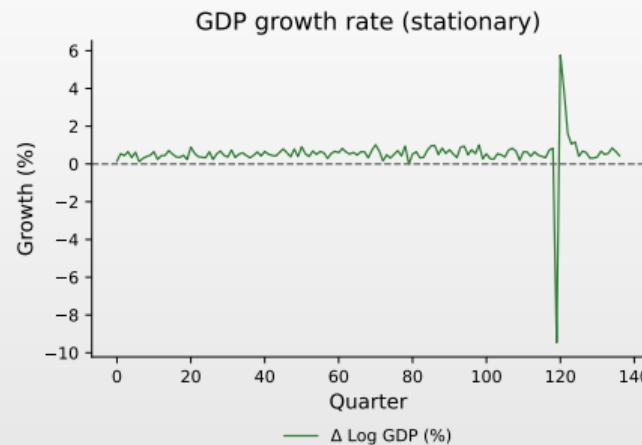
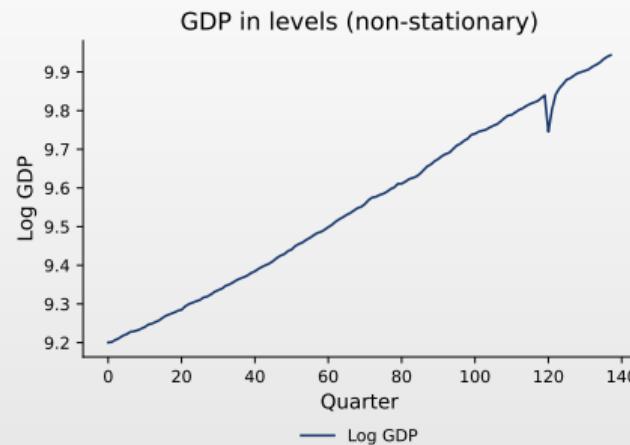


- Sus:** ACF mers aleator scade foarte lent \succcurlyeq rădăcină unitară
- Jos:** După diferențiere, ACF se anulează \succcurlyeq staționar

Q TSA_ch3_acf_nonstationary



Diferențierea în practică: exemplul PIB



- Stânga:** PIB în valori absolute \succ trend ascendent clar (nestaționar)
- Dreapta:** Rata de creștere PIB (diferență logaritmică) \succ fluctuează în jurul mediei (staționar)
- Diferențierea elimină trendul și obține staționaritate



Supra-diferențierea

Avertisment: Supra-diferențierea

- Diferențierea mai mult decât este necesar introduce probleme:
 - ▶ Creează autocorelație negativă artificială
 - ▶ Inflează varianța
 - ▶ Pierde informație

Exemplu

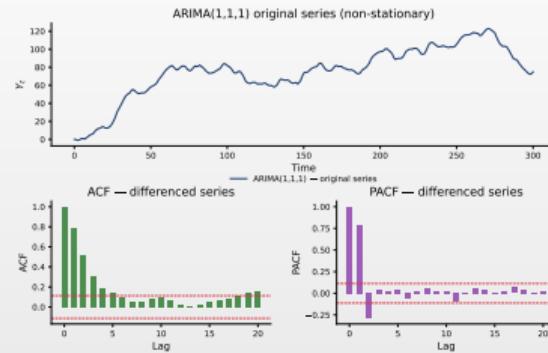
- Dacă $Y_t \sim I(1)$, atunci $\Delta Y_t \sim I(0)$. Dar dacă diferențiem din nou:

$$\Delta^2 Y_t = \Delta Y_t - \Delta Y_{t-1} = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$$

- Aceasta este un MA(1) cu $\theta_1 = -1$ (la granița non-invertibilității)!



Definiția ARIMA



Definiție 4 (ARIMA(p,d,q): $\phi(L)(1 - L)^d Y_t = c + \theta(L)\varepsilon_t$)

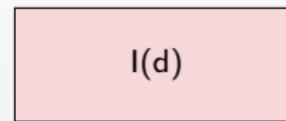
- AR:** $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$; **MA:** $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$; **I:** d diferențe
- Sus:** seria ARIMA originală (nestaționară); **Jos:** după diferențiere — ACF/PACF dezvăluie p , q

Q TSA_ch3_def_arima

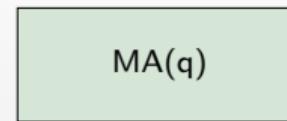
Componentele ARIMA



Autoregresiv
Memorie



Integrare
Diferențiere



Medie Mobilă
Șocuri

Cazuri speciale

- $\text{ARIMA}(p,0,q) = \text{ARMA}(p,q) \succ$ staționar
- $\text{ARIMA}(0,1,0) = \text{Mers aleatoriu}$
- $\text{ARIMA}(0,1,1) = \text{IMA}(1,1) \succ$ netezire exponențială
- $\text{ARIMA}(1,1,0) = \text{ARI}(1,1) \succ$ AR(1) diferențiat



Exemplu ARIMA(1,1,0)

Model ARI(1,1)

- $\Delta Y_t = c + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$
- Echivalent: $(1 - \phi_1 L)(1 - L)Y_t = c + \varepsilon_t$

Interpretare

- Schimbările în Y_t urmează un proces AR(1)
- Dacă $|\phi_1| < 1$, schimbările sunt staționare
- Y_t în sine are un trend stochastic
- Model comun pentru multe serii de timp economice

Exemplu ARIMA(0,1,1)

Model IMA(1,1)

- $\Delta Y_t = c + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$
- Echivalent: $(1 - L)Y_t = c + (1 + \theta_1 L)\varepsilon_t$

Conexiunea cu netezirea exponențială

- Modelul IMA(1,1) este echivalent cu **netezirea exponențială simplă**:

$$\hat{Y}_{t+1} = \alpha Y_t + (1 - \alpha) \hat{Y}_t$$

- unde $\alpha = 1 + \theta_1$ (pentru $-1 < \theta_1 < 0$)

Rolul constantei în ARIMA

Termenul constant în ARIMA(p,d,q)

- Când $d > 0$, constanta c are o interpretare diferită:
- $\phi(L)(1 - L)^d Y_t = c + \theta(L)\varepsilon_t$

Implicații importante

- Pentru $d = 1$: c reprezintă **drift-ul** (schimbarea medie): $\mathbb{E}[\Delta Y_t] = \frac{c}{1 - \phi_1 - \dots - \phi_p}$
- Pentru $d = 2$: c afectează **curbura** trendului
- Adesea se presupune $c = 0$ când $d \geq 1$

Portret de cercetător: Dickey & Fuller



David Dickey (*1945)

 [Wikipedia \(en\)](#)



Wayne Fuller (1931–2022)

 [Wikipedia \(en\)](#)

Biografie

- **David Dickey:** statistician american la NC State University. Doctorand al lui Wayne Fuller la Iowa State
- **Wayne Fuller:** statistician american, profesor la Iowa State University
- Împreună au dezvoltat testul fundamental pentru rădăcini unitate în serii de timp

Contribuții principale

- **Testul Dickey-Fuller (1979)** — testul fundamental pentru rădăcini unitate
- **Testul ADF (Augmented Dickey-Fuller)** — extensie cu diferențe întârziate
- **Tabele de valori critice** — distribuții non-standard sub ipoteza nulă
- Testarea riguroasă a ordinului de integrare pentru modelarea ARIMA



Testarea pentru rădăcini unitate

De ce testăm?

