



Capitolul 3: Modele ARIMA

Serii de Timp Nestaționare

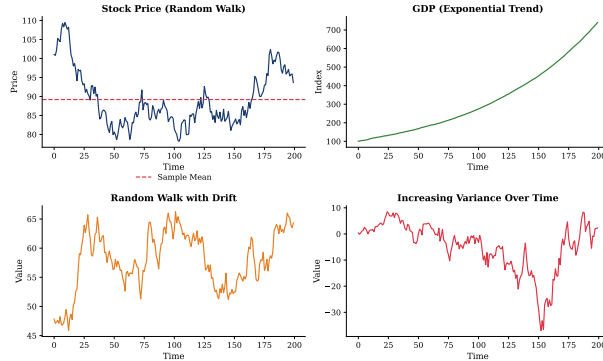


Structura Cursului

- 1 Nestaționaritatea în Seriile de Timp
- 2 Diferențierea și Operatorul Diferență
- 3 Modele ARIMA(p,d,q)
- 4 Teste de Rădăcină Unitate
- 5 Identificarea Modelului ARIMA
- 6 Estimarea ARIMA
- 7 Verificare Diagnostic
- 8 Prognoza cu ARIMA
- 9 Aplicație pe Date Reale: PIB SUA
- 10 Rezumat
- 11 Quiz

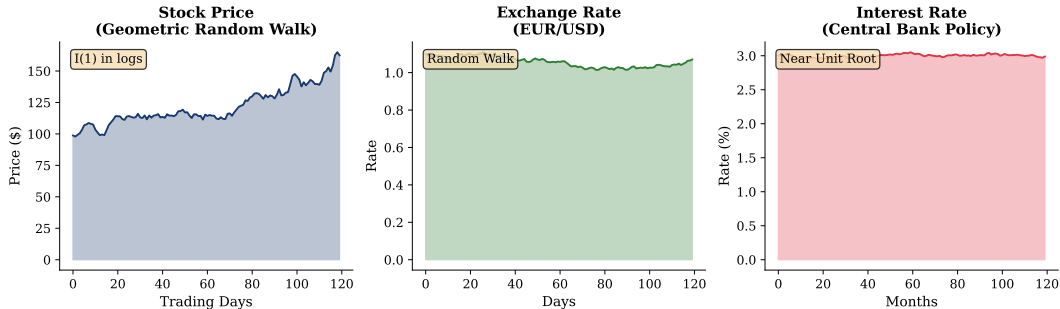
Exemplu Motivațional: Datele Nestaționare Sunt Pretutindeni

Examples of Non-Stationary Time Series



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

Real-World Non-Stationary Series: Why We Need ARIMA

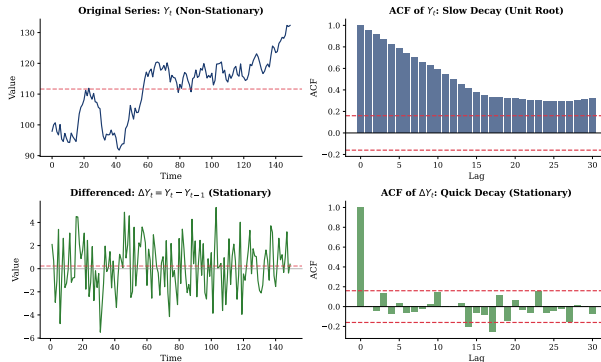


Provocarea

Datele financiare și economice sunt de obicei **integrate** ($I(1)$ sau aproape de rădăcină unitate):

- Prețuri de acțiuni: mers aleatoriu în logaritmi
- Cursuri de schimb: mers aleatoriu
- Rate ale dobânzii: foarte persistente (aproape de rădăcină unitate)

The Magic of Differencing: Converting Non-Stationary to Stationary



Observație Cheie

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

Concepte Fundamentale

- ❶ **Nestaționaritatea:** De ce contează și cum o detectăm
- ❷ **Teste de Rădăcină Unitate:** Testele ADF, PP, KPSS
- ❸ **Diferențierea:** Transformarea cheie
- ❹ **Modele ARIMA:** Combinarea diferențierii cu ARMA
- ❺ **Metodologia Box-Jenkins:** Identificare → Estimare → Diagnosticare

La Sfârșitul Acestui Curs

Veți fi capabili să modelați și să prognozați serii de timp nestaționare precum prețurile acțiunilor, PIB și cursurile de schimb folosind modele ARIMA.

Problema

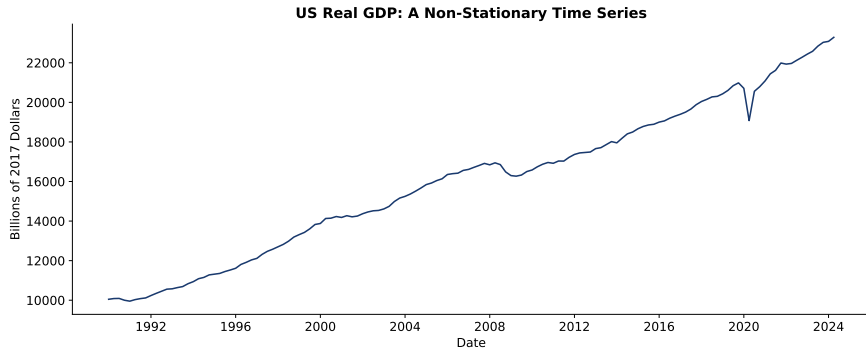
Multe serii de timp economice și financiare sunt **nestaționare**:

- PIB, prețuri de acțiuni, cursuri de schimb, indici de inflație
- Prezintă trenduri, medii în schimbare sau varianță în creștere

