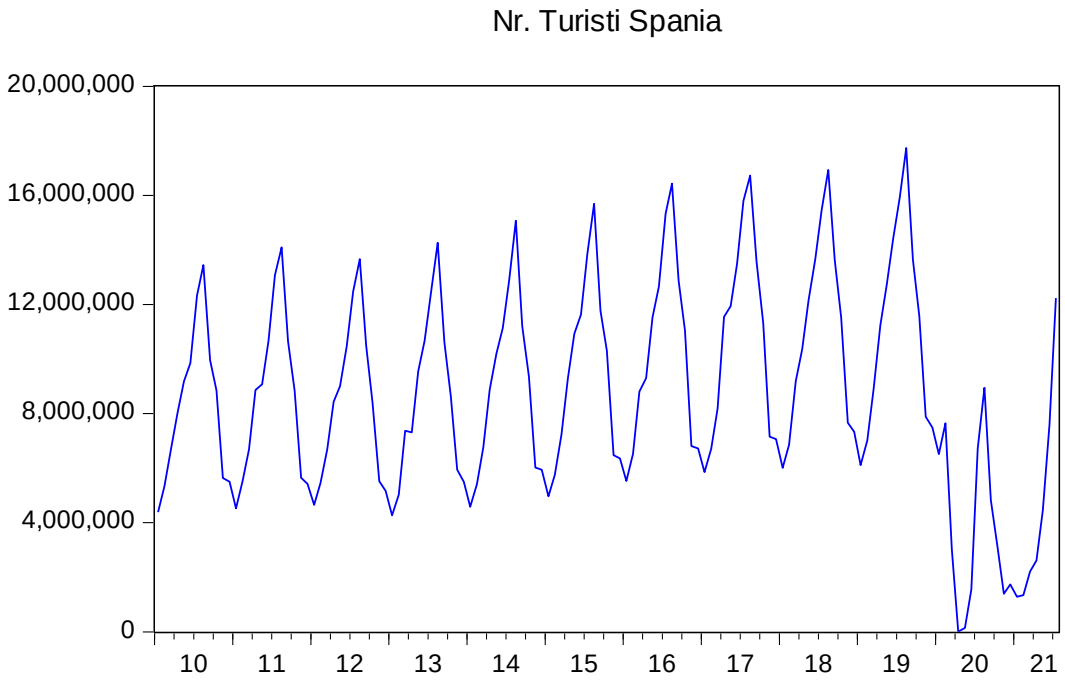
Proiect

Problema 1

a) Am ales sa prezint evolutia lunara a cazarilor turistilor in Spania din ianuarie 2010 pana in iulie 2021.

https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do

b)



Componente vizibile:

- Tendinta: de crestere pana in anul 2019, iar in 2020 se poate observa o scadere brusca datorita pandemiei, iar mai apoi o usoara crestere
- Componenta sezoniera: valori peste medie (tendinta) in lunile de vara(maxime in august) si valori sub medie in lunile de iarna(minime in ianuarie)
- Componenta aleatoare

c)

Sample: 2010M01 2021M07
Included observations: 139
Ratio to Moving Average
Original Series:
NR__TURISTI_SPANIA
Adjusted Series: NR__TURSA

Scaling Factors:

1	0.588601
2	0.728274
3	0.830594
4	0.942811
5	1.075264
6	1.240335
7	1.602732
8	1.845422
9	1.367780
10	1.120715
11	0.707953
12	0.695896

Proc – Seasonal Adjustment – Moving Average Methods – Ratio to moving average – Multiplicative – OK

S-au calculat mediile mobile de ordin egal cu perioada componentei sezoniere, de unde rezulta MM(12).

$$\bar{y}_7 = \frac{0.5 \times y_1 + y_2 + y_3 + y_4 + y_5 + y_6 + y_7 + y_8 + y_9 + y_{10} + y_{11} + y_{12} + 0.5 \times y_{13}}{12}$$

Se foloseste modelul multiplicativ pentru ca amplitudinea fluctuatiilor sezoniere creste (valoarea observata / medie)

