



Analiza și Prognoză Seriilor de Timp

Capitolul 4: Modele SARIMA

Serii de Timp Sezoniere

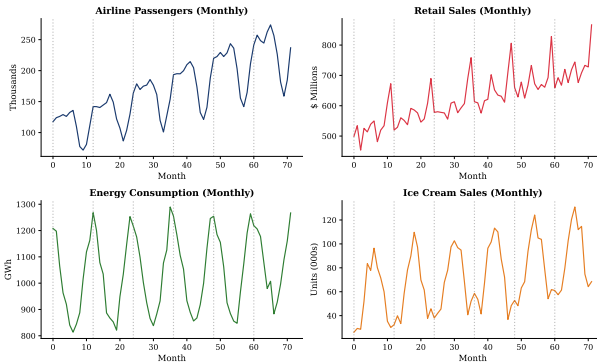


Cuprins

- 1 Sezonalitatea în seriile de timp
- 2 Diferențierea sezonieră
- 3 Modelul SARIMA
- 4 Tipare ACF și PACF sezoniere
- 5 Estimare și diagnosticare
- 6 Prognoză cu SARIMA
- 7 Aplicație pe date reale: Pasageri companiilor aeriene
- 8 Studiu de caz: Pasageri aerieni
- 9 Sumar

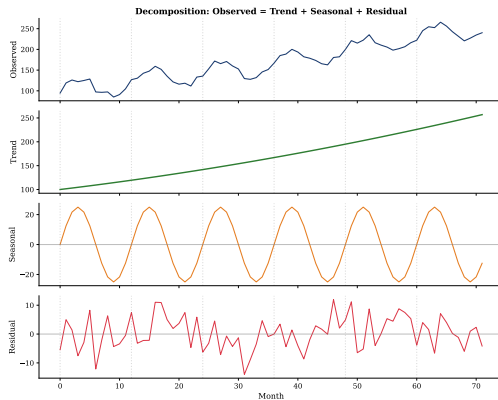
Exemplu motivațional: Sezonalitatea este peste tot

Seasonal Patterns Are Everywhere!



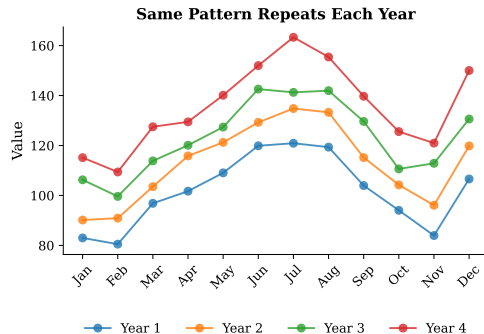
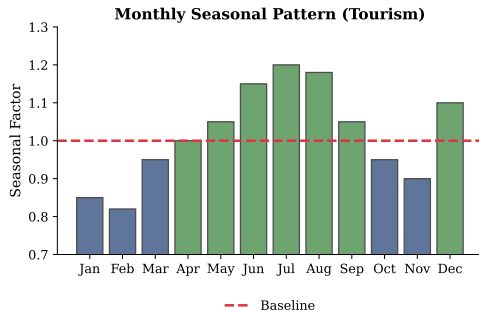
- Vânzările cu amănuntul prezintă **tipare anuale** clare: vârfuri în decembrie, minime în ianuarie
- Modelele ARIMA standard nu pot captura aceste **cicluri sezoniere repetitive**
- Ignorarea sezonaliității duce la erori sistematice de prognoză

Înțelegerea componentelor sezoniere



- Serie de timp sezonieră = **Trend** + **Tipar sezonier** + **Reziduuri**
- Descompunerea ajută la vizualizarea separată a fiecărei componente
- Modelele SARIMA captează atât dinamică trendului, cât și comportamentul sezonier

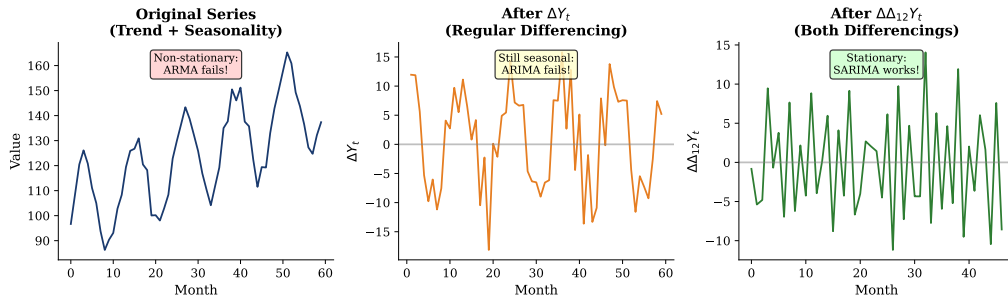
Understanding Seasonal Patterns



- Cererea de energie prezintă o **sezonalitate lunară** puternică (cicluri de încălzire/răcire)
- Tiparul se repetă previzibil în fiecare an cu mici variații
- Companiile de utilități folosesc prognozele SARIMA pentru planificarea capacitatii

De ce avem nevoie de SARIMA?

Why ARIMA Is Not Enough for Seasonal Data



- **Stânga:** ACF sezonieră prezintă vârfuri la lag-urile 12, 24, 36... (tipar anual)
- **Dreapta:** Reziduurile ARIMA încă prezintă autocorelație sezonieră — modelul este incomplet
- SARIMA adaugă **termeni AR și MA sezonieri** pentru a captura aceste tipare

Ce vom învăța astăzi

Concepte

- Identificarea tiparelor sezoniere
- Operatorul de diferențiere sezonieră
- Notăția $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$
- Celebrul "Model Airline"
- Selecția modelului pentru date sezoniere

Abilități

- Diagnosticarea sezonality din ACF/PACF
- Determinarea perioadei sezoniere s
- Alegerea ordinilor sezoniere (P, D, Q)
- Implementarea SARIMA în Python/R
- Prognoză seriilor de timp sezoniere

Ideea cheie

SARIMA = ARIMA aplicată la **două frecvențe**: nivelul obișnuit (pe termen scurt) și cel sezonier (pe termen lung)

Ce este sezonalitatea?

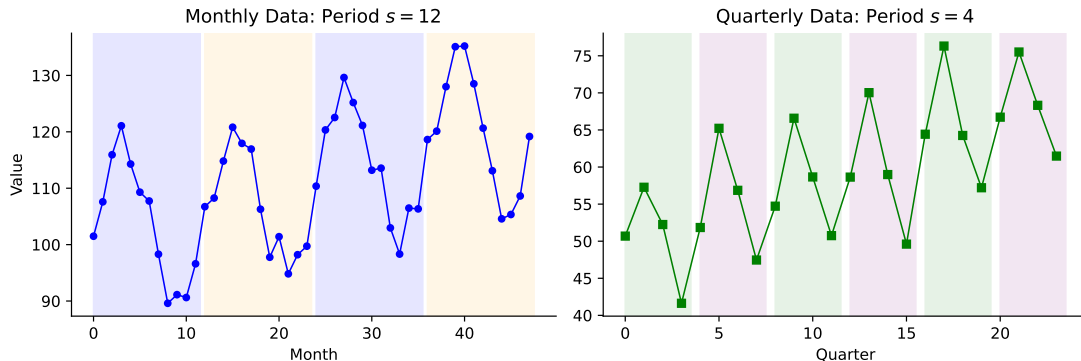
Definitie 1 (Sezonalitate)

O serie de timp prezintă **sezonalitate** când arată fluctuații regulate, periodice care se repetă pe o perioadă fixă s (perioadă sezonieră).