- Scop:** înainte de a potrivi un model ARIMA, trebuie să determinăm:
 - ▶ Este seria staționară? (Este $d = 0$?)
 - ▶ Dacă nu, câte diferențe sunt necesare? (Care este d ?)

Teste comune de rădăcină unitară

- Dickey-Fuller (DF) și Augmented Dickey-Fuller (ADF)**
- Phillips-Perron (PP)**
- KPSS** (test de staționaritate \succ ipoteză nulă inversată)

Testul Dickey-Fuller

Configurare

- Considerăm modelul AR(1): $Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$. Scădem Y_{t-1} :
- $\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$, unde $\gamma = \phi - 1$

Ipoteze

- $H_0: \gamma = 0$ (rădăcină unitară, $\phi = 1$, nestaționar)
- $H_1: \gamma < 0$ (staționar, $|\phi| < 1$)

Problemă cheie

- Sub H_0 , statistica t nu urmează o distribuție t standard!
- Trebuie folosite valorile critice Dickey-Fuller



Testul Augmented Dickey-Fuller (ADF)

Problema cu DF simplu

- Limitare:** dacă există dinamică AR dincolo de AR(1), reziduurile DF vor fi autocorelate

Definiție 5 (Testul ADF)

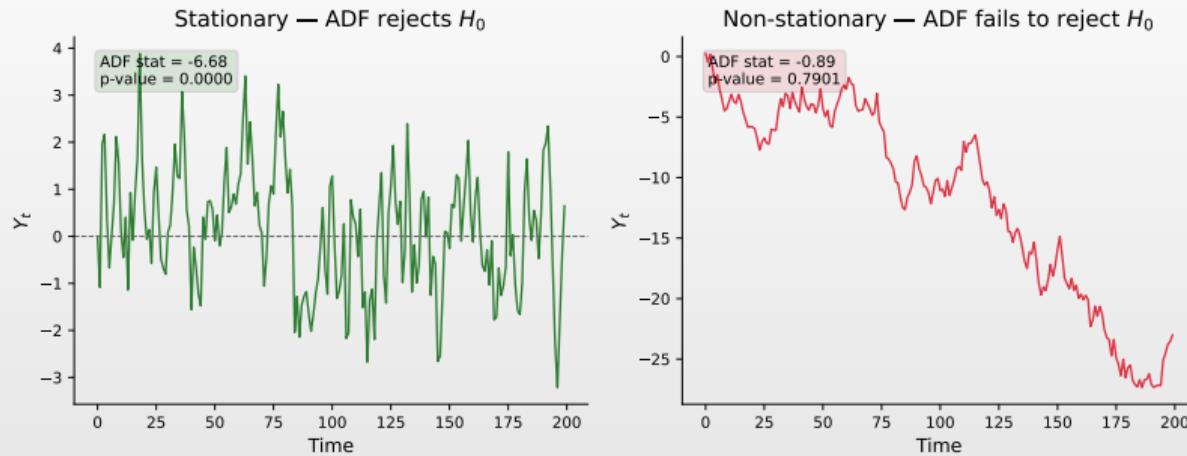
- Ecuatie:** $\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$
- Test:** $H_0 : \gamma = 0$ folosind valorile critice ADF

Alegerea lungimii lag-ului k

- Folosiți criterii informaționale (AIC, BIC)
- Începeți cu k_{max} , reduceti până ultimul lag este semnificativ



Testul ADF



Observație

- Stânga:** serie staționară \succsim ADF respinge rădăcina unitară
- Dreapta:** nestaționară \succsim ADF nu respinge



Valori critice ADF

Model	1%	5%	10%
Fără constantă, fără trend	-2.58	-1.95	-1.62
Cu constantă	-3.43	-2.86	-2.57
Cu constantă și trend	-3.96	-3.41	-3.13

Regula de decizie

- Statistică de test < valoare critică \succ Respingem H_0 (staționar)
- Statistică de test \geq valoare critică \succ Nu respingem (rădăcină unitară)



Testul Phillips-Perron (PP)

Motivație

- **Ipoteze:** H_0 : Rădăcină unitate vs H_1 : Staționar (ca ADF)
- **Diferență:** folosește o corecție non-parametrică pentru corelația serială
 - ▶ Nu adaugă diferențe întârziate ca ADF

Statistică de Test

- **Formula:** $Z_t = t_{\hat{\gamma}} \cdot \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2}} - \frac{T(\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2)(se(\hat{\gamma}))}{2\hat{\lambda}^2 \cdot s}$
- **Notație:** $\hat{\lambda}^2$ este estimarea consistentă a varianței pe termen lung (Newey-West)

Avantaje față de ADF

- Robust la heteroscedasticitate și corelație serială
- Nu necesită selectarea lungimii lag-ului (folosește lățime de bandă)



Testul KPSS

Ipoteze inversate

- Spre deosebire de ADF:** H_0 : Staționar vs H_1 : Rădăcină unitate
 - ▶ Ipoteza nulă este inversată față de ADF/PP