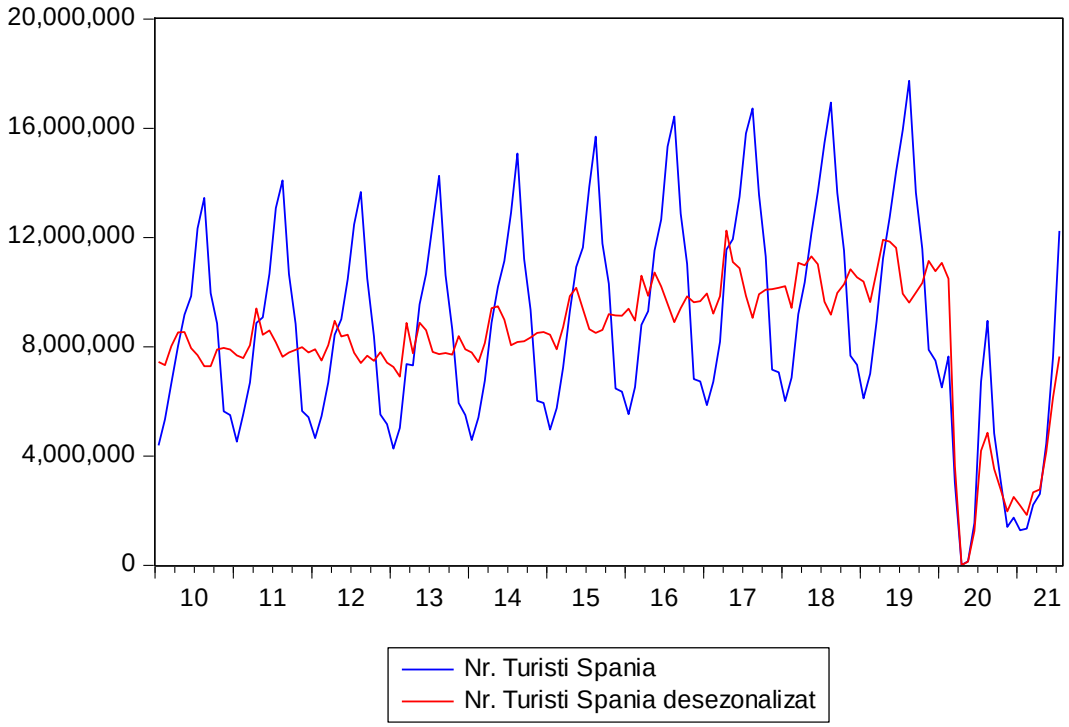
$$S_{ij} = \frac{y_{ij}}{\bar{y}_{ij}}$$

Si se calculeaza media rapoartelor precedente pentru fiecare sezon

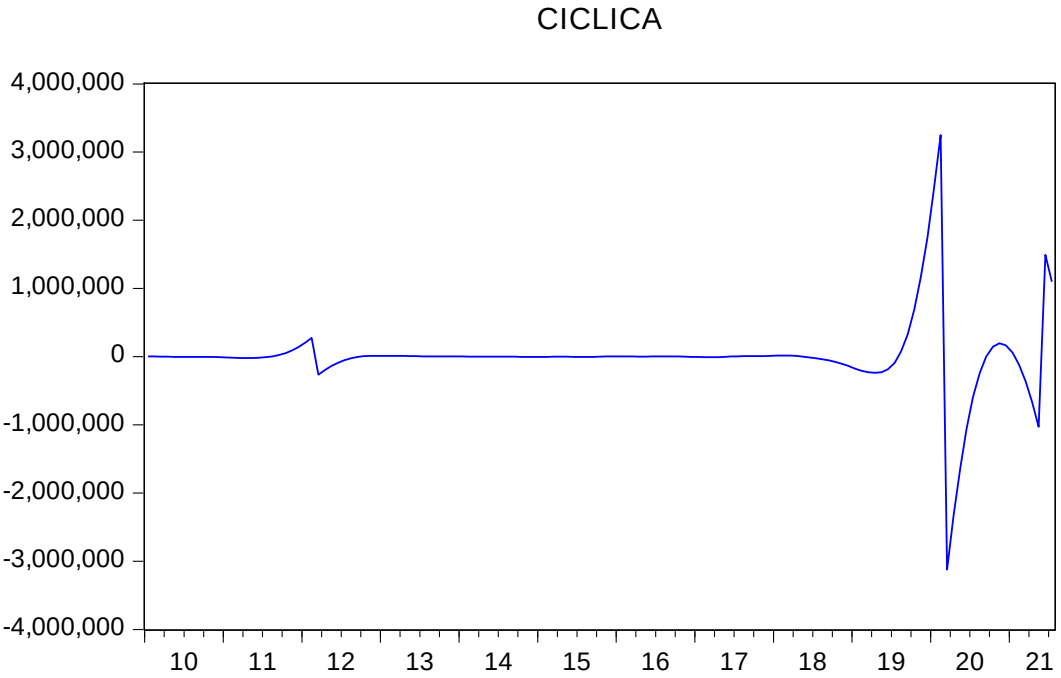
$$S_I = \frac{S_{1/2010} + S_{1/2011} + \cdots + S_{1/2021}}{12}$$

Urmare a caracterului sezonier, specific turismului, in luna ianuarie numarul cazarilor turistilor in Spania a fost sub medie (tendinta) cu 41,2% (cei mai putini turisti), iar in luna august s-au inregistrat valori peste medie cu 84,5% (cei mai multi turisti).