Perioade sezoniere comune

- Date lunare: $s = 12$ (ciclu anual)
- Date trimestriale: $s = 4$ (ciclu anual)
- Date săptămânale: $s = 52$ (anual) sau $s = 7$ (tipar săptămânal)
- Date zilnice: $s = 7$ (tipar săptămânal)

Sezonalitatea: Ilustrare vizuala



Perioade Sezoniere

Stânga: Date lunare cu $s = 12$ (ciclu anual). Dreapta: Date trimestriale cu $s = 4$. Tiparul se repetă la fiecare s perioade — această regularitate este exploatată de modelele SARIMA.

Exemple de date sezoniere

Serii economice

- Vânzări cu amănuntul (vârfuri de sărbători)
- Turism (vara/iarna)
- Producție agricolă
- Consum de energie
- Ocuparea forței de muncă (cicluri de angajare)

Alte domenii

- Vreme/temperatura
- Trafic pe site-uri web
- Admisii la spital
- Utilizarea transportului
- Cererea de electricitate

De ce contează

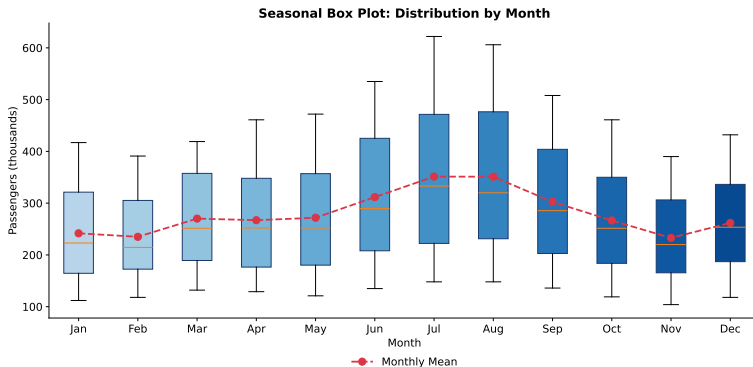
Ignorarea sezonității duce la prognoze distorsionate și inferența invalidă!

Exemplu: Datele privind pasagerii companiilor aeriene



- Pasageri internaționali lunari ai companiilor aeriene (1949–1960)
- **Trend ascendent** clar și **amplitudine sezonieră crescătoare**
- Vârfurile din vara reflecta tiparele călătoriilor de vacanță

Vizualizarea tiparelor sezoniere



- Diagrama box plot relevă un tipar sezonier consistent de-a lungul anilor
- Iulie–August prezintă cele mai mari numere de pasageri (călătorii de vară)
- Noiembrie–Februarie prezintă cele mai mici numere (lunile de iarnă)

Sezonalitate deterministă vs stohastică

Sezonalitate deterministă

Tipar sezonier fix: $Y_t = \sum_{j=1}^s \gamma_j D_{jt} + \varepsilon_t$ unde D_{jt} sunt variabile dummy sezoniere.

Proprietăți:

- Tiparul constant în timp
- Eliminat prin regresie

Sezonalitate stohastică

Tipar sezonier în evoluție: $\Delta_s Y_t = Y_t - Y_{t-s}$ prezintă structura de dependență.

Proprietăți:

- Tiparul evoluează în timp
- Necesită diferențiere sezonieră

Metode vizuale

- Graficul seriei de timp – căutați tipare repetitive
- Graficul sub-seriilor sezoniere – comparați aceleași sezoane de-a lungul anilor
- Graficul ACF – vârfuri la lag-uri sezoniere ($s, 2s, 3s, \dots$)

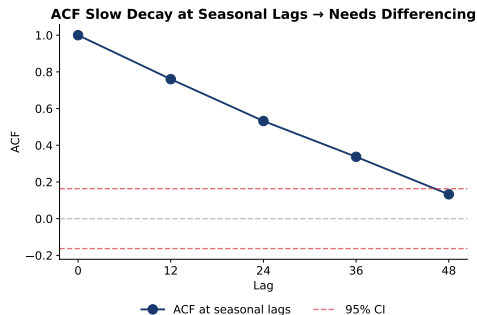
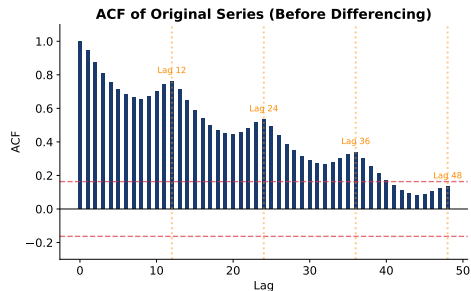
Teste statistice

- Teste de rădăcină unitară sezonieră (HEGY, CH, OCSB)
- Testul F pentru variabile dummy sezoniere
- Testul Kruskal-Wallis (neparametric)

Semnatura ACF

Sezonalitate puternică: ACF prezintă vârfuri semnificative la lag-urile $s, 2s, 3s, \dots$

ACF relevă structura sezonieră



- Descreștere lentă la toate lag-urile indică netaționaritate (trend)
- Vârfuri la lag-urile 12, 24, 36 confirmă tiparul sezonier ($s = 12$)
- ACF la lag-urile sezoniere prezintă descreștere lentă \Rightarrow necesită diferențiere sezonieră

Testul F pentru variabile dummy sezoniere: Intuiție

Ce face acest test?

Testează dacă **valorile medii diferă semnificativ între sezoane**.

- Dacă media din ianuarie \neq media din februarie \neq ... \neq media din decembrie \Rightarrow sezonalitate
- Compară un model CU variabile dummy sezoniere vs. un model FARA

Modelele comparate

Restricționat: $Y_t = \alpha + \varepsilon_t$ **Nerestricționat:** $Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{s-1} \gamma_j D_{jt} + \varepsilon_t$

unde $D_{jt} = 1$ dacă observația t este în sezonul j , 0 altfel.

Ideea cheie

Dacă adăugarea variabilelor dummy sezoniere **reduce semnificativ** erorile de predicție, atunci sezonalitatea este prezentă.

Testul F pentru variabile dummy sezoniere: Formula și exemplu

Formula statisticii F

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_U)/(s - 1)}{SSR_U/(n - s)} \sim F_{s-1, n-s}$$

- SSR_R = Suma pătratelor reziduurilor din modelul restricționat (fără dummy)
- SSR_U = Suma pătratelor reziduurilor din modelul nerestricționat (cu dummy)
- $s - 1$ = numărul de restricții (lunar: 11, trimestrial: 3)

Exemplu numeric (Date lunare, $n=120$)

$SSR_R = 15000$, $SSR_U = 8500$, $s = 12$

$$F = \frac{(15000 - 8500)/11}{8500/108} = \frac{590.9}{78.7} = 7.51$$

Valoarea critică $F_{0.05, 11, 108} \approx 1.87$. Deoarece $7.51 > 1.87$: **Respingem $H_0 \Rightarrow$ Sezonalitate prezentă!**

Testul Kruskal-Wallis: Intuiție

Ce face acest test?

Un test **neparametric** care verifică dacă observațiile din diferite sezoane provin din aceeași distribuție.

- Funcționează prin **ordonarea** tuturor observațiilor de la cea mai mică la cea mai mare
- Verifică dacă rangurile sunt distribuite uniform între sezoane
- Dacă un sezon are în mod constant ranguri mai mari/mici \Rightarrow sezonabilitate

De ce să-l folosim în locul testului F?

- **Fără ipoteza de normalitate** – funcționează cu orice distribuție
- **Robust la valori extreme** – valorile extreme nu distorsionează rezultatele

Limitare

Mai puțin puternic decât testul F când datele SUNT distribuite normal.