Consecințele Nestaționarității

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

Exemplu: PIB Real SUA



- **Trend** ascendent clar – media nu este constantă
- Acesta este un exemplu clasic de serie de timp **nestaționară**
- Nu putem aplica modele ARMA direct pe aceste date

Trend Determinist

$$Y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$$

- Trendul este o funcție deterministă de timp
- Poate fi eliminat prin **detrendare**
- Șocurile au efecte temporare

Trend Stocastic (Rădăcină Unitate)

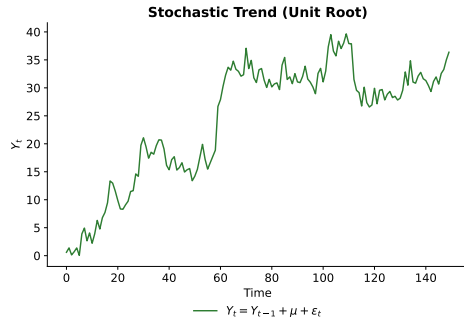
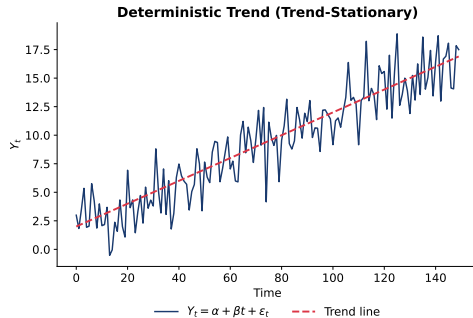
$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

- Proces de mers aleatoriu
- Trebuie eliminat prin **diferențiere**
- Șocurile au efecte permanente

Distincție Cheie

Identificarea corectă este crucială: detrendarea unui proces cu rădăcină unitate sau diferențierea unui proces staționar cu trend duc ambele la specificare greșită!

Vizualizarea Diferenței



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

Definiție 1 (Mers Aleatoriu)

Un **mers aleatoriu** este definit ca:

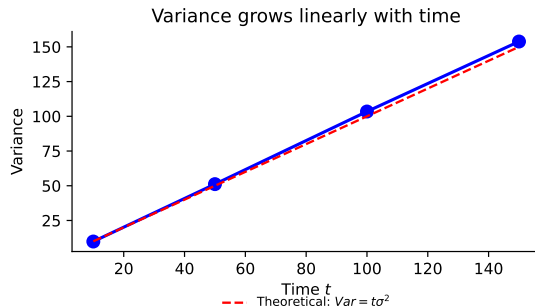
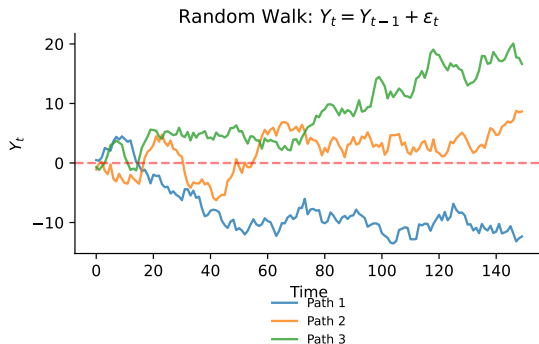
$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$$

Cu condiția inițială $Y_0 = 0$, avem: $Y_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$

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 $t \rightarrow \infty$

Mers Aleatoriu: Ilustrație Vizuală



Stânga: traiectorii multiple de mers aleatoriu rătăcesc imprevizibil. Dreapta: varianța crește liniar în timp.

Definiție 2 (Mers Aleatoriu cu Drift)

Un mers aleatoriu cu drift include un termen constant:

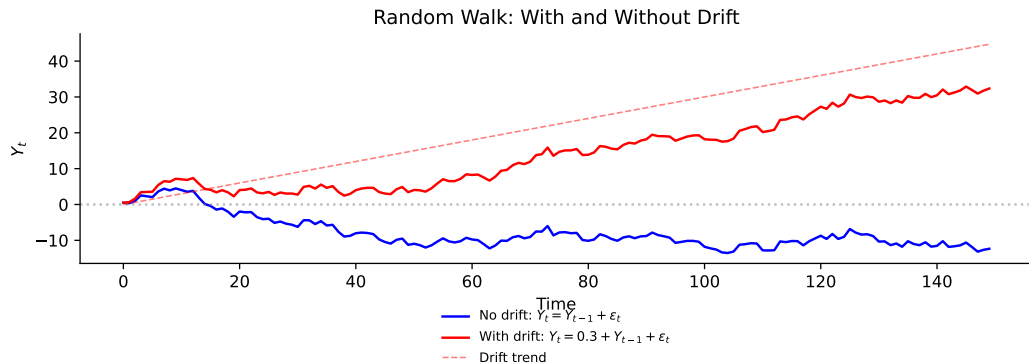
$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Echivalent: $Y_t = Y_0 + \mu t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$

Proprietăți

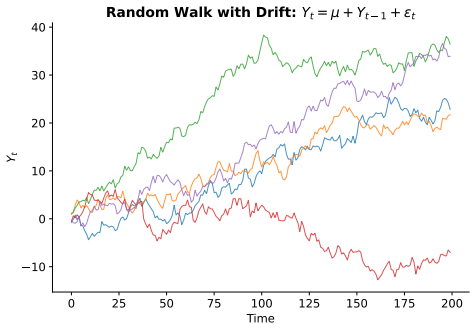
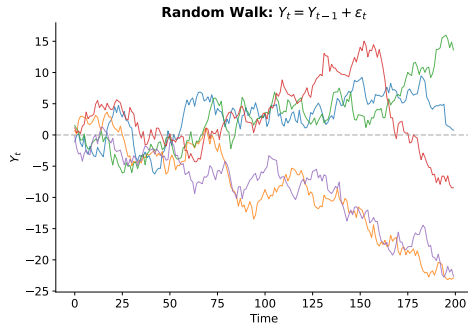
- $\mathbb{E}[Y_t] = Y_0 + \mu t$ (media crește liniar)
- $\text{Var}(Y_t) = t\sigma^2$ (varianța tot crește)
- Drift-ul μ creează un trend ascendent sau descendent
- Tot nestaționar în ciuda faptului că are un “trend”