Procedura KPSS

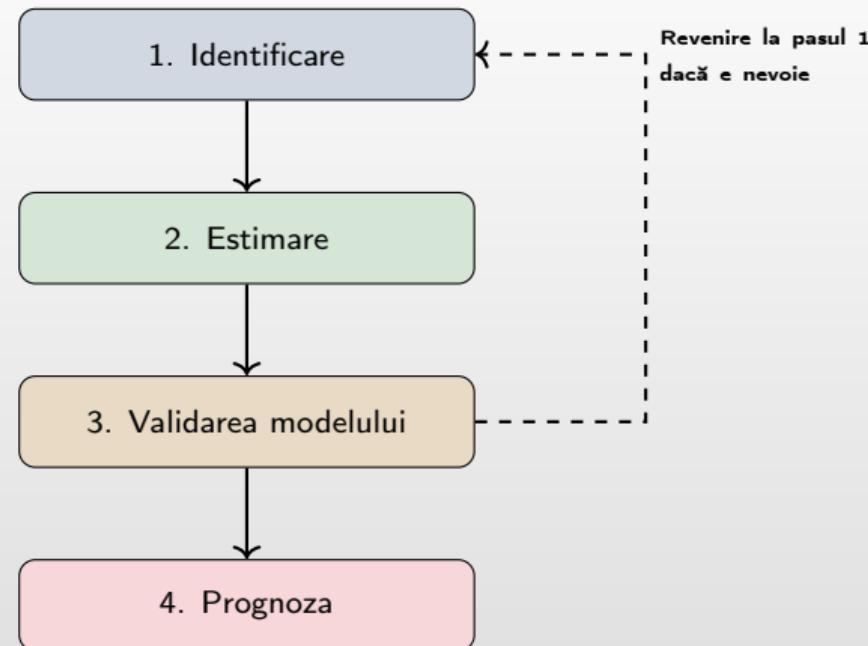
- Descompunere:** $Y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t$ unde $r_t = r_{t-1} + u_t$
- Test:** verificăm dacă $\text{Var}(u_t) = 0$
 - ▶ Dacă da, componenta aleatoare r_t este constantă

Utilizare complementară cu ADF

- ADF respinge, KPSS nu respinge \succ Staționar
- ADF nu respinge, KPSS respinge \succ Rădăcină unitate
- Ambele resping sau niciunul \succ Neconcludent



Metodologia Box-Jenkins



Pasul 1: Determinarea lui d

Procedură

1. Reprezentați grafic seria de timp și căutați trenduri, varianță în schimbare
2. Examinați ACF și descreștere lentă sugerează nestaționaritate
3. Aplicați teste de rădăcină unitară (ADF, KPSS)
4. Dacă nestăționară, diferențiați și repetăți

Ghiduri practice

- Majoritatea seriilor economice: $d = 1$ este suficient
- Rar avem nevoie de $d > 2$
- Dacă ACF al ΔY_t tot scade lent, încercați $d = 2$
- Atenție la supra-diferențiere (ACF cu $\rho_1 \approx -0.5$)



Pasul 2: Determinarea lui p și q

După diferențiere

- Principiu:** odată ce $W_t = \Delta^d Y_t$ este staționar, folosiți ACF/PACF pentru a identifica ARMA(p, q)

Model	ACF	PACF
AR(p)	Scade exponențial	Se anulează după lag p
MA(q)	Se anulează după lag q	Scade exponențial
ARMA(p, q)	Scade	Scade

Criterii informaționale

- Când:** tiparele ACF/PACF sunt neclare
- AIC:** $-2 \ln(L) + 2k$; **BIC:** $-2 \ln(L) + k \ln(n)$ (L = verosimilitate, k = parametri, n = eșantion)
- Mai mic este mai bun; BIC penalizează complexitatea mai mult



Algoritmi Auto-ARIMA

Selectie automată a modelului

- Software-ul modern poate selecta automat (p, d, q) :
 - Python: `pmdarima.auto_arima()` R: `forecast::auto.arima()`

Cum funcționează Auto-ARIMA

1. Folosește teste de rădăcină unitară pentru a determina d
2. Potrivește modele pentru diverse combinații (p, q)
3. Selectează modelul cu cel mai mic AIC/BIC
4. Opțional folosește căutare pas cu pas pentru eficiență

Atenție: Selecția automată este utilă dar nu garantată — verificați întotdeauna validitatea modelului!



Metode de estimare

Estimarea prin metoda verosimilității maxime (MLE)

- Abordarea standard pentru ARIMA:
 - ▶ Presupune $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$
 - ▶ Maximizează funcția de verosimilitate
 - ▶ Oferă estimatori consistenti, eficienți
 - ▶ Furnizează erori standard pentru inferență

MLE condiționată vs exactă

- **MLE Condiționată:** Condiționează pe valorile inițiale
- **MLE Exactă:** Tratează valorile inițiale ca necunoscute
- Diferența diminuează pe măsură ce dimensiunea eșantionului crește



Log-verosimilitatea condiționată

Funcția de log-verosimilitate gaussiană

- $\ell(\theta, \sigma^2) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T e_t^2(\theta)$
- $e_t(\theta) = X_t - \hat{X}_{t|t-1}$ sunt erorile de predicție la un pas
- $\theta = (\phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q, c)$

Exemplu: ARIMA(1,1,1)

- Erorile de predicție: $e_t = \Delta X_t - \phi_1 \Delta X_{t-1} - \theta_1 e_{t-1} - c$
- MLE condiționată: fixează $e_0 = 0$, calculează e_1, \dots, e_T , maximizează ℓ

Estimarea lui σ^2

- La parametrii optimi $\hat{\theta}$: $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2(\hat{\theta})$

Restricții asupra parametrilor

Staționaritate și invertibilitate

- Modelul ARIMA estimat ar trebui să satisfacă:
 - ▶ **Staționaritate AR:** Rădăcinile lui $\phi(z) = 0$ în afara cercului unitate
 - ▶ **Invertibilitate MA:** Rădăcinile lui $\theta(z) = 0$ în afara cercului unitate

Verificare în practică

- Majoritatea software-ului raportează:
 - ▶ Coeficienți estimați cu erori standard
 - ▶ Rădăcinile polinoamelor AR și MA
 - ▶ Avertisment dacă este detectată aproape-rădăcină-unitate



Diagnosticul modelului ARIMA

Verificări esențiale (aceleași ca pentru ARMA, cf. Cap. 2)

- Dacă modelul este corect, reziduurile $\hat{\varepsilon}_t$ trebuie să fie zgomot alb:
 1. **ACF/PACF rezidual:** fără vârfuri semnificative
 2. **Testul Ljung-Box:** $p\text{-value} > 0.05 \succ$ fără autocorelare
 3. **Graficul Q-Q:** verificarea normalității
 4. **Heteroscedasticitate:** varianță constantă a reziduurilor

Aspecte specifice ARIMA

- Testul Ljung-Box: alegeți $m \approx \ln(n)$ sau $m = 10$ (trimestrial), $m = 20$ (lunar)
- Grade de libertate: $\chi^2(m - p - q)$, ajustate pentru p și q estimări
- Dacă testul eşuează: adăugați termeni AR/MA sau verificați rupturi structurale



Testul Ljung-Box

Definiție 6 (Statistica Q Ljung-Box)

$$Q(m) = n(n + 2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}. \text{ Sub } H_0 \text{ (fără autocorelare): } Q(m) \sim \chi^2(m - p - q)$$

Utilizare

- Alegeți $m \approx \ln(n)$ sau $m = 10$ trimestrial, $m = 20$ lunar
- Gradele de libertate se ajustează pentru parametrii estimați
- Respingeți dacă $Q(m)$ depășește valoarea critică

Dacă testul eșuează

Luați în considerare adăugarea de termeni AR sau MA, sau verificați rupturile structurale.