Testul Kruskal-Wallis: Formula și exemplu

Statistică de test

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^s \frac{R_j^2}{n_j} - 3(N+1) \quad \text{unde } N = \text{total obs.}, n_j = \text{obs. în sezonul } j, R_j = \text{suma rangurilor.}$$

Exemplu: Vânzări trimestriale (n=20, s=4)

Date ordonate 1-20. Sumele rangurilor: T1: $R_1 = 15$, T2: $R_2 = 35$, T3: $R_3 = 70$, T4: $R_4 = 90$

$$H = \frac{12}{20 \times 21} \left(\frac{15^2}{5} + \frac{35^2}{5} + \frac{70^2}{5} + \frac{90^2}{5} \right) - 3(21) = 12.6$$

Valoarea critică $\chi_{0.05,3}^2 = 7.81$. Deoarece $12.6 > 7.81$: **Respingem $H_0 \Rightarrow$ Sezonalitate!**

In Python

```
scipy.stats.kruskal(q1, q2, q3, q4)
```

Testul HEGY: Ce problemă rezolvă?

Întrebarea cheie

Având o serie de timp sezonieră, trebuie să știm:

- 1 Are nevoie de **diferențiere obișnuită** $(1 - L)$? \Rightarrow setam $d = 1$
- 2 Are nevoie de **diferențiere sezonieră** $(1 - L^s)$? \Rightarrow setam $D = 1$

HEGY testează pentru **ambele** tipuri de rădăcini unitare simultan!

De ce să nu folosim doar ADF?

ADF testează doar pentru o rădăcină unitară **obișnuită** la frecvența zero. Datele sezoniere pot avea rădăcini unitare la **frecvențe sezoniere** pe care ADF le omite!

HEGY testează frecvențe multiple

Trimestrial: testează la $0, \pi, \pm\pi/2$. Lunar: testează la $0, \pi, \pm\pi/6, \pm\pi/3, \pm\pi/2, \pm2\pi/3, \pm5\pi/6$.

Testul HEGY: Formula de regresie (Trimestrial)

Regresia auxiliara HEGY

Pentru date trimestriale ($s = 4$), estimam:

$$\Delta_4 y_t = \pi_1 z_{1,t-1} + \pi_2 z_{2,t-1} + \pi_3 z_{3,t-2} + \pi_4 z_{4,t-2} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta_4 y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Variabile transformate

$$z_{1t} = (1 + L + L^2 + L^3)y_t = y_t + y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3}$$

$$z_{2t} = -(1 - L + L^2 - L^3)y_t = -y_t + y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3}$$

$$z_{3t} = -(1 - L^2)y_t = -y_t + y_{t-2} \quad ; \quad z_{4t} = -(L - L^3)y_t = -y_{t-1} + y_{t-3}$$

Ipoteze

$H_0 : \pi_1 = 0$ (frecv. 0), $H_0 : \pi_2 = 0$ (frecv. π), $H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$ (frecv. $\pm\pi/2$)

Testul HEGY: Reguli de decizie cu exemple

Valori critice HEGY (5%, $n=100$, cu constanta)

Test	Statistică	Valoare critică	Dacă NU este respins...
$t_1 (\pi_1 = 0)$	t-stat	-2.88	Necesită $d = 1$
$t_2 (\pi_2 = 0)$	t-stat	-2.88	Necesită $D = 1$
$F_{34} (\pi_3 = \pi_4 = 0)$	F-stat	6.57	Necesită $D = 1$

Exemplu: PIB trimestrial

Sa presupunem ca HEGY da: $t_1 = -1.52$, $t_2 = -4.21$, $F_{34} = 2.15$

- $t_1 = -1.52 > -2.88$: Nu putem respinge \Rightarrow **necesită** $d = 1$
- $t_2 = -4.21 < -2.88$: Respingem \Rightarrow fără rădăcină unitară la π
- $F_{34} = 2.15 < 6.57$: Nu putem respinge \Rightarrow **necesită** $D = 1$

Concluzie: Folosim SARIMA cu $d = 1$, $D = 1$

HEGY vs Canova-Hansen: Ipoteze nule diferite!

	HEGY	Canova-Hansen
H_0	Rădăcină unitară sezonieră	Fără rădăcină unitară sezonieră
H_1	Fără rădăcină unitară sezonieră	Rădăcină unitară sezonieră
Respingem H_0	Folosim variabile dummy sezoniere	Folosim diferențiere ($1 - L^s$)
Nu respingem	Folosim diferențiere ($1 - L^s$)	Folosim variabile dummy sezoniere

De ce contează?

- HEGY: “Demonstrați ca NU există rădăcină unitară” (conservator fata de diferențiere)
- CH: “Demonstrați ca EXISTA rădăcină unitară” (conservator fata de variabile dummy)
- Folosiți **ambele** teste pentru concluzii robuste!

Procedura de testare

1. Regresam y_t pe variabile dummy sezoniere: $y_t = \sum_{j=1}^s \gamma_j D_{jt} + u_t$
2. Calculam sumele parțiale la frecvența sezonieră λ_i : $S_{it}^{(c)} = \sum_{j=1}^t \hat{u}_j \cos(\lambda_i j)$, $S_{it}^{(s)} = \sum_{j=1}^t \hat{u}_j \sin(\lambda_i j)$

Statistică de test LM

$$LM_i = \frac{1}{T^2 \hat{\omega}_i} \left[\sum_{t=1}^T (S_{it}^{(c)})^2 + \sum_{t=1}^T (S_{it}^{(s)})^2 \right]$$

unde $\hat{\omega}_i$ = estimator consistent al densității spectrale la frecvența λ_i .

Decizie

Respingem H_0 (staționaritate) dacă $LM >$ valoare critică \Rightarrow este necesară diferențierea sezonieră.

Sumar: Alegerea testului de sezonabilitate potrivit

Test	H_0	Dacă respingem	Cel mai bun pentru
Test F Kruskal-Wallis	Fără sezonabilitate Fără dif. sezonieră	Sezonabilitate există Sezonabilitate există	Date normale Non-normale, valori extreme
HEGY	Rădăcină unitară există	Folosim dummy	Determinarea d , D
Canova-Hansen	Fără rădăcină unitară	Folosim $(1 - L^s)$	Confirmarea stabilității

Ideea cheie

Test F/Kruskal-Wallis: "*Există sezonabilitate?*"

HEGY/Canova-Hansen: "*Ce tip?*" (deterministă vs stochastică)

Operatorul de diferență sezonieră

Definitie 2 (Diferența sezonieră)

Operatorul de diferență sezonieră Δ_s este definit ca:

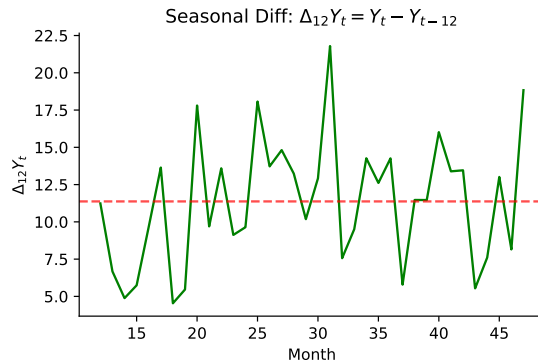
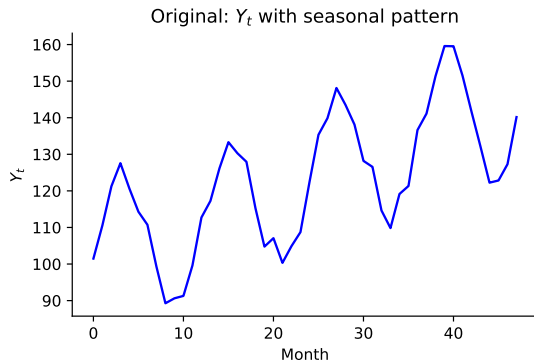
$$\Delta_s Y_t = (1 - L^s) Y_t = Y_t - Y_{t-s}$$

unde $L^s Y_t = Y_{t-s}$ este operatorul de lag sezonier.