Mers Aleatoriu cu Drift: Ilustrație Vizuală



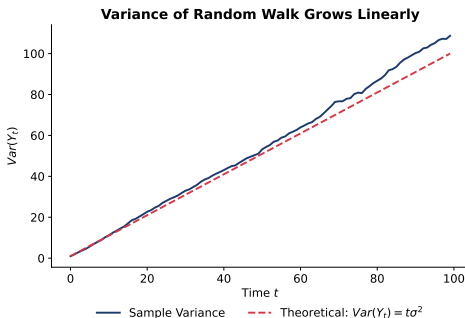
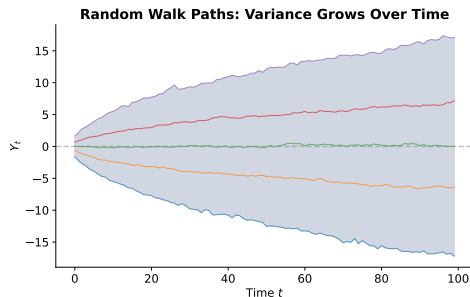
Mersul aleatoriu fără drift (albastru) rătăcește în jurul lui zero. Cu drift (roșu), există un trend sistematic.

Simularea Mersurilor Aleatorii



- **Stânga:** Mersuri aleatorii pure – fără drift, rătăcesc imprevizibil
- **Dreapta:** Mersuri aleatorii cu drift – trend ascendent în medie
- Fiecare traiectorie este unică; incertitudinea crește în timp

Creșterea Varianței: De Ce Mersurile Aleatorii Sunt Nestaționare



- **Stânga:** Evantaiul de traiectorii arată incertitudinea crescând în timp
- **Dreapta:** Varianța crește liniar: $\text{Var}(Y_t) = t\sigma^2$
- Aceasta violează staționaritatea (varianța ar trebui să fie constantă)

Definiție 3 (Proces Integrat de Ordin d)

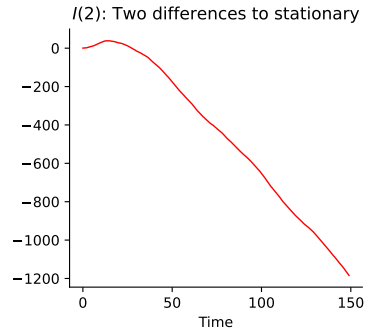
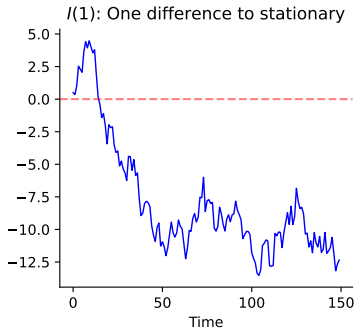
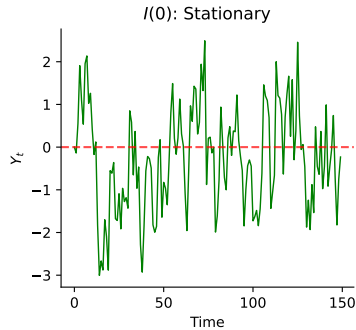
O serie de timp $\{Y_t\}$ este **integrată de ordin d** , scrisă $Y_t \sim I(d)$, dacă:

- 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: Ilustrație Vizuală



$I(0)$: staționar. $I(1)$: o diferență necesară. $I(2)$: două diferențe necesare.

Definiție 4 (Prima Diferență)

Operatorul primei diferențe Δ este definit ca: $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = (1 - L)Y_t$, unde L este operatorul lag ($LY_t = Y_{t-1}$).

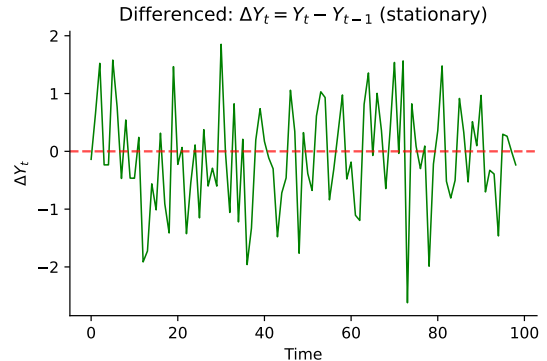
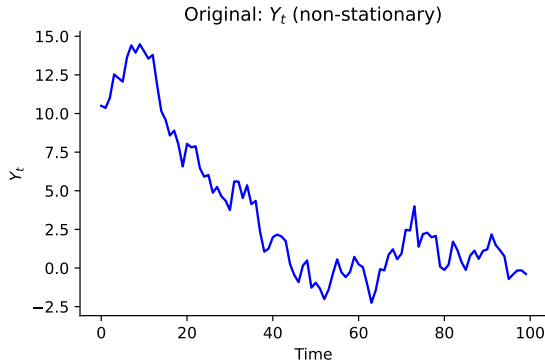
Diferențe de Ordin Superior

- A doua diferență: $\Delta^2 Y_t = \Delta(\Delta Y_t) = (1 - L)^2 Y_t$
- $\Delta^2 Y_t = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$
- Diferența 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: Ilustrație Vizuală