Prognoze punctuale

Prognoza cu MSE minim

- ◻ Prognoză optimă la h pași: $\hat{Y}_{T+h|\tau} = \mathbb{E}[Y_{T+h} | Y_T, Y_{T-1}, \dots]$

Prognoza ARIMA(1,1,1)

- ◻ **Model:** $(1 - \phi_1 L)(1 - L)Y_t = c + (1 + \theta_1 L)\varepsilon_t$
- ◻ **Un pas:** $\hat{Y}_{T+1|\tau} = c + Y_T + \phi_1(Y_T - Y_{T-1}) + \theta_1 \hat{\varepsilon}_T$
- ◻ **Multi-pas:** înlocuiți ε_{T+j} cu 0, Y_{T+j} cu $\hat{Y}_{T+j|\tau}$

Intervale de prognoză

Incertitudinea prognozei

- Varianța erorii la h pași: $\text{Var}(e_{T+h}) = \sigma^2 \sum_{j=0}^{h-1} \psi_j^2$, unde ψ_j sunt coeficienții MA(∞)

Intervale de încredere

- Sub normalitate, interval $(1 - \alpha)\%$: $\hat{Y}_{T+h|T} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(e_{T+h})}$

Proprietate cheie pentru serii I(1)

- Pentru procese integrate, varianța prognozei crește nelimitat când $h \rightarrow \infty$
- Intervalele se largesc în timp!



Prognoze pe termen lung pentru ARIMA

Comportament când $h \rightarrow \infty$

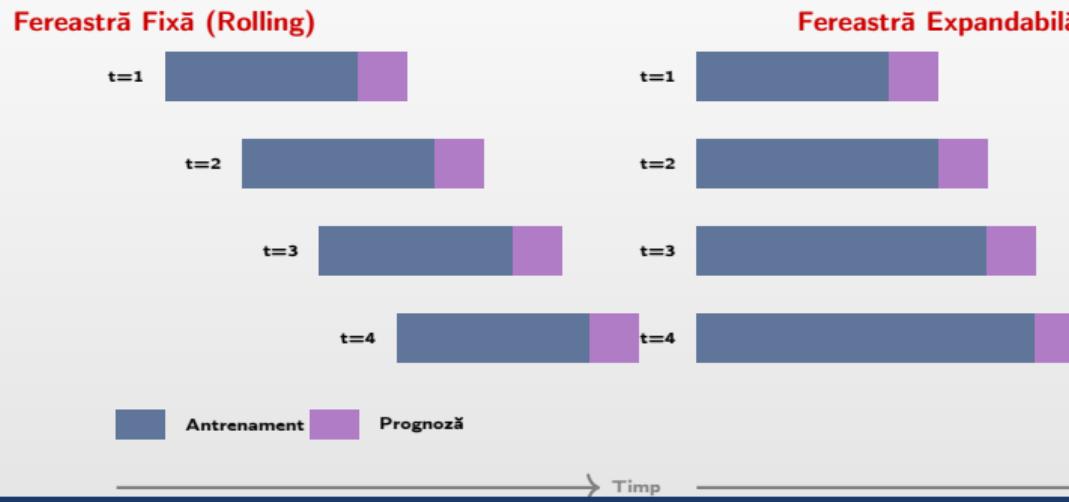
- Cu drift c :** Prognoze punctuale \succ trend liniar; IC \succ lățimea crește cu \sqrt{h}
- Fără drift:** Prognoze punctuale \succ converg la ultima valoare observată; IC \succ tot cresc nelimitat

Implicație practică

- Prognozele ARIMA sunt cele mai fiabile pentru orizonturi scurte
- Prognozele pe termen lung au benzi de incertitudine foarte largi



Prognoza rolling: fereastră fixă vs expandabilă



Evaluarea acurateții progrnozei în afara eșantionului

- **Fixă:** fereastra alunecă, dimensiune constantă w — se adaptează la schimbări de regim
- **Expandabilă:** fereastra crește — folosește toate datele istorice
- Mînează scenariul de progrnoză în timp real; oferă multiple erori pentru evaluare



Prognoză 1-pas vs multi-pas

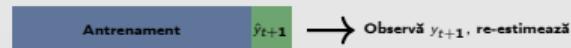
1-Pas înainte (recursiv)

- Prognozează doar perioada următoare
 - ▶ Re-estimează modelul după fiecare pas
 - ▶ Folosește valoarea reală odată observată
- Cea mai precisă pentru orizonturi scurte

Multi-Pas (direct)

- Prognozează mai multe perioade înainte
 - ▶ Fără re-estimare între pași
 - ▶ Folosește valori proгnozate ca input
- Incertitudinea se acumulează cu orizontul

1-Pas Înainte



Multi-Pas (h=3)



Prognoza rolling: exemplu pas cu pas

Configurare: ARIMA(1,1,0) cu $\phi_1 = 0.6$

- Model: $\Delta Y_t = \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$ unde $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$

Date la momentul T

- $Y_{T-2} = 100$, $Y_{T-1} = 103$, $Y_T = 108 \succ \Delta Y_{T-1} = 3$, $\Delta Y_T = 5$

Prognoza punctuală la 1 pas

$$\begin{aligned}\hat{\Delta Y}_{T+1|T} &= \phi_1 \cdot \Delta Y_T = 0.6 \times 5 = 3 \\ \hat{Y}_{T+1|T} &= Y_T + \hat{\Delta Y}_{T+1|T} = 108 + 3 = 111\end{aligned}$$



Prognoze punctuale multi-pas

Prognoza la 2 pași

$$\begin{aligned}\hat{\Delta Y}_{T+2|T} &= \phi_1 \cdot \hat{\Delta Y}_{T+1|T} = 0.6 \times 3 = 1.8 \\ \hat{Y}_{T+2|T} &= \hat{Y}_{T+1|T} + \hat{\Delta Y}_{T+2|T} = 111 + 1.8 = \boxed{112.8}\end{aligned}$$

Formula generală pentru prognoza la h pași (ARIMA(1,1,0))

$$\begin{aligned}\hat{\Delta Y}_{T+h|T} &= \phi_1^h \cdot \Delta Y_T \\ \hat{Y}_{T+h|T} &= Y_T + \Delta Y_T \cdot \frac{\phi_1(1 - \phi_1^h)}{1 - \phi_1}\end{aligned}$$