Exemple

- Date lunare ($s = 12$): $\Delta_{12} Y_t = Y_t - Y_{t-12}$
Compară fiecare lună cu aceeași lună din anul trecut
- Date trimestriale ($s = 4$): $\Delta_4 Y_t = Y_t - Y_{t-4}$
Compară fiecare trimestru cu același trimestru din anul trecut

Diferența sezonieră: Ilustrare vizuala



Efectul Diferențierii Sezoniere

Stânga: Seria originală cu tipar sezonier clar. Dreapta: După $\Delta_{12} = (1 - L^{12})$, tiparul sezonier este eliminat. Comparăția an-la-an elimină efectele sezoniere.

Demonstrație: Diferențierea Sezonieră Elimină Sezonalitatea Deterministă

Afirmație: Dacă $Y_t = \mu_t + \varepsilon_t$ unde $\mu_t = \mu_{t-s}$ (medie periodică), atunci $\Delta_s Y_t$ elimină media sezonieră.

Demonstrație: Fie $Y_t = \mu_t + \varepsilon_t$ unde μ_t are perioadă s . Aplicăm diferența sezonieră:

$$\begin{aligned}\Delta_s Y_t &= Y_t - Y_{t-s} = (\mu_t + \varepsilon_t) - (\mu_{t-s} + \varepsilon_{t-s}) \\ &= \mu_t - \mu_{t-s} + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-s} \\ &= 0 + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-s} \quad (\text{deoarece } \mu_t = \mu_{t-s})\end{aligned}$$

Proprietățile lui $\Delta_s Y_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-s}$:

- $\mathbb{E}[\Delta_s Y_t] = 0$ (medie constantă)
- $\text{Var}(\Delta_s Y_t) = 2\sigma^2$ (varianță constantă)
- Autocovarianța: $\gamma(s) = -\sigma^2$, $\gamma(k) = 0$ pentru $k \neq 0, s$

Rezultat

Diferențierea sezonieră transformă tiparul sezonier periodic în MA(1) la lag-ul sezonier.

Combinarea diferențierii obișnuite și sezoniere

Diferențiere completa

Pentru serii cu atât trend cât și sezonalitate:

$$\Delta\Delta_s Y_t = (1 - L)(1 - L^s)Y_t$$

Dezvoltare

$$(1 - L)(1 - L^s)Y_t = Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-s} + Y_{t-s-1}$$

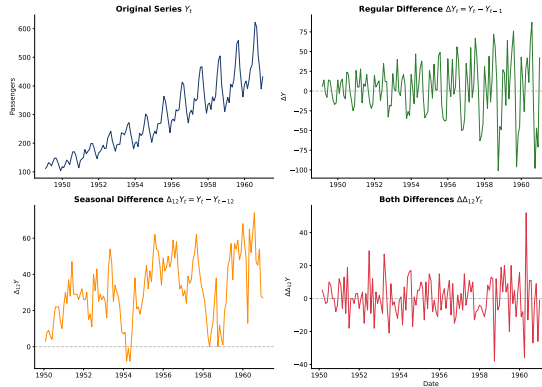
Pentru date lunare ($s = 12$):

$$\Delta\Delta_{12} Y_t = Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-12} + Y_{t-13}$$

Ordinea diferențierii

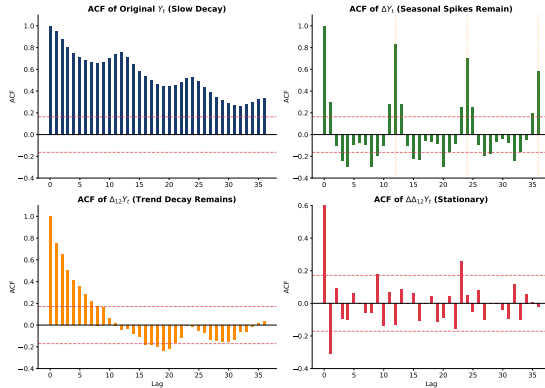
- d : numărul de diferențe obișnuite (eliminarea trendului)
- D : numărul de diferențe sezoniere (eliminarea trendului sezonier)

Efectul operatiilor de diferențiere



- Diferențierea obișnuită elimină trendul dar tiparul sezonier ramane
- Diferențierea sezonieră elimină sezonalitatea dar tiparul de trend ramane
- Ambele diferențe sunt necesare pentru a atinge staționaritatea

ACF înainte și după diferențiere



- ACF originală: descreștere lentă indică nestaționaritate
- După Δ : vârfuri sezoniere raman la lag-urile 12, 24, 36
- După Δ_{12} : descreșterea de trend ramane la lag-urile inițiale
- După $\Delta \Delta_{12}$: ACF se opreste brusc \Rightarrow staționară

Definitie 3 (Proces integrat sezonier)

O serie Y_t este **integrata sezonier** de ordinul $(d, D)_s$, scrisa $Y_t \sim I(d, D)_s$, dacă:

$$(1 - L)^d (1 - L^s)^D Y_t$$

este staționară.

Cazuri comune

- $I(1, 0)_{12}$: Doar rădăcină unitară obișnuită (lunară)
- $I(0, 1)_{12}$: Doar rădăcină unitară sezonieră
- $I(1, 1)_{12}$: Atât rădăcină unitară obișnuită cât și sezonieră

Definitia modelului SARIMA

Definitie 4 (SARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q) $_s$)

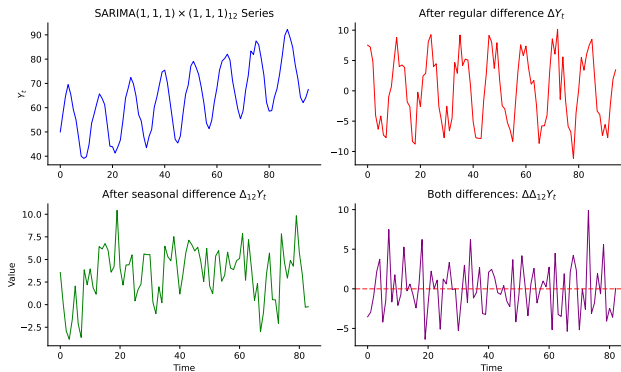
Modelul **Seasonal ARIMA** este:

$$\phi(L)\Phi(L^s)(1-L)^d(1-L^s)^DY_t = c + \theta(L)\Theta(L^s)\varepsilon_t$$

Componente

- $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$: AR non-sezonier
- $\Phi(L^s) = 1 - \Phi_1 L^s - \dots - \Phi_P L^{Ps}$: AR sezonier
- $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$: MA non-sezonier
- $\Theta(L^s) = 1 + \Theta_1 L^s + \dots + \Theta_Q L^{Qs}$: MA sezonier
- $(1-L)^d$: Diferențiere obișnuită; $(1-L^s)^D$: Diferențiere sezonieră

SARIMA: Ilustrare vizuala



Strategia de Diferențiere

Transformare progresivă: Originală → diferență obișnuită (elimină trendul) → diferență sezonieră (elimină sezonalitatea) → ambele. Aplicați diferențierea minimă necesară pentru a obține staționaritate.

Demonstrație: Structura Multiplicativă Sezonieră

De ce **multiplicativă**? Considerăm $\text{SARIMA}(1, 0, 0) \times (1, 0, 0)_s$:

$$(1 - \phi L)(1 - \Phi L^s)Y_t = \varepsilon_t$$

Dezvoltăm produsul:

$$\begin{aligned}(1 - \phi L)(1 - \Phi L^s)Y_t &= Y_t - \phi LY_t - \Phi L^s Y_t + \phi \Phi L^{s+1} Y_t \\ &= Y_t - \phi Y_{t-1} - \Phi Y_{t-s} + \phi \Phi Y_{t-s-1}\end{aligned}$$

Rezultat: Modelul include un **termen de interacțiune** $\phi \Phi Y_{t-s-1}$

Interpretare (Lunar, $s = 12$)

Y_t depinde de:

- Y_{t-1} : Luna trecută (dinamică pe termen scurt)
- Y_{t-12} : Aceeași lună anul trecut (efectul sezonier)
- Y_{t-13} : Interacțiunea ambelor efecte

Parsimonie

Forma multiplicativă: 2 parametri (ϕ, Φ) . Forma aditivă ar necesita 3+ parametri.