Seria desezonalizata:

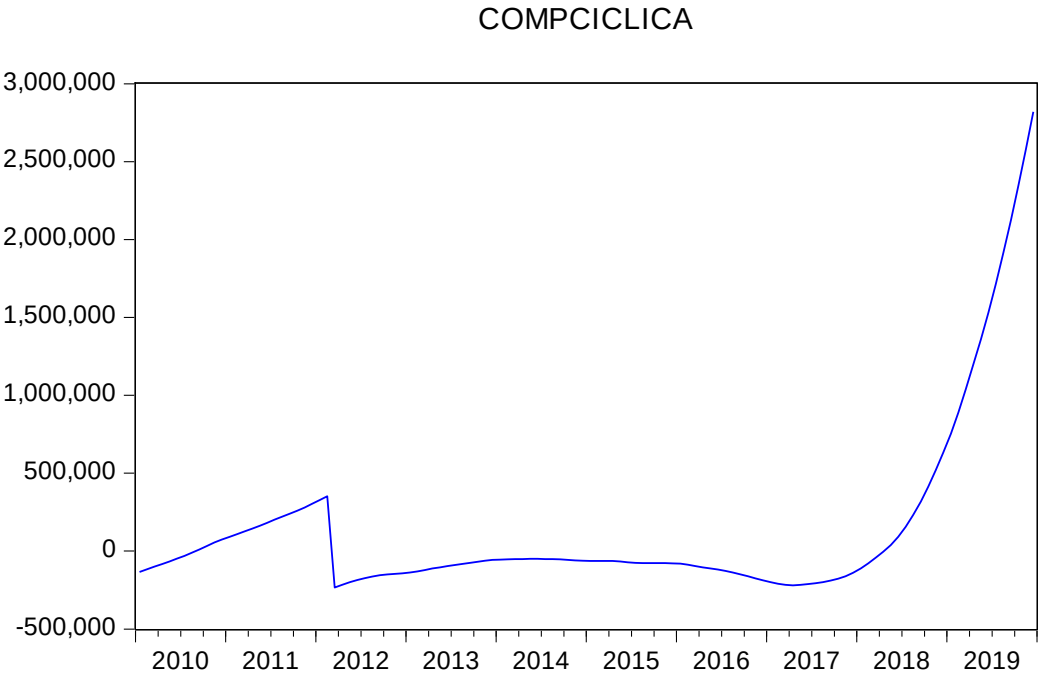


d)



Cicluri vizibile: 2019 m06-2020 m03, 2020 m03-...

Daca separam componenta ciclica doar pe seria dinainte de pandemie va rezulta urmatorul grafic:



Iar aici nu putem spune ca este prezenta componenta ciclica.

e) Previziuni pentru următoarele 4 perioade, folosind metoda netezirii exponențiale, Holt-Winters Multiplicative, pentru că seria are un ușor trend determinist și sezonalitate, iar amplitudinea oscilațiilor sezoniere crește.

Sample: 2010M01 2021M07
Included observations: 139
Method: Holt-Winters Multiplicative Seasonal
Original Series: NR__TURISTI_SPANIA
Forecast Series: NR__TUSM

Parameters:	Alpha		1.0000
	Beta		0.0000
	Gamma		0.0000
Sum of Squared Residuals			1.61E+14
Root Mean Squared Error			1075060.
End of Period Levels:	Mean		8178433.
	Trend		-37194.04
	Seasonals:	2020M08	1.697097
		2020M09	1.257716
		2020M10	1.040449
		2020M11	0.662346
		2020M12	0.651532
		2021M01	0.621441
		2021M02	0.733149
		2021M03	0.788610
		2021M04	0.878671
		2021M05	1.008681
		2021M06	1.163688
		2021M07	1.496619

Lungimea seriei este T=139, perioada componentei sezoniere p=12(date lunare).

Astfel, previziunile sunt determinate din ecuaţia:

$\hat{Y}_{T+h} = (a_T + hb_T)S_{T-p+h}$, h=1, 2, 3, …

$\hat{Y}_{139+h} = (a_{139} + hb_{139})S_{139-12+h}$, h=1, 2, 3, …

$\hat{Y}_{139+h} = (8178433 - h * 37194.04)S_{139-12+h}$ unde orizontul de previziune este h=1,2,…

Pentru luna august 2021, orizontul de previziune este h=1, coeficientul sezonalitatii S=1.697097, iar valoarea previzionata:

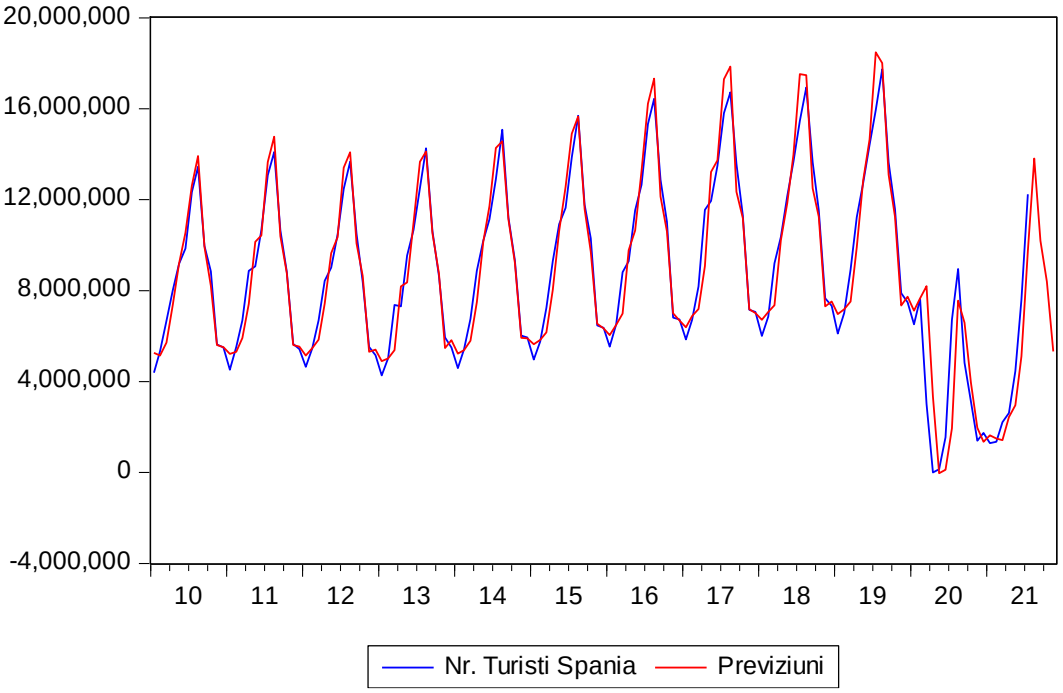
$\hat{Y}_{139+1} = (8178433 - 1 * 37194.04) * 1.697097$=13816472.215

$\hat{Y}_{139+2} = (8178433 - 2 * 37194.04) * 1.257716$=10192586.961

$\hat{Y}_{139+3} = (8178433 - 3 * 37194.04) * 1.040449$=8393146.931

$\hat{Y}_{139+4} = (8178433 - 4 * 37194.04) * 0.662346$=5318411.089

2021M08	13816473.6...
2021M09	10192585.2...
2021M10	8393148.29...
2021M11	5318414.41...



Exemplificam pentru ultimele 5 valori MAE:

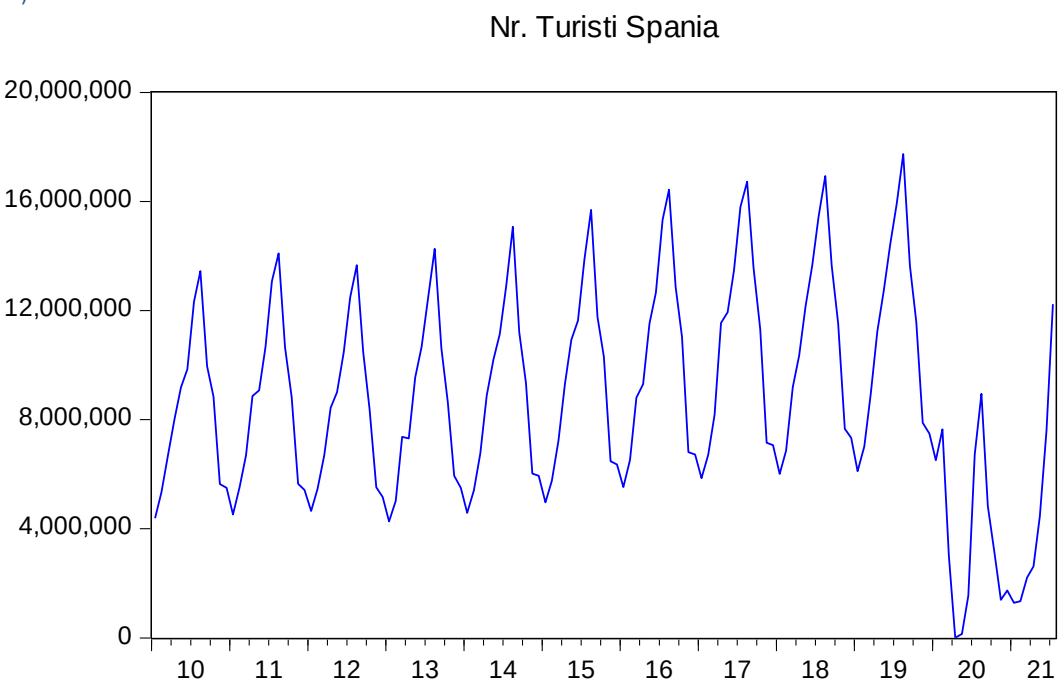
2021M03	2215210	1417857.499443464
2021M04	2614206	2435509.654683252
2021M05	4461763	2963491.391692029
2021M06	7608812	5104134.372221246
2021M07	12239999	9730027.115537286