Numeric: Prognoza la 3 pași

$$\hat{Y}_{T+3|T} = 108 + 5 \times \frac{0.6(1 - 0.6^3)}{1 - 0.6} = 108 + 5 \times 1.176 = \boxed{113.88}$$



Intervale de încredere: formule

Varianța erorii de prognoză

- Pentru ARIMA(1,1,0) la h pași: $\text{Var}(e_{T+h|T}) = \sigma^2 \left(1 + \sum_{j=1}^{h-1} \psi_j^2\right)$
- $\psi_j = 1 + \phi_1 + \cdots + \phi_1^j = \frac{1 - \phi_1^{j+1}}{1 - \phi_1}$ pentru $j \geq 0$

Interval de încredere $(1 - \alpha)\%$

- $\hat{Y}_{T+h|T} \pm z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{\text{Var}(e_{T+h|T})}$
- Pentru IC 95%: $z_{0.025} = 1.96$



Interval de încredere: exemplu numeric

Date: $\sigma^2 = 4$, $\phi_1 = 0.6$, $\hat{Y}_{T+1|T} = 111$

IC la 1 pas

$$\text{Var}(e_{T+1|T}) = \sigma^2 = 4$$

$$\text{IC 95\%} = 111 \pm 1.96 \times \sqrt{4} = 111 \pm 3.92 = [107.08, 114.92]$$

IC la 2 pași (pentru $\hat{Y}_{T+2|T} = 112.8$)

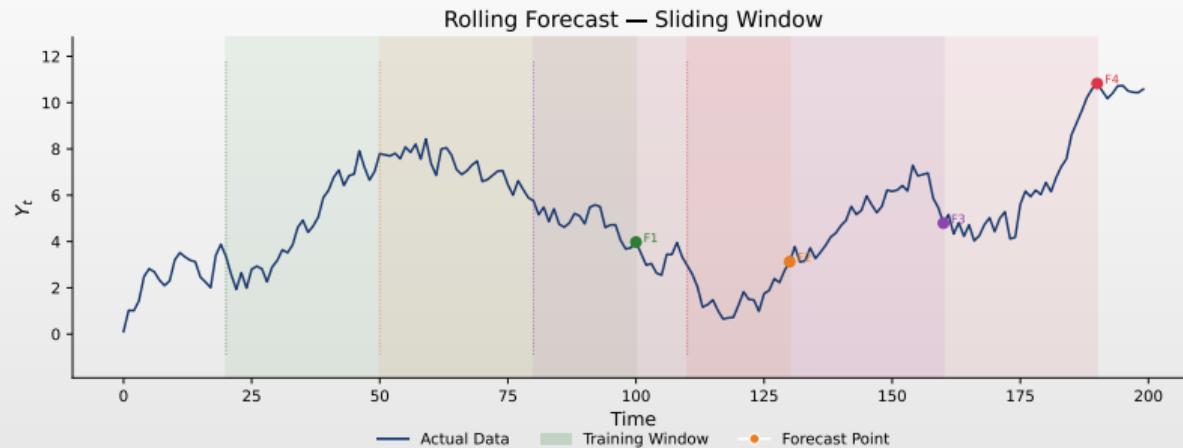
$$\psi_1 = 1 + \phi_1 = 1.6, \quad \text{Var}(e_{T+2|T}) = 4(1 + 1.6^2) = 14.24$$

$$\text{IC 95\%} = 112.8 \pm 1.96 \times \sqrt{14.24} = 112.8 \pm 7.40 = [105.40, 120.20]$$

Notă

- IC se lărgește pe măsură ce orizontul de predicție crește!

Ilustrație fereastră rolling



- Fiecare fereastră produce o prognoză la 1 pas
- Comparăm prognozele cu valorile reale pentru a calcula RMSE, MAE
- Fereastra rolling menține estimarea modelului actualizată



Studiu de caz: analiză ARIMA completă

Obiectiv

- Prognoză PIB Real al SUA folosind metodologia Box-Jenkins

Etape

- Pasul 1:** vizualizarea datelor și verificarea staționarității
- Pasul 2:** Aplicarea testelor de rădăcină unitară (ADF, KPSS)
- Pasul 3:** Diferențiere dacă e necesar, identificare p și q
- Pasul 4:** Estimarea modelului ARIMA
- Pasul 5:** Diagnosticul modelului
- Pasul 6:** Generarea prognozelor cu intervale de încredere
- Pasul 7:** Evaluarea acurateții prognozei

Date

- PIB Real SUA (FRED: GDPC1), Trimestrial, 1990T1–2024T2, $n = 138$



Pasul 1: analiza inițială a datelor



Observații

- Trend ascendent clar > medie neconstantă
- Scădere notabilă în 2020 (COVID-19)
- Concluzie:** nestaționar, necesită diferențiere



Pasul 2: testarea rădăcinii unitate

Test ADF pe log PIB (serie originală)

- Statistică test: -0.91
- Valori critice: -3.48 (1%), -2.88 (5%), -2.58 (10%)
- p-value: 0.79
- Rezultat:** Nu putem respinge $H_0 \succ$ Rădăcină unitate prezentă

Test ADF pe prima diferență (rata de creștere)

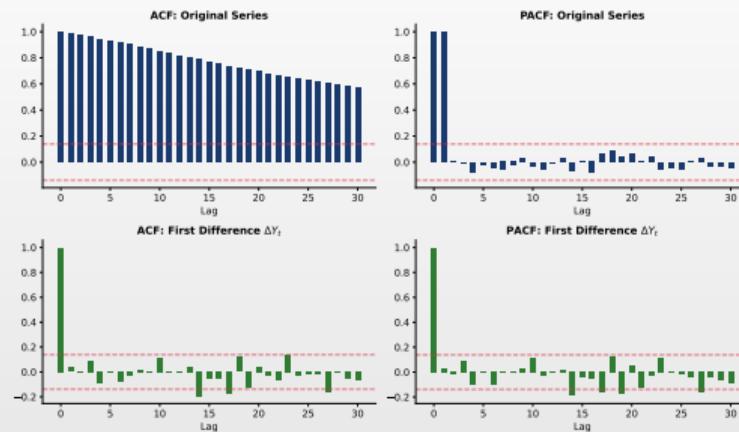
- Statistică test: -13.24
- p-value: < 0.001
- Rezultat:** Respingem H_0 la 1% \succ Staționar după diferențiere

Concluzie

- PIB este $I(1) \succ$ Folosim $d = 1$ în modelul ARIMA



Pasul 3: Identificarea modelului prin ACF/PACF



Analiza seriei diferențiate

- **ACF:** Vârf la lag 1, apoi se anulează — sugerează MA(1)
- **PACF:** Vârf la lag 1, scade — sugerează AR(1)
- **Candidate:** ARIMA(1,1,0), ARIMA(0,1,1), ARIMA(1,1,1)