Specificație completă

$\text{SARIMA}(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ are 7 parametri de specificat:

Parametru	Semnificație
p	Ordinul AR non-sezonier
d	Ordinul diferențierii non-sezoniere
q	Ordinul MA non-sezonier
P	Ordinul AR sezonier
D	Ordinul diferențierii sezoniere
Q	Ordinul MA sezonier
s	Perioada sezonieră

Exemplu

$\text{SARIMA}(1, 1, 1) \times (1, 1, 1)_{12}$: Date lunare cu AR(1), MA(1), AR sezonier(1), MA sezonier(1), și atât diferențiere obișnuită cât și sezonieră.

Modele SARIMA comune

Modelul Airline: $SARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_s$

$(1 - L)(1 - L^s)Y_t = (1 + \theta L)(1 + \Theta L^s)\varepsilon_t$ – Model clasic (Box & Jenkins, 1970)

$SARIMA(1, 0, 0) \times (1, 0, 0)_s$

$(1 - \phi L)(1 - \Phi L^s)Y_t = \varepsilon_t$ – AR sezonier și non-sezonier pur

$SARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 0)_s$

$(1 - L)(1 - L^s)Y_t = (1 + \theta L)\varepsilon_t$ – Random walk + dif. sezonieră + MA(1)

Structura multiplicativă

De ce multiplicativă?

Părțile sezonieră și non-sezonieră se **înmulțesc**:

$$\phi(L)\Phi(L^s) \text{ si } \theta(L)\Theta(L^s)$$

Exemplu: SARIMA(1, 0, 0) \times (1, 0, 0)₁₂

$$(1 - \phi L)(1 - \Phi L^{12})Y_t = \varepsilon_t$$

$$\text{Dezvoltand: } Y_t - \phi Y_{t-1} - \Phi Y_{t-12} + \phi\Phi Y_{t-13} = \varepsilon_t$$

Termenul încrucișat $\phi\Phi Y_{t-13}$ captează interacțiunea!

Interpretare

Structura multiplicativă permite modelarea parsimonioasă a tiparelor sezoniere complexe cu puțini parametri.

Ideea cheie

Modelele sezoniere prezintă tipare la ambele:

- Lag-uri non-sezoniere: $1, 2, 3, \dots$
- Lag-uri sezoniere: $s, 2s, 3s, \dots$

Model	ACF	PACF
SAR(P)	Descrește la $s, 2s, \dots$	Se opreste după Ps
SMA(Q)	Se opreste după Qs	Descrește la $s, 2s, \dots$
SARMA	Descrește la lag-uri sezoniere	Descrește la lag-uri sezoniere

Exemplu: ACF/PACF pentru modelul Airline

SARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)₁₂

După diferențiere $W_t = (1 - L)(1 - L^{12})Y_t$:

$$W_t = (1 + \theta L)(1 + \Theta L^{12})\varepsilon_t$$

Tiparul ACF așteptat

- Vârf la lag-ul 1 (de la θ)
- Vârf la lag-ul 12 (de la Θ)
- Vârf la lag-ul 13 (de la interacțiunea $\theta \cdot \Theta$)
- Toate celelalte lag-uri aproape de zero

Tiparul PACF așteptat

- Descreștere exponențială la lag-urile 1, 2, 3, ...
- Descreștere exponențială la lag-urile 12, 24, 36, ...

Proces pas cu pas

- 1 Examinați ACF pentru descreștere lentă la lag-uri sezoniere \Rightarrow diferențiere sezonieră
- 2 După diferențiere, verificați tiparele ACF/PACF
- 3 Comportamentul non-sezonier la lag-urile $1, 2, \dots, s - 1$
- 4 Comportamentul sezonier la lag-urile $s, 2s, 3s, \dots$

Sfaturi practice

- Începeți cu $d \leq 1$ și $D \leq 1$
- De obicei $P, Q \leq 2$ este suficient
- Folosiți criterii informaționale (AIC, BIC) pentru selecția finală
- Algoritmii Auto-SARIMA pot ajuta

Estimare prin verosimilitate maxima

Abordare standard pentru SARIMA:

- MLE condiționată (condiționată de valorile inițiale)
- MLE exacta (prin filtrul Kalman)

Conșiderații computaționale

- Mai mulți parametri decât ARIMA \Rightarrow mai multe date necesare
- Parametrii sezonieri estimați din lag-urile $s, 2s, \dots$
- Necesită suficiente cicluri sezoniere (cel puțin 3-4 ani de date lunare)

Condiții de staționaritate

Atât polinoamele AR non-sezoniere cât și sezoniere trebuie să aibă rădăcini în afara cercului unitate:

- $\phi(z) = 0 \Rightarrow |z| > 1$
- $\Phi(z^s) = 0 \Rightarrow |z| > 1$

Condiții de invertibilitate

Atât polinoamele MA non-sezoniere cât și sezoniere trebuie să aibă rădăcini în afara cercului unitate:

- $\theta(z) = 0 \Rightarrow |z| > 1$
- $\Theta(z^s) = 0 \Rightarrow |z| > 1$

Analiza reziduurilor

După ajustarea SARIMA, verificați ca reziduurile sunt zgomot alb:

- 1 Graficul reziduurilor în timp (fără tipare)
- 2 ACF a reziduurilor (fără vârfuri semnificative)
- 3 Testul Ljung-Box la lag-uri multiple inclusiv sezoniere
- 4 Teste de normalitate (grafic Q-Q, Jarque-Bera)

Important

Verificați ACF la **ambele** lag-uri non-sezoniere și sezoniere!

ACF semnificativă la lag-ul 12 sugerează modelare sezonieră inadecvată.

Criterii informationale

Comparați modelele SARIMA concurente folosind:

- $AIC = -2 \ln(L) + 2k$
- $BIC = -2 \ln(L) + k \ln(n)$
- $AICc = AIC + \frac{2k(k+1)}{n-k-1}$ (corectat pentru esantioane mici)

unde $k = p + q + P + Q + 1$ (plus 1 pentru varianța).

Auto-SARIMA

`pmdarima.auto_arima()` din Python cu `seasonal=True` cauta automat $(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ optim.

Calculul prognozei

Proгноzele SARIMA sunt calculate recursiv:

- Înlocuiți ε_{T+h} viitor cu 0
- Înlocuiți Y_{T+h} viitor cu prognozele $\hat{Y}_{T+h|T}$
- Folosiți valorile trecute cunoscute Y_T, Y_{T-1}, \dots

Tiparul sezonier în prognoze

Proгноzele SARIMA captează în mod natural sezonalitatea:

- Pe termen scurt: influențate de valorile recente
- Pe termen lung: revin la tiparul sezonier

Intervale de prognoză

Cuantificarea incertitudinii

Interval de predicție $(1 - \alpha)\%$:

$$\hat{Y}_{T+h|T} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(e_{T+h})}$$

Varianta calculata din reprezentărea $\text{MA}(\infty)$.