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

Exemplu: Diferențierea unui Mers Aleatoriu

Mers Aleatoriu la Zgomot Alb

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

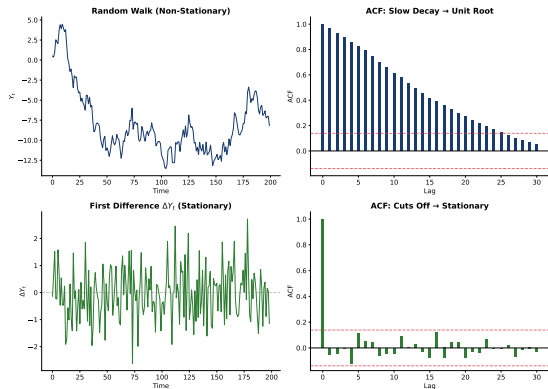
$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t$$

Prima diferență este zgomot alb – un proces staționar!

Interpretare

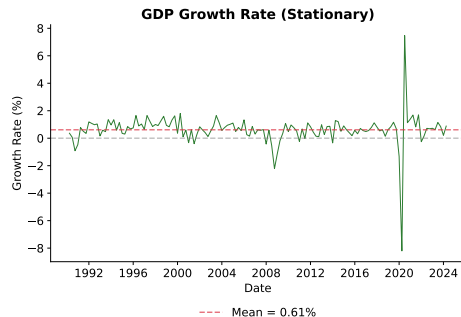
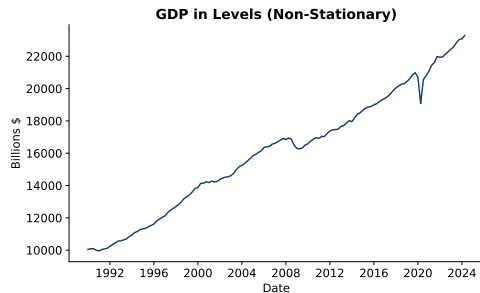
- Un mers aleatoriu este $I(1)$
- O diferență îl transformă în $I(0)$
- “Schimbările” într-un mers aleatoriu sunt staționare

Diagnostic ACF: Detectarea Nestaționarității



- **Sus:** ACF mers aleatoriu scade foarte lent \Rightarrow rădăcină unitate
- **Jos:** După diferențiere, ACF se întrerupe \Rightarrow staționar

Diferențierea în Practică: Exemplul PIB



- **Stânga:** PIB în niveluri – trend ascendent clar (nestaționar)
- **Dreapta:** Rata de creștere PIB (diferența logaritmică) – fluctuează în jurul mediei (staționar)
- Diferențierea elimină trendul și obține staționaritate

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:

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

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

Definiție 5 (ARIMA(p,d,q))

O serie de timp $\{Y_t\}$ urmează un proces **ARIMA(p,d,q)** dacă:

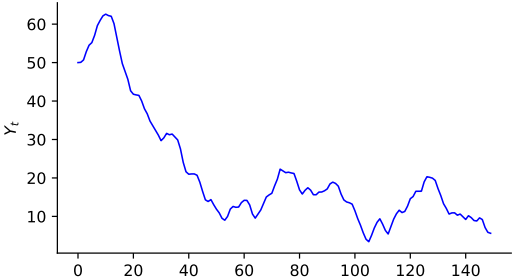
$$\phi(L)(1-L)^d Y_t = c + \theta(L)\varepsilon_t$$

unde:

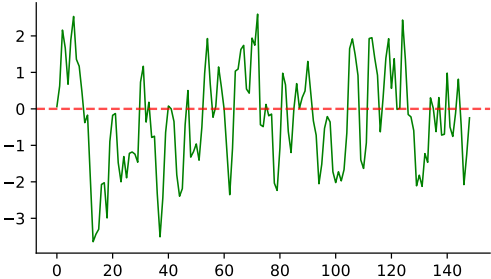
- $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$ (polinomul AR)
- $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q$ (polinomul MA)
- d este ordinul de integrare (numărul de diferențe)
- $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$

ARIMA: Ilustrație Vizuală

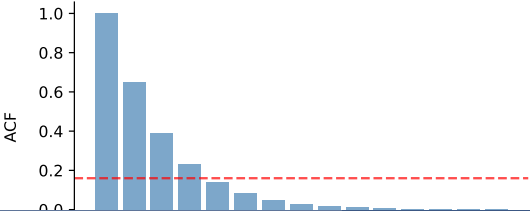
Original: Y_t (ARIMA(1,1,1))



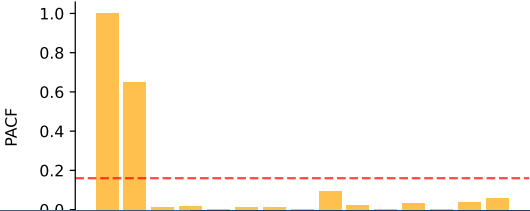
After $d = 1$ difference: ARMA(1,1)



ACF of ΔY_t



PACF of ΔY_t



Componentele ARIMA

$AR(p)$

Autoregresiv
Memorie

$I(d)$

Integrare
Diferențiere

$MA(q)$

Medie Mobilă
Șocuri

Cazuri Speciale

- $ARIMA(p,0,q) = ARMA(p,q)$ – staționar
- $ARIMA(0,1,0) =$ Mers aleatoriu
- $ARIMA(0,1,1) = IMA(1,1)$ – netezire exponențială
- $ARIMA(1,1,0) = ARI(1,1) = AR(1)$ 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 stocastic
- 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 $-1 < \theta_1 < 0$).