Pasul 4: Estimarea modelului

Compararea modelelor folosind criterii informationale

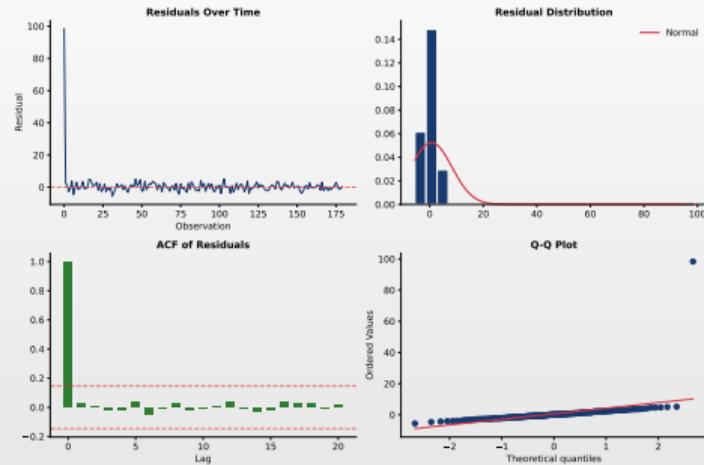
Model	AIC	BIC	Log-Lik
ARIMA(1,1,0)	-725.2	-719.5	364.6
ARIMA(0,1,1)	-724.8	-719.2	364.4
ARIMA(1,1,1)	-747.0	-738.5	376.5

Model selectat: ARIMA(1,1,1)

$$(1 - 0.35L)(1 - L)Y_t = (1 + 0.58L)\varepsilon_t, \quad \hat{\sigma}^2 = 0.000156$$

- $\hat{\phi}_1 = 0.35$ (SE = 0.09), semnificativ la 1%
- $\hat{\theta}_1 = 0.58$ (SE = 0.08), semnificativ la 1%

Pasul 5: diagnosticul modelului



Analiza reziduurilor

- Ljung-Box: $Q(10) = 5.8$, p-value = 0.83 — fără autocorelare
- JB: 156.4, $p < 0.001$ — non-normal (outlier COVID)
- Concluzie:** trece verificările de autocorelare



Pasul 6: Prognoza cu intervale de încredere

Ultimele valori observate (log PIB)

- $Y_T = 9.973$ (2024T2), $Y_{T-1} = 9.956$ (2024T1)
- $\Delta Y_T = 0.017$, $\hat{\varepsilon}_T = 0.004$

Prognoza la 1 pas (2024T3)

$$\hat{\Delta Y}_{T+1} = \hat{\phi}_1 \Delta Y_T + \hat{\theta}_1 \hat{\varepsilon}_T = 0.35(0.017) + 0.58(0.004) = 0.0083$$

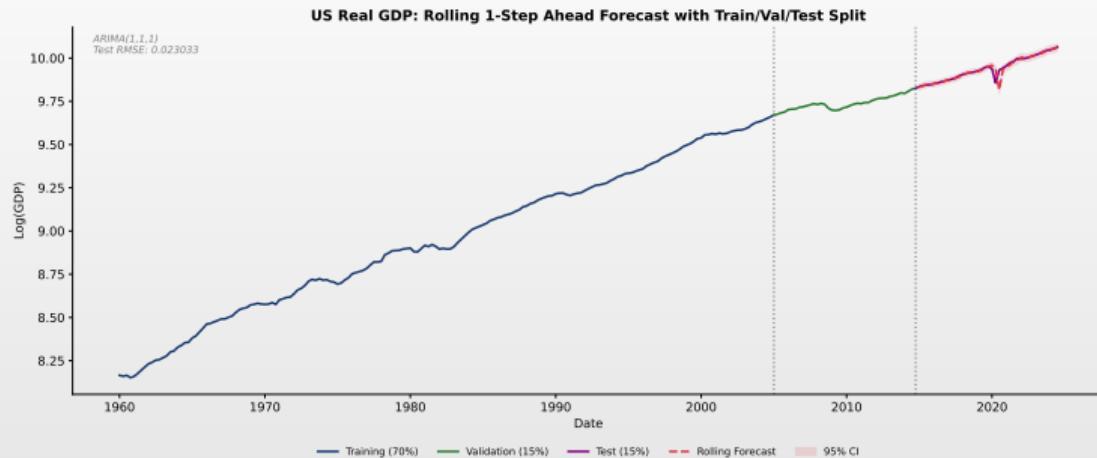
$$\hat{Y}_{T+1} = 9.973 + 0.0083 = \boxed{9.981}$$

Interval de încredere 95%

- $IC = 9.981 \pm 1.96 \times \sqrt{0.000156} = [9.957, 10.006]$
- În valori absolute: Prognoză PIB = \$21,652 mld, IC = [\$21,142 mld, \$22,175 mld]



Pasul 7: Prognoză Rolling cu Train/Val/Test



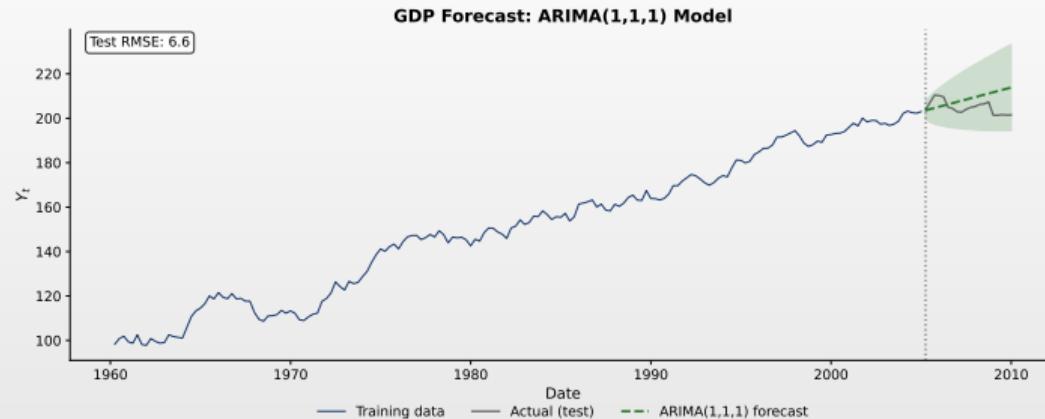
Prognoză Rolling 1-pas înainte (fereastră expandabilă, IC 95%)

Train 70% → Val 15% → Test 15% | Fereastră expandabilă re-estimează modelul la fiecare pas

 TSA_ch3_case_rolling_forecast



Pasul 8: Evaluarea prognozei



Performanță out-of-sample (ultimele 12 trimestre)

- RMSE = 0.0486 ≈ 4.86% eroare
- MAE = 0.0430 ≈ 4.30% eroare
- Acuratețe direcție = 91% — a prezis corect creștere/scădere



Exercițiu AI: Gândire critică

Prompt de testat în ChatGPT / Claude / Copilot

"Descarcă de pe FRED PIB-ul trimestrial real al SUA (seria GDPC1) din 2000-Q1 până în 2024-Q4 (100 observații). Testează staționaritatea, diferențiază dacă e nevoie, estimează un model ARIMA și prognozează 8 trimestre. Vreau cod Python complet cu grafice."