Proprietăți cheie

- Intervalele se largesc cu orizontul de prognoză
- Pentru serii $I(1, 1)_s$: intervalele cresc nelimitat
- Tiparul sezonier vizibil în prognozele punctuale
- Incertitudinea captează atât variația de trend cât și cea sezonieră

Comportamentul când $h \rightarrow \infty$

- Proгноzele punctuale converg la tiparul sezonier determinist
- Dacă există deriva: trend linear + tipar sezonier
- Intervalele de prognoză continuă să se lărgesc

Implicație practică

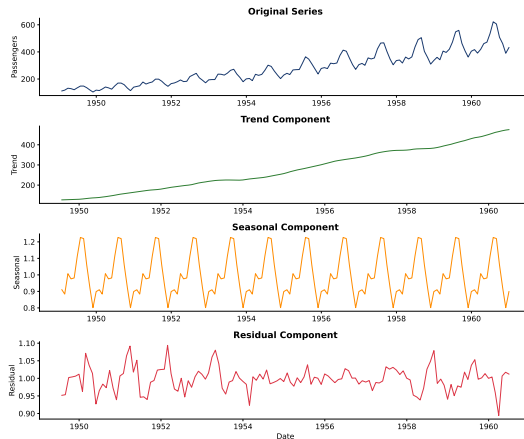
- Pe termen scurt: SARIMA captează atât nivelul cât și sezonul
- Pe termen mediu: Proгноze sezoniere bune, incertitudine crescătoare
- Pe termen lung: Reflecta în principal tiparul sezonier, intervale largi

Datele privind pasagerii companiilor aeriene



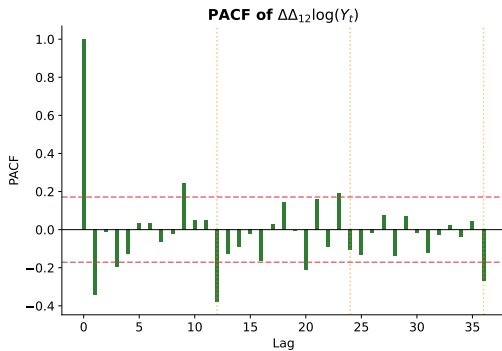
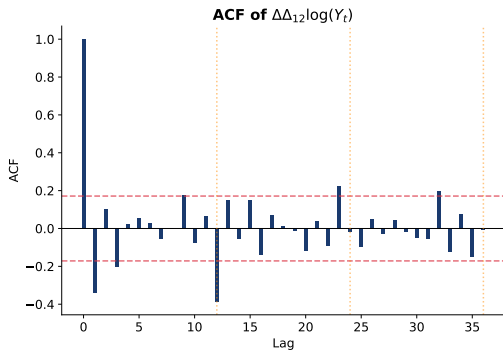
- Set de date clasic: Pasageri internaționali lunari ai companiilor aeriene (1949-1960)
- Trend ascendent clar și amplitudine sezonieră crescătoare

Descompunerea sezonieră



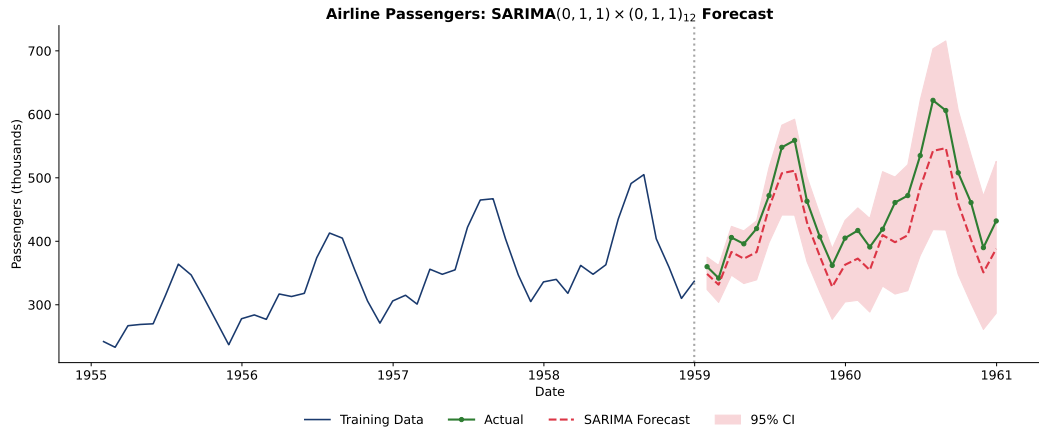
- Trend: Creștere puternică ascendentă
- Sezonabilitate: Vârfuri de vară (călătorii de vacanță)
- Rezidual: Variație aleatoare după eliminarea trendului și sezonului

Analiza ACF/PACF



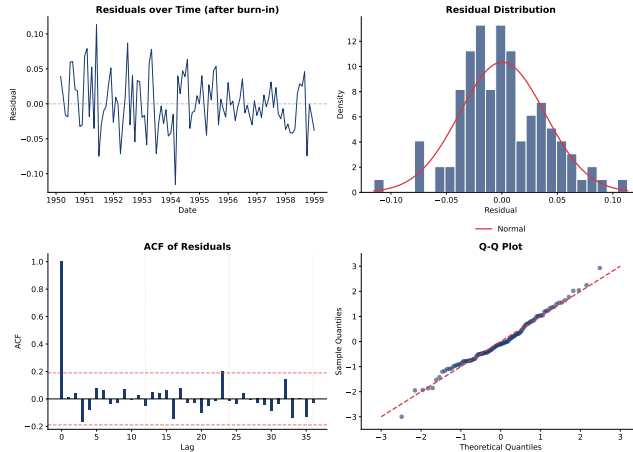
- După diferențierea $\Delta\Delta_{12}$: vârfuri la lag-urile 1 și 12
- Sugerează SARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)₁₂ (Modelul Airline)

Rezultatele prognozei SARIMA



- SARIMA captează atât trendul cât și tiparul sezonier
- Prognozele prezintă vârfuri și minime sezoniere corespunzătoare

Diagnosticarea modelului



- Reziduurile par aleatorii; ACF în limite la toate lag-urile
- Modelul captează adecvat structura sezonieră

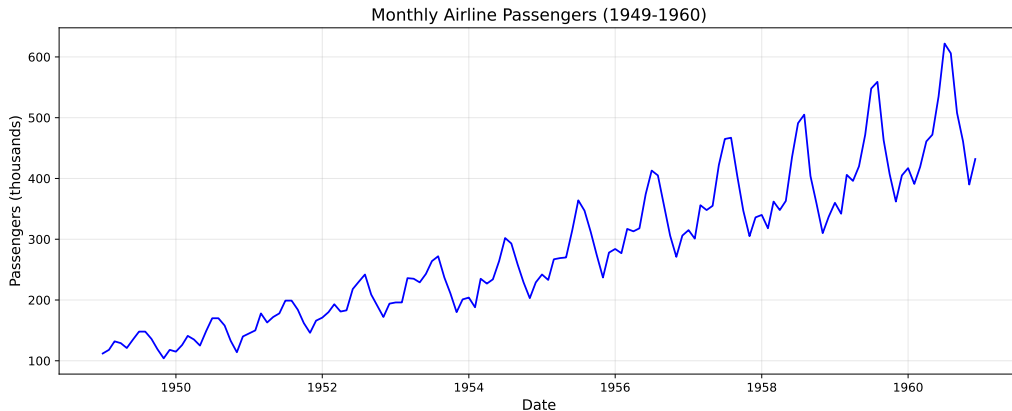
Ajustarea SARIMA în Python

```
from statsmodels.tsa.statespace.sarimax import SARIMAX  
model = SARIMAX(y, order=(0,1,1), seasonal_order=(0,1,1,12))  
results = model.fit()  
forecast = results.get_forecast(steps=24)
```

Nota

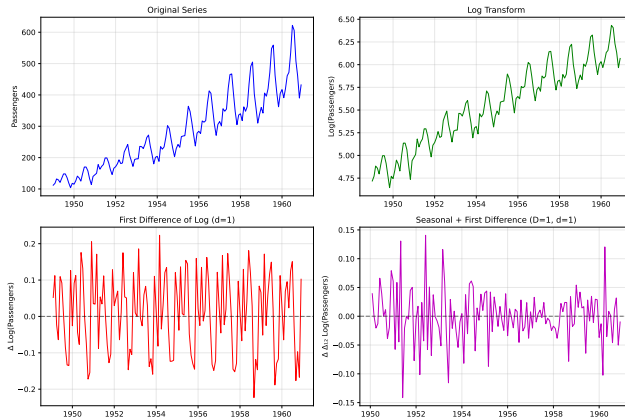
Exemple complete în Python cu comentarii sunt furnizate în caietele Jupyter.