MAE=$\frac{|y_{135}-\widehat{y_{135}}|+|y_{136}-\widehat{y_{136}}|+|y_{137}-\widehat{y_{137}}|+|y_{138}-\widehat{y_{138}}|+|y_{139}-\widehat{y_{139}}|}{5}$=(|2215210 - 1417857.49| + |2614206 - 2435509.65| + |4461763 - 2963491.39| + |7608812 - 5104134.37| + |12239999 - 9730027.12|)/5=1497793.996

Problema 2

Pentru acest exercițiu am folosit în continuare evolutia lunara a cazarilor turistilor in Spania din ianuarie 2010 pana in iulie 2021.

a)



Null Hypothesis: NR__TURISTI_SPANIA has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.869665	0.0161
Test critical values:	1% level	-4.032498	
	5% level	-3.445877	
	10% level	-3.147878	

Prob=0.0161 < 0.05, de unde rezulta ca se respinge ipoteza nula, se accepta alternativa, adica seria nu are radacina unitate (seria este stationara). Deci d=0, la un nivel de semnificativitate alpha=5%.

b)

Included observations: 139

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.848	0.848	102.02	0.000
		2	0.582	-0.486	150.40	0.000
		3	0.255	-0.306	159.75	0.000
		4	-0.018	0.085	159.80	0.000
		5	-0.216	-0.059	166.64	0.000
		6	-0.311	-0.007	180.89	0.000
		7	-0.283	0.187	192.82	0.000
		8	-0.141	0.200	195.78	0.000
		9	0.077	0.147	196.66	0.000
		10	0.343	0.336	214.53	0.000
		11	0.546	-0.012	260.18	0.000
		12	0.629	-0.113	321.31	0.000
		13	0.494	-0.492	359.34	0.000
		14	0.270	0.111	370.76	0.000
		15	-0.012	-0.093	370.78	0.000

Primul coeficient ($\hat{r}_1 = \hat{c}_1$=0.848) reprezinta corelatia intre valoarea numarului de turisti din Spania din luna curenta si valoarea lunii trecute, aceasta fiind de intensitate mare.

Formulam ipoteza nula:

H_0=Coeficientul de corelatie este nesemnificativ($\hat{r}_1 = \hat{c}_1$=0).

Respingem ipoteza nula deoarece exista corelatie intre numarul turistilor din Spania din luna curenta si cea precedenta; acest coeficient este semnificativ deoarece nu apartine intervalului de acceptare a H_0 $(\frac{-2}{\sqrt{139}}; \frac{2}{\sqrt{139}})$.

Al doilea coeficient($\hat{r}_2 = \hat{c}_2$=0.582) reprezinta corelatia intre numarul de turisti din Spania din luna curenta si numarul acestora cu 2 luni in urma.

Formulam ipoteza nula:

H_0=Coeficientul de corelatie este nesemnificativ($\hat{r}_2 = \hat{c}_2$=0).

Si de data aceasta respingem ipoteza nula, exista corelatie intre numarul turistilor din Spania din luna actuala si numarul acestora cu 2 luni in urma.

c)

Corelograma seriei desezonalizate:

Included observations: 139

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.912	0.912	118.06	0.000
		2	0.779	-0.311	204.83	0.000
		3	0.656	0.057	266.86	0.000
		4	0.577	0.162	315.21	0.000
		5	0.556	0.208	360.46	0.000
		6	0.536	-0.151	402.72	0.000
		7	0.487	-0.107	437.97	0.000
		8	0.425	0.053	464.97	0.000
		9	0.352	-0.049	483.69	0.000
		10	0.289	-0.054	496.39	0.000
		11	0.232	-0.097	504.60	0.000
		12	0.164	-0.104	508.76	0.000
		13	0.091	-0.056	510.06	0.000
		14	0.009	-0.121	510.07	0.000
		15	-0.057	0.042	510.59	0.000

Din corelograma seriei stationalizate rezulta un model AR(3) sau MA(3).