Exercițiu:

1. Rulați prompt-ul într-un LLM la alegere și analizați critic răspunsul.
2. Testează staționaritatea cu ADF *înainte* de a estima ARIMA? Folosește și KPSS?
3. Cum determină ordinul de diferențiere d ? Verifică supra-diferențierea?
4. Cum alege ordinele p și q ? Folosește ACF/PACF sau doar auto_arima?
5. Intervalele de încredere se largesc cu orizontul? (proprietate cheie I(1))

Atenție: Codul generat de AI poate rula fără erori și arăta profesional. *Asta nu înseamnă că e corect.*



Rezumat

Ce am învățat în acest capitol

- Nestaționaritatea în seriile de timp
 - ▶ Trend determinist vs stochastic; consecințe asupra inferenței statistice
- Diferențierea și procesele integrate
 - ▶ $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$; dacă $Y_t \sim I(d)$, atunci $\Delta^d Y_t \sim I(0)$
- Modele ARIMA(p, d, q) și teste de rădăcină unitară
 - ▶ ADF, PP, KPSS; Box-Jenkins: identificare \succ estimare \succ validare
- Prognoze cu intervale de încredere
 - ▶ Pentru $I(1)$: IC se largesc nelimitat cu orizontul ($\propto \sqrt{h}$)

Idee cheie

- **Diferențați cu atenție:** O diferență este de obicei suficientă ($d = 1$). Supra-diferențierea creează autocorelație artificială.



Ce urmează?

Capitolul 4: Modele SARIMA pentru date sezoniere

- Sezonalitatea:** tipare repetitive la intervale regulate
- Diferențierea sezonieră:** operatorul $(1 - L^s)$
- SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s:** extensia sezonieră a ARIMA
- Identificarea modelului:** ACF/PACF sezoniere
- Studiu de caz:** Prognoza pasagerilor aerieni

Întrebări?



Întrebarea 1

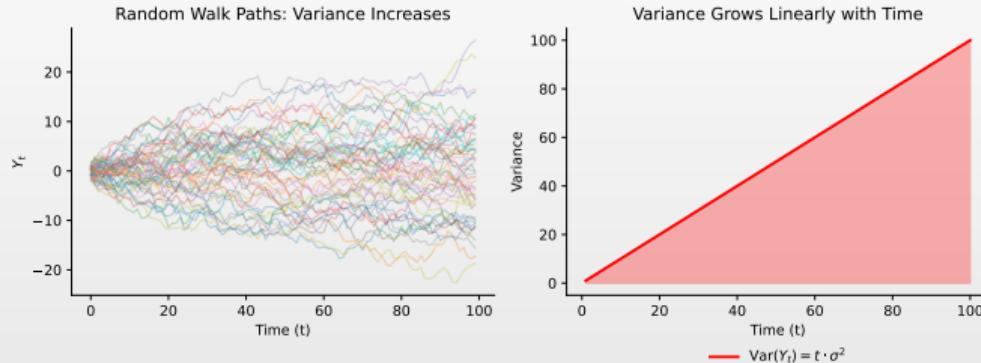
Întrebare

- O serie de timp Y_t urmează un mers aleator: $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$. Care este $\text{Var}(Y_t)$?

Variante de răspuns

- (A) σ^2 (constantă)
- (B) $t \cdot \sigma^2$ (crește liniar în timp)
- (C) σ^2/t (scade în timp)
- (D) σ^{2t} (crește exponențial)

Întrebarea 1: Răspuns



Răspuns corect: (B) $\text{Var}(Y_t) = t \cdot \sigma^2$

- Varianța mersului aleatoriu crește liniar în timp > de aceea mersurile aleatorii sunt nestaționare

Q TSA_ch3_quiz1_rw_variance



Întrebarea 2

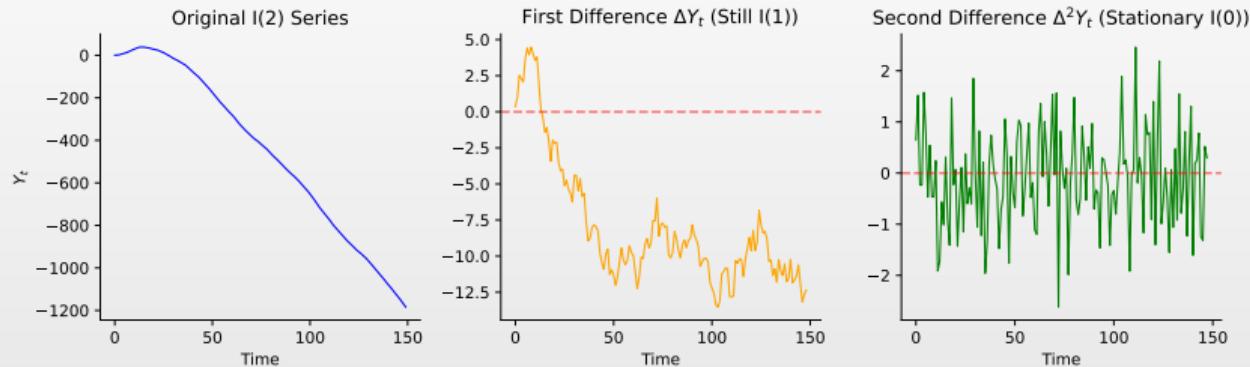
Întrebare

Dacă o serie Y_t este I(2), de câte ori trebuie diferențiată pentru a atinge staționaritatea?