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 $d \geq 1$

De Ce Testăm?

Înainte de a potrivi un model ARIMA, trebuie să determinăm:

- 1 Este seria staționară? (Este $d = 0$?)
- 2 Dacă nu, câte diferențe sunt necesare? (Care este d ?)

Teste Comune de Rădăcină Unitate

- Dickey-Fuller (DF) și Augmented Dickey-Fuller (ADF)
- Phillips-Perron (PP)
- KPSS (test de staționaritate – 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 unitate, $\phi = 1$, 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.

Trei Specificări

- ❶ Fără constantă, fără trend: $\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$
- ❷ Cu constantă (drift): $\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$
- ❸ Cu constantă și trend: $\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$

Alegerea Specificării Corecte

- Examinați datele: au un trend vizibil?
- Includerea termenilor inutili reduce puterea
- Excluderea termenilor necesari duce la inferență incorectă

Testul Augmented Dickey-Fuller (ADF)

Problema cu DF Simplu

Dacă există dinamică AR dincolo de AR(1), reziduurile DF vor fi autocorelate.

Definiție 6 (Testul ADF)

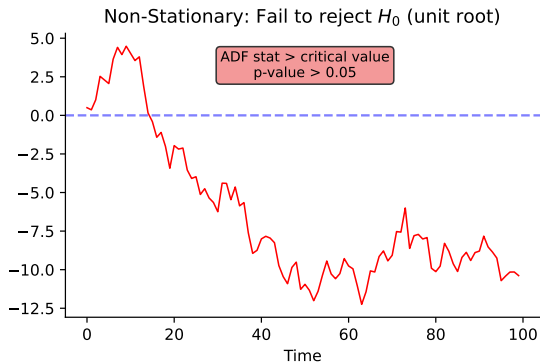
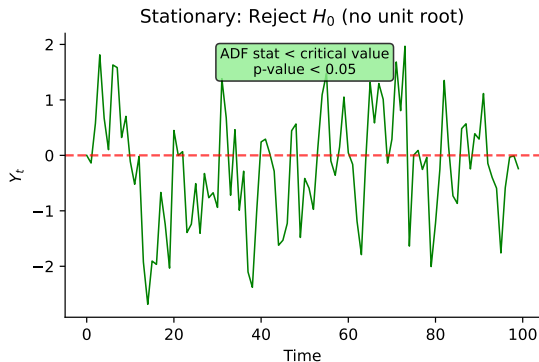
Adăugați diferențe întârziate: $\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$

Testați $H_0 : \gamma = 0$ folosind valorile critice ADF.

Alegerea Lungimii Lag-ului k

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

Testul ADF: Ilustrație Vizuală



Stânga: serie staționară – ADF respinge rădăcina unitate. Dreapta: nestaționară – 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 \Rightarrow Respingem H_0 (staționar)
- Statistică de test \geq valoare critică \Rightarrow Nu respingem (rădăcină unitate)

Testul Phillips-Perron (PP)

Motivație

Ca și ADF, testează H_0 : Rădăcină unitate vs H_1 : Staționar, dar folosește o **corecție non-parametrică** pentru corelația serială în loc de adăugarea diferențelor întârziate.

Statistica de Test

Testul PP modifică statistica t DF:

$$Z_t = t_{\hat{\gamma}} \cdot \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2}} - \frac{T(\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2)(se(\hat{\gamma}))}{2\hat{\lambda}^2 \cdot s}$$

unde $\hat{\lambda}^2$ este o estimare consistentă a varianței pe termen lung folosind Newey-West.

Avantaje față de ADF

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

Ipoteze Inversate

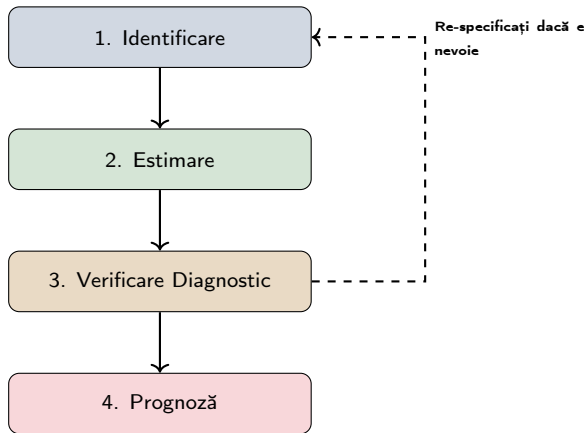
Spre deosebire de ADF: H_0 : Staționar vs H_1 : Rădăcină unitate

Procedura KPSS

Descompunem: $Y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t$ unde $r_t = r_{t-1} + u_t$. Testăm dacă $\text{Var}(u_t) = 0$.

Utilizare Complementară cu ADF

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



Pasul 1: Determinarea lui d

Procedură

- 1 Reprezentați grafic seria de timp – căutați trenduri, varianță în schimbare
- 2 Examinați ACF – descreștere lentă sugerează nestaționaritate
- 3 Aplicați teste de rădăcină unitate (ADF, KPSS)
- 4 Dacă nestaționară, diferențiați și repetați

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

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 întrerupe după lag p
MA(q)	Se întrerupe după lag q	Scade exponențial
ARMA(p, q)	Scade	Scade

Criterii Informaționale

Când tiparele sunt neclare, comparați modelele folosind:

- $AIC = -2 \ln(L) + 2k$; $BIC = -2 \ln(L) + k \ln(n)$

Mai mic este mai bun. BIC penalizează complexitatea mai mult.

Selecție 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 unitate 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

Selecție automată este utilă dar nu infailibilă. Verificați întotdeauna diagnosticele!