Included observations: 139

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.848	0.848	102.02	0.000
		2	0.582	-0.486	150.40	0.000
		3	0.255	-0.306	159.75	0.000
		4	-0.018	0.085	159.80	0.000
		5	-0.216	-0.059	166.64	0.000
		6	-0.311	-0.007	180.89	0.000
		7	-0.283	0.187	192.82	0.000
		8	-0.141	0.200	195.78	0.000
		9	0.077	0.147	196.66	0.000
		10	0.343	0.336	214.53	0.000
		11	0.546	-0.012	260.18	0.000
		12	0.629	-0.113	321.31	0.000
		13	0.494	-0.492	359.34	0.000
		14	0.270	0.111	370.76	0.000
		15	-0.012	-0.093	370.78	0.000

Optiunea Automatic ARIMA Forecasting (Transformation:None - ARIMA Specification: Max. AR:4, Max. MA:4, Max. SAR:2, Max. SMA:2, Periodicity:12) sugereaza un model ARMA(3,3)(1,1), adica p=3, q=3, P=1, Q=1, d=0.

d)

In continuare estimam ecuatia cu ajutorul Equation Estimation prin metota celor mai mici patrate (LS – Least Squares) pe esantionul 2010m01 2021m11:

nr__turisti_spania c ar(1) ar(2) ar(3) ma(1) ma(2) ma(3) sar(12) sma(12)

Sample: 2010M01 2021M07
Included observations: 139
Convergence achieved after 31 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8726510.	7530105.	1.158883	0.2486
AR(1)	0.748730	0.277885	2.694383	0.0080
AR(2)	-0.506079	0.325155	-1.556425	0.1221
AR(3)	0.519156	0.166296	3.121877	0.0022
SAR(12)	0.998516	0.008337	119.7762	0.0000
MA(1)	0.475216	0.280358	1.695034	0.0925
MA(2)	0.935521	0.103822	9.010827	0.0000
MA(3)	0.258220	0.175006	1.475494	0.1425
SMA(12)	-0.895186	0.284705	-3.144256	0.0021
SIGMASQ	7.08E+11	1.36E+11	5.209632	0.0000

Probabilitatea constantei este mai mare decat alpha=5%, adica este nesemnificativa, deci o putem elimina.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.794038	0.279210	2.843874	0.0052
AR(2)	-0.540283	0.339591	-1.590981	0.1140
AR(3)	0.555933	0.158375	3.510236	0.0006
SAR(12)	0.998378	0.007848	127.2198	0.0000
MA(1)	0.439859	0.282246	1.558422	0.1216
MA(2)	0.937750	0.092806	10.10443	0.0000
MA(3)	0.239324	0.181534	1.318343	0.1897
SMA(12)	-0.880982	0.275588	-3.196737	0.0017
SIGMASQ	7.13E+11	1.23E+11	5.814828	0.0000

In continuare eliminam MA(3), adica scadem q-ul cu o unitate.

Ramane ecuatia cu coeficientii semnificativi.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.030004	0.141196	7.294852	0.0000
AR(2)	-0.712315	0.261741	-2.721450	0.0074
AR(3)	0.548640	0.197772	2.774107	0.0063
SAR(12)	0.997874	0.008409	118.6730	0.0000
MA(1)	0.131088	0.147102	0.891142	0.3745
MA(2)	0.838483	0.119943	6.990665	0.0000
SMA(12)	-0.862492	0.260940	-3.305326	0.0012
SIGMASQ	7.33E+11	1.15E+11	6.353404	0.0000

Modelul final va fi ARMA(3,2)(1,1)

e) Testam validitatea modelului prin analiza ultimilor 2 coeficienti semnificativi ai modelului si prin testarea autocorelarii reziduurilor.

Coeficientul pentru Y_{t-2} adică coeficientul de la MA(2) este semnificaţiv, pentru nivelul de semnificativitate alpha=5%. De asemenea, coeficientul pentru termenul ε_{t-12} aferent sezonalităţii MA(12) este semnificativ.

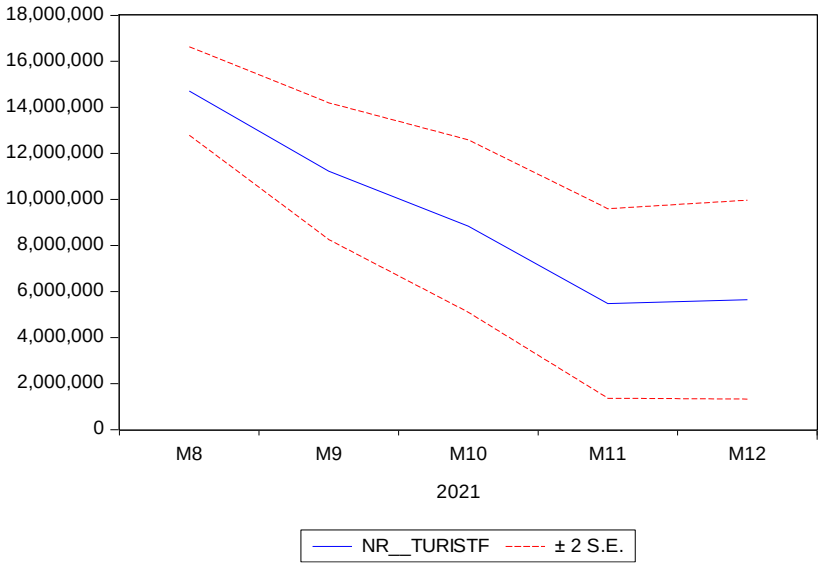
Testarea autocorelării reziduurilor. View/Residual Diagnostics/Corelogram Q statistics