Variante de răspuns

- (A) 0 ori (deja staționară)
- (B) 1 dată
- (C) 2 ori
- (D) Nu poate fi făcută staționară prin diferențiere

Întrebarea 2: Răspuns



Răspuns corect: (C) 2 ori

- I(d) înseamnă “integrată de ordin d ” \succ necesită d diferențe pentru staționaritate

 TSA_ch3_quiz2_differencing

Întrebarea 3

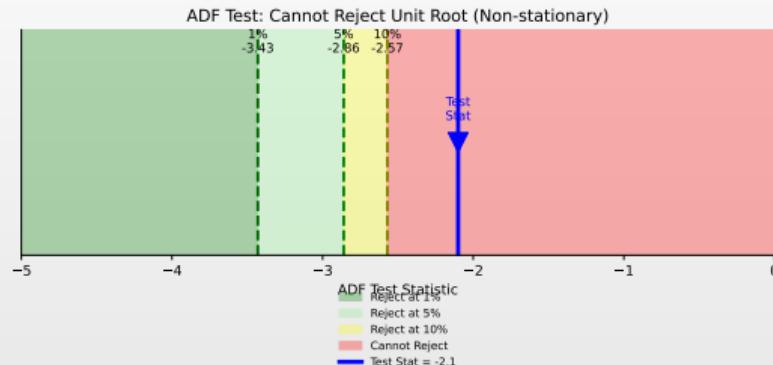
Întrebare

- Rulați un test ADF și obțineți o statistică de test de -2.1 cu valori critice: -3.43 (1%), -2.86 (5%), -2.57 (10%). Ce concluzie trageți?

Variante de răspuns

- (A) Respingem H_0 : seria este staționară la toate pragurile de semnificație
- (B) Respingem H_0 : seria este staționară doar la pragul de 10%
- (C) Nu respingem H_0 : seria probabil are rădăcină unitară
- (D) Testul este neconcludent

Întrebarea 3: Răspuns



Răspuns corect: (C) Nu respingem H_0

- Statistică de test $-2.1 > -2.57$ (VC 10%) \succ Nu putem respinge la niciun prag de semnificație
- Luați în considerare diferențierea

Q TSA_ch3_quiz3_adf_test

Întrebarea 4

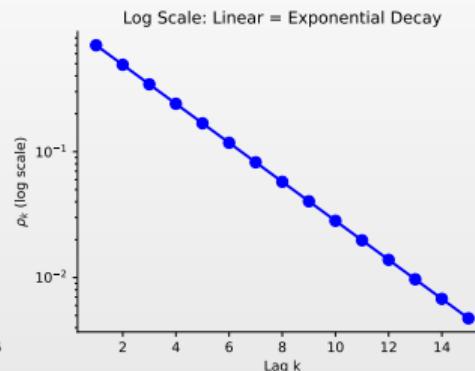
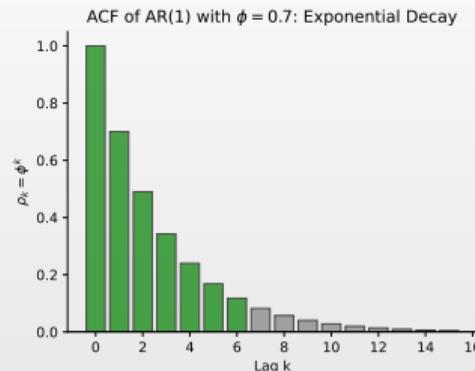
Întrebare

Pentru un model ARIMA(1,1,0), care este tiparul ACF al seriei **diferențiate** ΔY_t ?

Variante de răspuns

- (A) Se anulează după lag 1 (B) Scade exponențial (C) Alternează în semn (D) Este zero la toate lag-urile

Întrebarea 4: Răspuns



Răspuns corect: (B) Scade exponențial

- ARIMA(1,1,0) $\succ \Delta Y_t$ urmează AR(1) cu ACF $\rho_k = \phi_1^k$ (descreștere geometrică)

 TSA_ch3_quiz4_acf_decay

Întrebarea 5

Întrebare

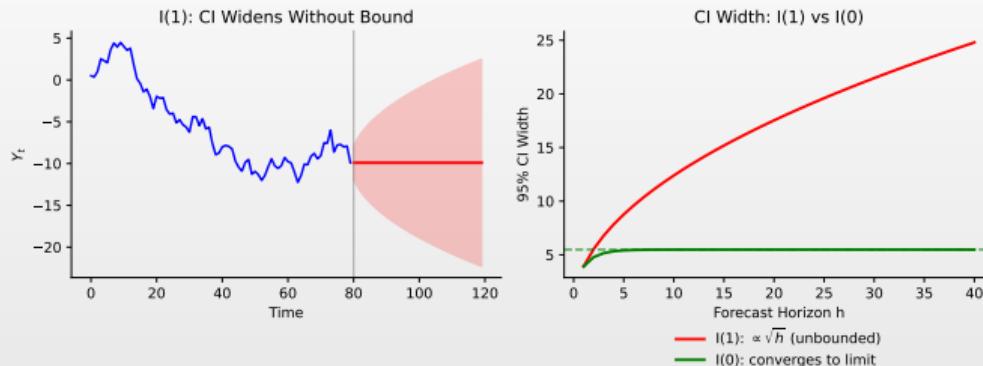
- Ce se întâmplă cu intervalele de încredere ale prognozei ARIMA pe măsură ce orizontul h crește pentru o serie I(1)?

Variante de răspuns

- (A)** Rămân constante
- (B)** Se îngustează (mai multă precizie)
- (C)** Se largesc nelimitat
- (D)** Se largesc dar converg la o limită



Întrebarea 5: Răspuns



Răspuns corect: (C) Se largesc nelimitat

- Pentru $I(1)$: lățimea $IC \propto \sqrt{h}$ (nelimitată)
- Pentru $I(0)$: IC converg la o limită



Bibliografie I

Teste de rădăcină unitară

- Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *JASA*, 74(366), 427–431.
- Phillips, P.C.B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity, *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159–178.

Modele ARIMA și selecție automată

- Box, G.E.P., & Jenkins, G.M. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day.
- Hyndman, R.J., & Khandakar, Y. (2008). Automatic Time Series Forecasting: The forecast Package for R, *Journal of Statistical Software*, 27(3), 1–22.



Bibliografie II

Manuale și referințe suplimentare

- Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Shumway, R.H., & Stoffer, D.S. (2017). *Time Series Analysis and Its Applications*, 4th ed., Springer.
- Hyndman, R.J., & Athanasopoulos, G. (2021). *Forecasting: Principles and Practice*, 3rd ed., OTexts.

Resurse online și cod

- Quantlet:** <https://quantlet.com> ➔ Platformă de cod pentru metode cantitative
- Quantinar:** <https://quantinar.com> ➔ Platformă de învățare pentru metode cantitative
- GitHub TSA:** https://github.com/QuantLet/TSA/tree/main/TSA_ch3 ➔ Cod Python pentru acest capitol



Întrebări?

Vă Mulțumim!

Întrebări?

Materialele cursului sunt disponibile la: <https://danpele.github.io/Time-Series-Analysis/>