Studiu de caz: Date despre pasagerii aerieni



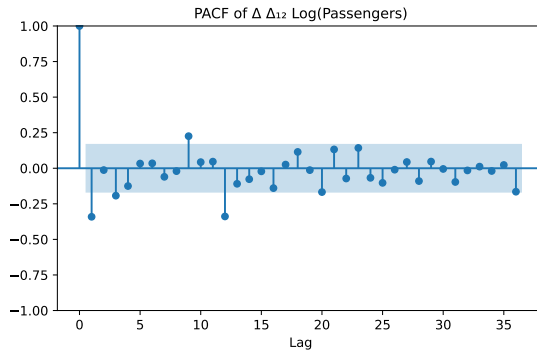
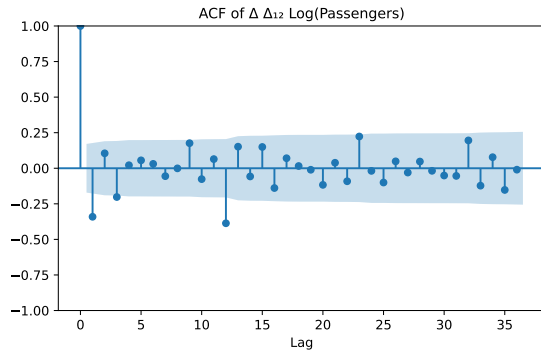
- Setul de date clasic Box-Jenkins: pasageri aerieni lunari (1949-1960)
- Trend ascendent clar și amplitudine sezonieră crescătoare
- Sezonalitatea multiplicativă sugerează transformarea logaritmică

Pasul 1: Transformări



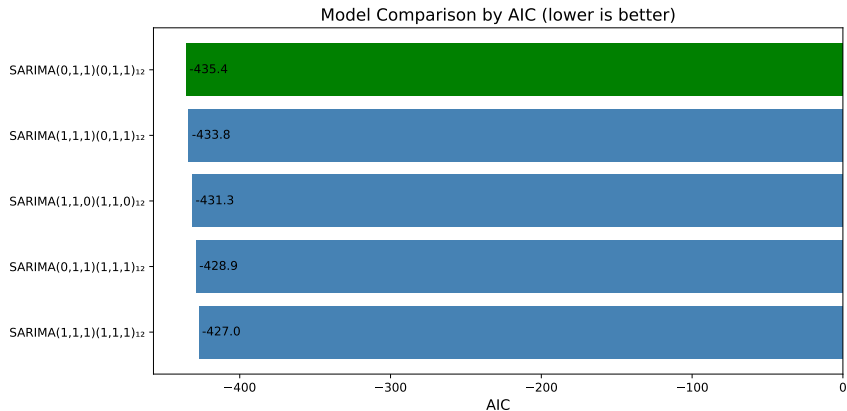
- Transformarea log stabilizează varianța (multiplicativ \rightarrow aditiv)
- Prima diferență elimină trendul; diferența sezonieră elimină sezonalitatea
- Seria dublu diferențiată pare staționară

Pasul 2: Analiza ACF/PACF



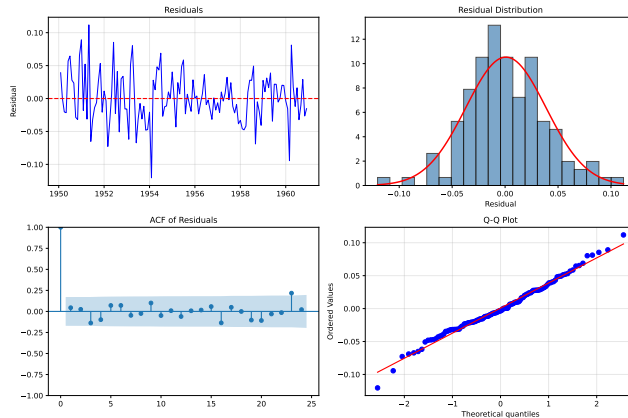
- ACF: Vârf semnificativ la lag 1 și lag 12 \Rightarrow MA(1), SMA(1)
- PACF: Tipar de descreștere exponențială confirmă structura MA
- Sugerează SARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)₁₂ (modelul airline)

Pasul 3: Compararea modelelor



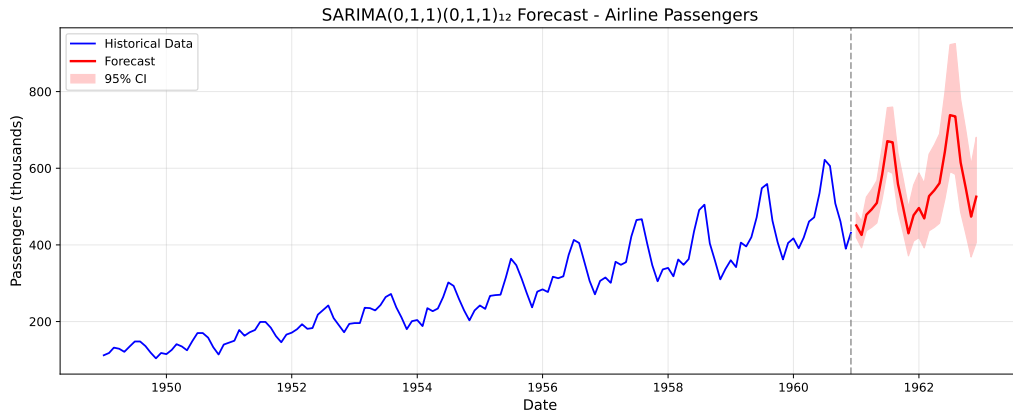
- Comparăm modelele SARIMA cândidate folosind criteriul AIC
- SARIMA(0, 1, 1) × (0, 1, 1)₁₂ oferă cea mai bună ajustare (AIC minim)
- Acesta este faimosul “model airline” identificat de Box & Jenkins

Pasul 4: Diagnosticarea reziduurilor



- Reziduurile par aleatorii fără autocorelație remanentă
- Graficul Q-Q arată normalitate aproximativă
- Modelul captează adecvat atât trendul cât și structura sezonieră

Pasul 5: Prognoză



- Prognoză pe 24 de luni cu interval de încredere de 95%
- Modelul captează tiparul sezonier și trendul ascendent
- Intervalele de predicție se largesc corespunzător cu orizontul prognozei

Puncte principale

- 1 **Sezonalitatea** este comuna în datele economice și de afaceri
- 2 **Diferențierea sezonieră** $(1 - L^s)$ elimină sezonalitatea stochastică
- 3 **SARIMA** $(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ extinde ARIMA pentru date sezoniere
- 4 **Structura multiplicativă** captează interacțiunile sezon-trend
- 5 **ACF/PACF** prezintă tipare la ambele lag-uri obișnuite și sezoniere
- 6 **Selecția modelului**: Folosiți AIC/BIC sau algoritmi auto-SARIMA

Pașii următori

Capitolul 5 va acoperi seriile de timp multivariate: modele VAR, cauzalitatea Granger și cointegrarea.