Sample: 2010M01 2021M11
Included observations: 139
Q-statistic probabilities adjusted for 7 ARMA terms

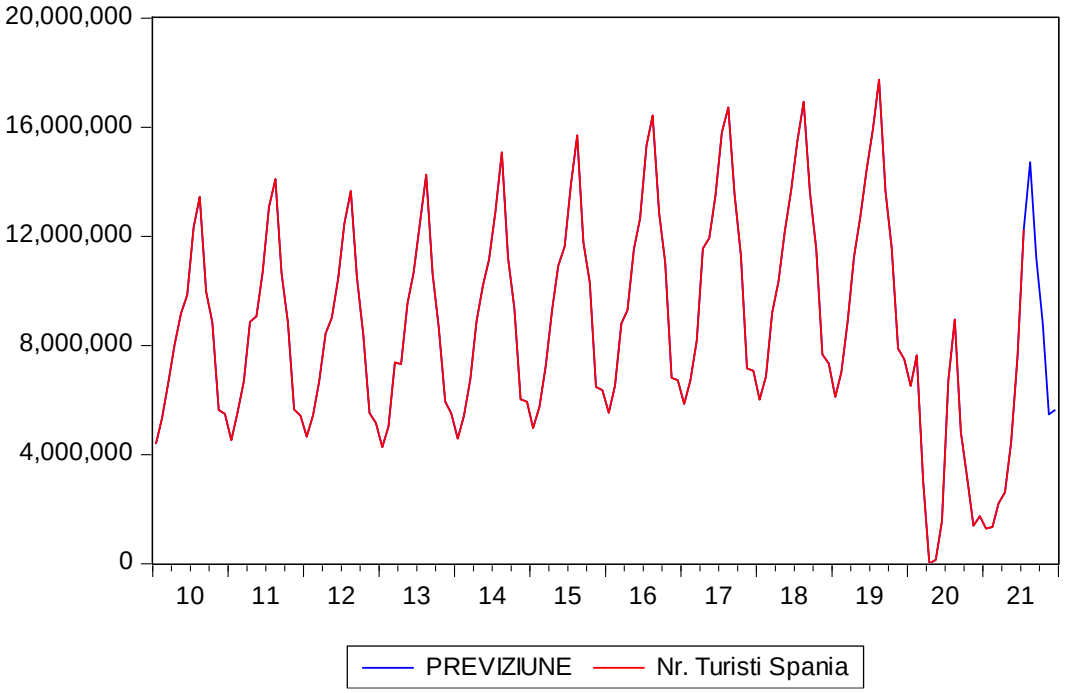
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.064	0.064	0.5758	
		2	-0.027	-0.031	0.6776	
		3	0.082	0.086	1.6497	
		4	-0.030	-0.043	1.7812	
		5	-0.045	-0.036	2.0834	
		6	0.059	0.056	2.5924	
		7	-0.064	-0.070	3.2088	
		8	-0.001	0.019	3.2089	0.073
		9	0.005	-0.014	3.2122	0.201
		10	-0.065	-0.053	3.8602	0.277
		11	0.143	0.156	6.9918	0.136
		12	0.010	-0.028	7.0073	0.220
		13	0.038	0.070	7.2267	0.300
		14	-0.017	-0.062	7.2727	0.401
		15	-0.121	-0.115	9.5986	0.294

Pentru M=15, Q(15)=9.59, iar probabilitatea aferenta 0.294 este mai mare decat 5%. Nu exista autocorelatii in seria reziduurilor. Modelul are reziduurile necorelate , de unde rezulta ca avem un model adecvat.

In continuare vom elabora previziuni pe urmatoarele 5 perioade din obiectul ecuatie aferent modelului, de unde se foloseste Forecast pe esantionul 2021m08 2021m12.



Selectam seria initiala si cea previzionata, o deschidem ca grup si ii analizam graficul.