Estimarea prin Maximum de Verosimilitate (MLE)

Abordarea standard pentru ARIMA:

- Presupune $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$
- Maximizează funcția de verosimilitate
- Oferă estimatori consistenți, 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

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

Ce Trebuie Verificat

Dacă modelul este corect, reziduurile $\hat{\varepsilon}_t$ ar trebui să fie zgomot alb:

- ❶ Medie zero
- ❷ varianță constantă
- ❸ Fără autocorelație
- ❹ (Opțional) Normalitate

Instrumente de Diagnostic

- **ACF/PACF rezidual:** Nu ar trebui să arate vârfuri semnificative
- **Testul Ljung-Box:** Testează autocorelația la lag-uri multiple
- **Graficul Q-Q:** Verifică ipoteza de normalitate
- **Rezidual vs potrivit:** Verifică heteroscedasticitatea

Testul Ljung-Box

Definiție 7 (Statistica Q Ljung-Box)

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

Utilizare

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

Dacă Testul Eșuează

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

Proгноza cu MSE Minim

Proгноza optimă la h pași înainte este speranța condiționată: $\hat{Y}_{T+h|T} = \mathbb{E}[Y_{T+h}|Y_T, Y_{T-1}, \dots]$

Proгноza ARIMA(1,1,1)

Model: $(1 - \phi_1 L)(1 - L)Y_t = c + (1 + \theta_1 L)\varepsilon_t$

Proгноză un pas: $\hat{Y}_{T+1|T} = c + Y_T + \phi_1(Y_T - Y_{T-1}) + \theta_1 \hat{\varepsilon}_T$

Pentru $h > 1$: înlocuiți ε_{T+j} necunoscut cu 0, Y_{T+j} necunoscut cu $\hat{Y}_{T+j|T}$

Intervale de Prognoză

Incertitudinea Prognozei

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

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 lărgesc în timp!

Proгноze pe Termen Lung pentru ARIMA

Comportament când $h \rightarrow \infty$

Pentru ARIMA(p,1,q) cu drift c :

- Proгноze punctuale: Trend liniar cu pantă = drift
- Intervale de prognoză: Lăţimea creşte cu \sqrt{h}

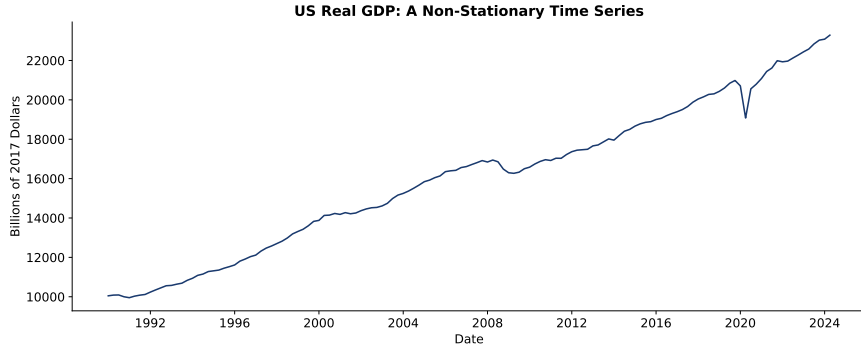
Pentru ARIMA(p,1,q) fără drift:

- Proгноze punctuale: Converг la ultimul nivel
- Intervale de prognoză: Tot cresc nelimitat

Implicaţie Practică

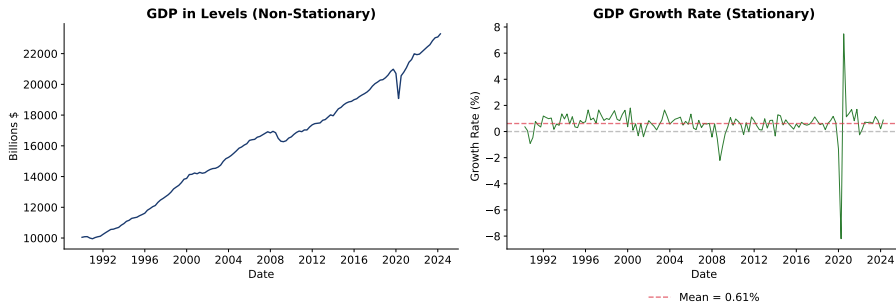
Proгноzele ARIMA sunt cele mai fiabile pentru orizonturi scurte. Proгноzele pe termen lung au benzi de incertitudine foarte largi.

PIB Real SUA: O Serie Nestaționară



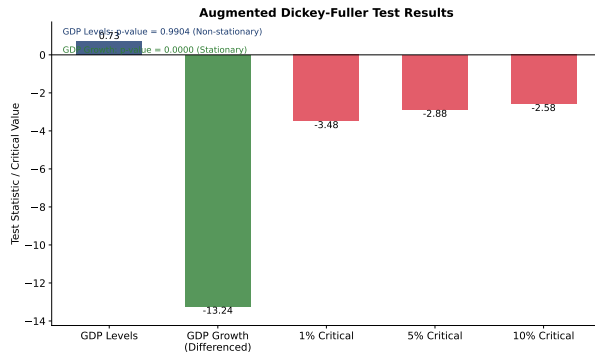
- Trend ascendent clar – nestaționar în niveluri
- Necesită diferențiere înainte de modelarea ARMA