Întrebarea 1

Întrebare

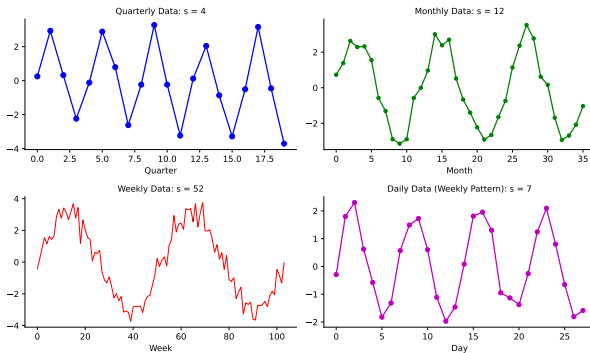
Pentru date lunare cu sezonalitate anuală, care este perioadă sezonieră s ?

- ☐ A $s = 4$
- ☐ B $s = 7$
- ☐ C $s = 12$
- ☐ D $s = 52$

Întrebarea 1: Răspuns

Răspuns corect: (C) $s = 12$ (12 luni pe an)

Perioade comune: Trimestrial=4, Lunar=12, Săptămânal=52, Zilnic=7, Orar=24



Întrebarea 2

Întrebare

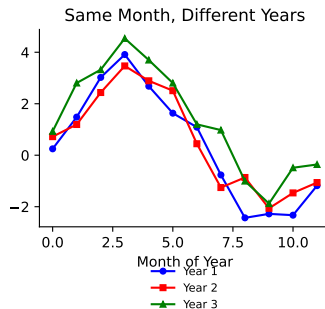
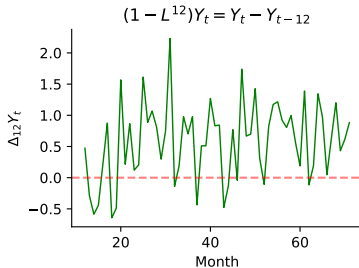
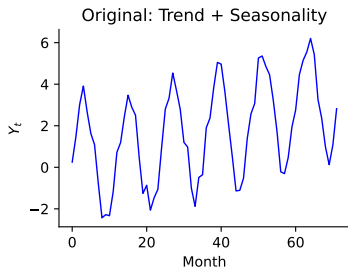
Ce face operatorul de diferența sezonieră $(1 - L^{12})$ unei serii lunare?

- ☐ A Calculează $Y_t - Y_{t-1}$ (schimbarea luna-la-luna)
- ☐ B Calculează $Y_t - Y_{t-12}$ (schimbarea an-la-an)
- ☐ C Calculează media mobilă pe 12 luni
- ☐ D Elimină doar componenta de trend

Întrebarea 2: Răspuns

Răspuns corect: (B) Schimbarea an-la-an

$(1 - L^{12})Y_t = Y_t - Y_{t-12}$ elimină tiparul sezonier prin compararea acelorasi luni.



Întrebare

În notația $\text{SARIMA}(1, 1, 1) \times (1, 1, 1)_{12}$, ce reprezintă partea $(1, 1, 1)_{12}$?

- ☐ A AR(1), o diferențiere, MA(1) la nivelul obișnuit
- ☐ B AR sezonier(1), o diferențiere sezonieră, MA sezonier(1)
- ☐ C 12 termeni AR, 12 diferențe, 12 termeni MA
- ☐ D Modelul are 12 parametri în total

Întrebarea 3: Răspuns

Răspuns corect: (B)

AR sezonier(1), o diferențiere sezonieră, MA sezonier(1)

Descompunerea notației SARIMA

$SARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$:

(p, d, q)	Non-sezonier: AR(p), d diferențe, MA(q)
$(P, D, Q)_s$	Sezonier: SAR(P), D dif. sezoniere, SMA(Q)

Pentru $(1, 1, 1) \times (1, 1, 1)_{12}$:

- Non-sezonier: AR(1), o diferență obișnuită, MA(1)
- Sezonier: SAR(1) la lag-ul 12, un Δ_{12} , SMA(1) la lag-ul 12

Întrebare

“Modelul Airline” este $\text{SARIMA}(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{12}$. Câți parametri trebuie estimati (excluzand varianța)?

- ☐ A 1
- ☐ B 2
- ☐ C 4
- ☐ D 12

Întrebarea 4: Răspuns

Răspuns corect: (B)

2 parametri

Structura modelului

SARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)₁₂:

$$(1 - L)(1 - L^{12})Y_t = (1 + \theta_1 L)(1 + \Theta_1 L^{12})\varepsilon_t$$

Parametri:

- θ_1 : coeficient MA non-sezonier
- Θ_1 : coeficient MA sezonier

Total: **2 parametri** (plus σ^2)

De ce “Modelul Airline”?

Box & Jenkins (1970) au folosit acest model pentru a prognoza pasagerii companiilor aeriene internaționale. Este remarcabil de eficient pentru multe serii economice sezoniere!

Întrebare

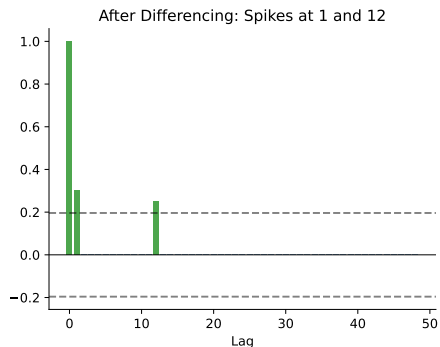
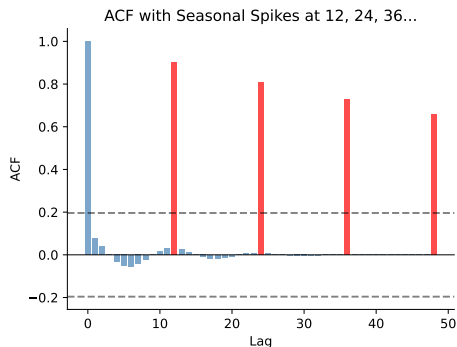
Observați vârfuri ACF semnificative la lag-urile 12, 24 și 36 într-o serie lunară. Ce sugerează aceasta?

- ☐ A Seria are o rădăcină unitară
- ☐ B Seria are sezonalitate anuală care necesită diferențiere sezonieră
- ☐ C Seria urmează un proces AR(36)
- ☐ D Seria este deja staționară

Întrebarea 5: Răspuns

Răspuns corect: (B) Necesită diferențiere sezonieră

Vârfuri ACF la 12, 24, 36 = sezonaliitate stohastică. Aplicați $(1 - L^{12})$ pentru a o elimina.



Întrebarea 6

Întrebare

După aplicarea $(1 - L)(1 - L^{12})$ unei serii lunare, ACF prezintă un vârf semnificativ doar la lag-ul 1 și lag-ul 12. Ce model SARIMA este sugerat?

- ☐ A SARIMA(1, 1, 0) \times (1, 1, 0)₁₂
- ☐ B SARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)₁₂
- ☐ C SARIMA(1, 1, 1) \times (1, 1, 1)₁₂
- ☐ D SARIMA(0, 1, 0) \times (0, 1, 0)₁₂

Întrebarea 6: Răspuns

Răspuns corect: (B)

SARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)₁₂ (Modelul Airline)

Reguli de identificare ACF/PACF

Pentru procese MA, ACF se **opreste brusc** după lag-ul q :

Tipar	Sugerează
Vârf ACF doar la lag-ul 1	MA(1) pentru partea non-sezonieră
Vârf ACF doar la lag-ul 12	SMA(1) pentru partea sezonieră

Combinat: MA(1) \times SMA(1) = (0, d , 1) \times (0, D , 1)₁₂

Cu $d = 1$ și $D = 1$ (deja diferențiată): (0, 1, 1) \times (0, 1, 1)₁₂

Referinte



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



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



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



Brockwell, P.J. & Davis, R.A. (2016). *Introduction to Time Series and Forecasting*. 3rd ed. Springer.