Efectul Diferențierii



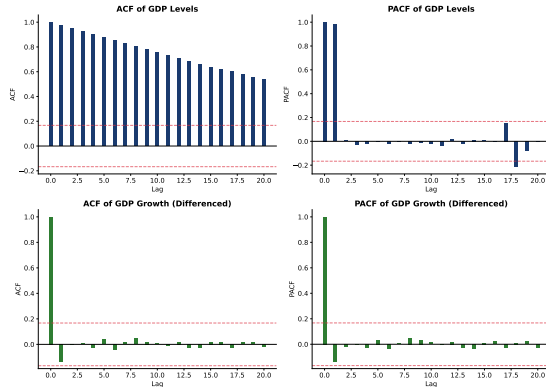
- **Stânga:** PIB în niveluri – nestaționar (trend clar)
- **Dreapta:** Rata de creștere PIB – staționară (fluctuează în jurul mediei)

Rezultatele Testului de Rădăcină Unitate



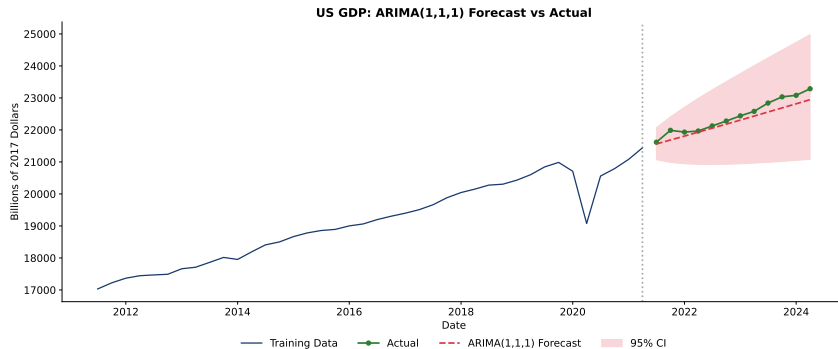
- PIB în niveluri: Nu putem respinge rădăcina unitate (nestaționar)
- Creștere PIB: Respingem rădăcina unitate la nivel de 1% (staționar)

ACF/PACF: Niveluri vs Diferențiat



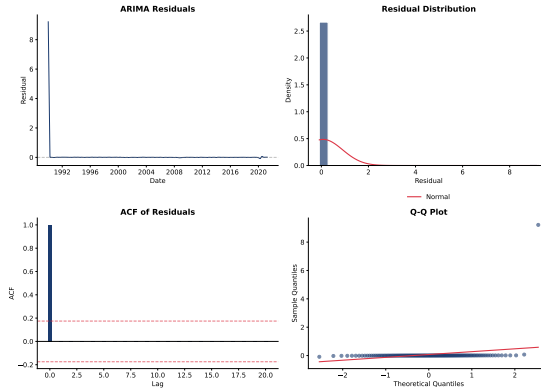
- **Sus:** Descreștere lentă ACF în niveluri sugerează nestaționaritate
- **Jos:** După diferențiere, ACF/PACF ajută la identificarea lui p și q

Proгноза ARIMA: Real vs Prezis



- ARIMA(1,1,1) captează dinamica trendului
- Intervalele de încredere se largesc cu orizontul de prognoză

Diagnosticarea Modelului



- Reziduurile par aleatorii; ACF în limitele benzilor
- Graficul Q-Q arată normalitate aproximativă

Exemplu Auto-ARIMA

```
# Selectie automata a modelului
model = pm.auto_arima(y, start_p=0, start_q=0,
                      max_p=3, max_q=3, d=None,
                      seasonal=False, trace=True)
print(model.summary())
```


Puncte Principale

- ❶ **Nestaționaritatea** este frecventă în datele economice – trebuie abordată
- ❷ **Diferențierea** transformă $I(d)$ în $I(0)$
- ❸ **ARIMA(p,d,q)** combină diferențierea cu modelarea ARMA
- ❹ **Testele de rădăcină unitate** (ADF, KPSS) ajută la determinarea lui d
- ❺ **Metodologia Box-Jenkins**: Identificare → Estimare → Diagnosticare
- ❻ **Proгноzele** pentru serii $I(1)$ au incertitudine în creștere

Pașii Următori

Capitolul 4 va extinde ARIMA pentru a gestiona sezonalitatea: modele SARIMA.

Întrebarea Quiz 1

Întrebare

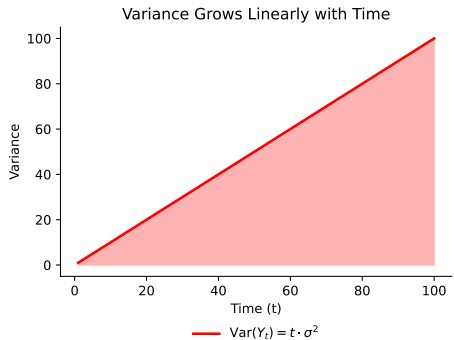
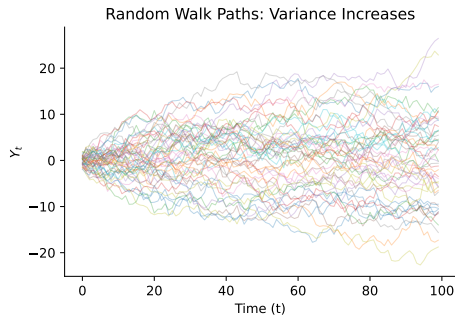
O serie de timp Y_t urmează un mers aleatoriu: $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$. Care este $\text{Var}(Y_t)$?

- ☐ 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 Quiz 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.



Întrebare

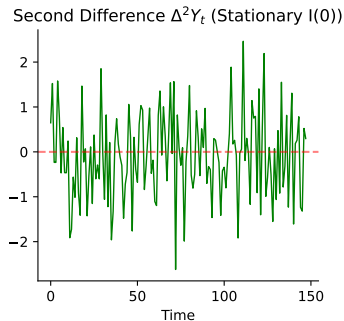
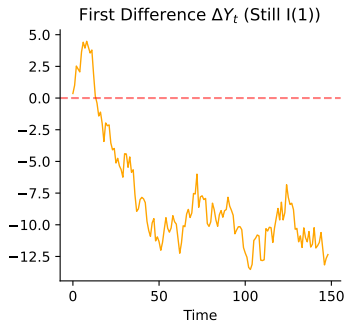
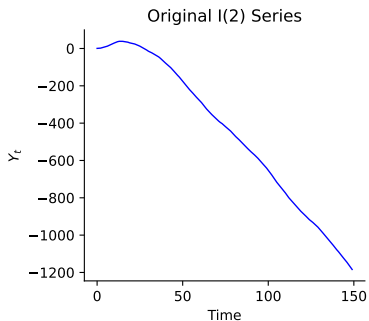
Dacă o serie Y_t este $I(2)$, de câte ori trebuie diferențiată pentru a atinge staționaritatea?

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

Întrebarea Quiz 2: Răspuns

Răspuns Corect: (C) 2 ori

$I(d)$ înseamnă “integrată de ordin d ” — necesită d diferențe pentru staționaritate.



Întrebarea Quiz 3

Întrebare

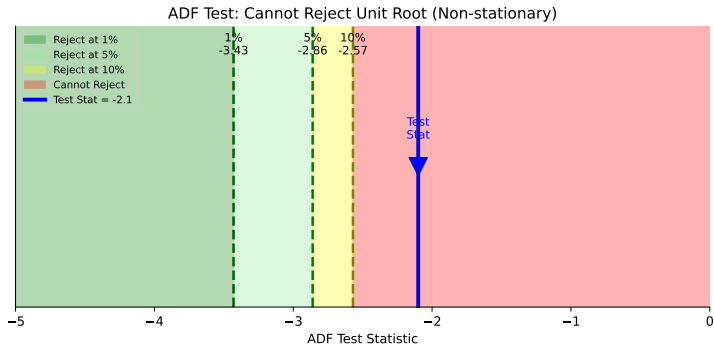
Rulați un test ADF și obțineți o statistică de test de -2.1 cu valori critice: -3.43 (1%), -2.86 (5%), -2.57 (10%). Ce concluzie trageți?

- ☐ A Respingem H_0 : seria este staționară la toate nivelurile
- ☐ B Respingem H_0 : seria este staționară doar la nivel de 10%
- ☐ C Nu respingem H_0 : seria probabil are rădăcină unitate
- ☐ D Testul este neconcludent

Întrebarea Quiz 3: Răspuns

Răspuns Corect: (C) Nu respingem H_0 : seria are rădăcină unitate

Statistica de test $-2.1 > -2.57$ (VC 10%) \Rightarrow Nu putem respinge la niciun nivel. Luați în considerare diferențierea.



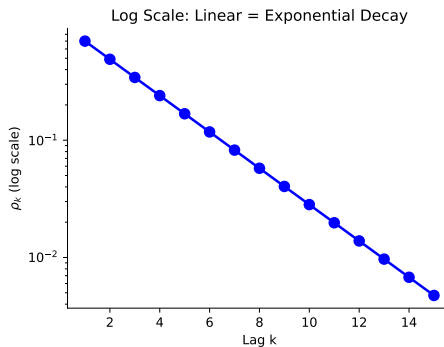
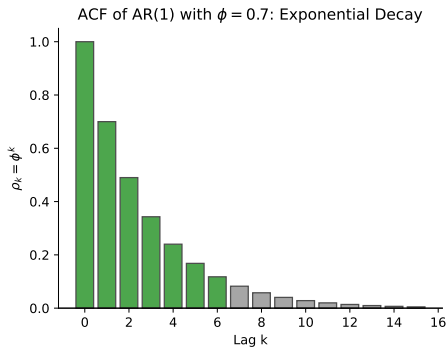
Întrebare

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

- ☐ A Se întrerupe după lag 1
- ☐ B Scade exponențial
- ☐ C Alternează în semn
- ☐ D Este zero la toate lag-urile

Răspuns Corect: (B) Scade exponențial

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



Întrebare

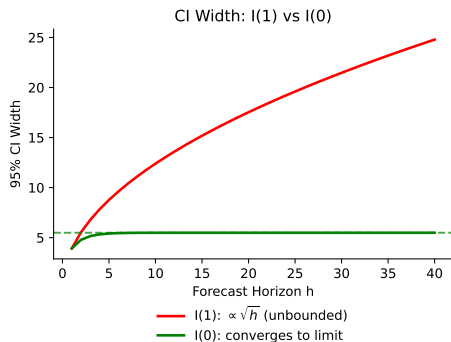
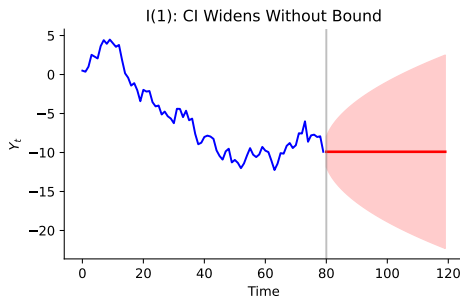
Ce se întâmplă cu intervalele de încredere ale prognozei ARIMA pe măsură ce orizontul h crește pentru o serie $I(1)$?

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

Întrebarea Quiz 5: Răspuns

Răspuns Corect: (C) Se largesc nelimitat

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



Referințe



Box, G.E.P., Jenkins, G.M., Reinsel, G.C., & Ljung, G.M. (2015). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. 5th ed. Wiley.



Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.



Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series*. 4th ed. Wiley.



Hyndman, R.J. & Athanasopoulos, G. (2021). *Forecasting: Principles and Practice*. 3rd ed. OTexts.