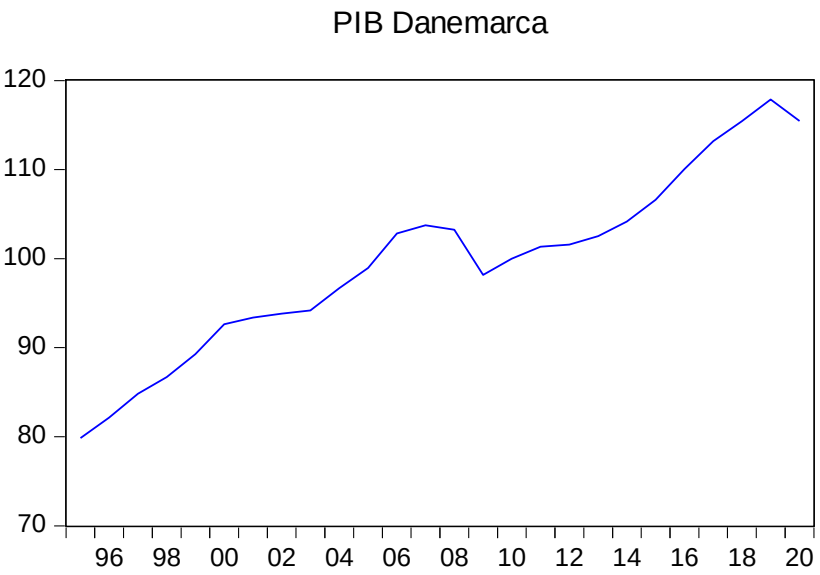
Problema 3

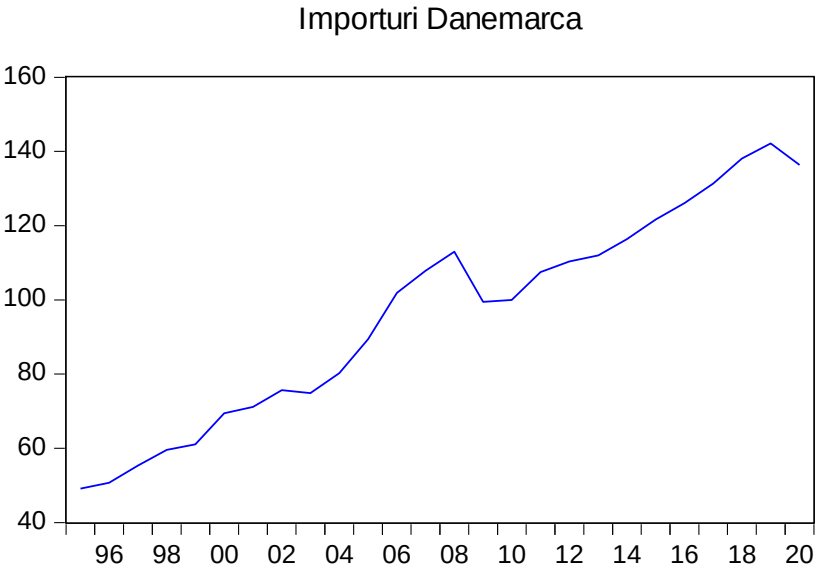
Problema 3. Testul Granger. Modele econometrice cu variabile stationare/ nestationare

In testele de cointegrare şi ecuaţia de cointegrare (dacă există) se lucrează cu valorile obsérvate (Y, X pe level; nestaţionare). In modelul ARDL, VAR, testul Granger, ECM se lucrează cu seriile staţionare $\Delta Y = d(Y), \Delta X = d(X)$ (first difference).

I. Pregatirea datelor

Pentru aceasta problema am ales sa fac prezint o analiza asupra importurilor si PIB-ului din Danemarca, cu date anuale din 1995 pana in 2020. Sursa datelor: https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do





Avand in vedere faptul ca datele sunt exprimate in milioane de euro, am ales sa le logaritmez.

PIB	DANEMARCA	LPIB	IMPORTUR...	LIMP
1995	79.839	4.38001210...	49.146	3.89479545...
1996	82.155	4.40860770...	50.685	3.92563000...
1997	84.834	4.44069640...	55.369	4.01401987...
1998	86.715	4.46262687...	59.567	4.08710172...
1999	89.272	4.49168788...	61.084	4.11224996...
2000	92.617	4.52847271...	69.459	4.24073665...

In continuare verific daca variabilele au radacina unitate cu testul Unit-Root.

H_0: PIB-ul din Danemarca are radacina unitate

H_1: PIB-ul din Danemarca nu are radacina unitate

Null Hypothesis: LPIB has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.675273	0.2541
Test critical values:	1% level	-4.394309	
	5% level	-3.612199	
	10% level	-3.243079	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Probabilitatea de acceptare a ipotezei nule cand aceasta este adevarata este 0.2541, semnificativ mai mare decat pragul de 5%, deci acceptam ipoteza nula – PIB-ul are tendinta stochastica (este nestationara).

Calculam diferentele de ordin 1 si rulam iar testul Unit-Root.

Null Hypothesis: D(LPIB) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.167889	0.0348
Test critical values:	1% level	-3.737853	
	5% level	-2.991878	
	10% level	-2.635542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Probabilitatea este egala cu 0.0348, mai mica decat pragul de 5%, deci ipoteza nula se respinge, adica seria formata din diferentele de ordinul 1 este stationara. In concluzie, *ordinul de integrare este d=1.*

Rulam aceeasi analiza si pentru variabila “importuri”.

Null Hypothesis: LIMP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.489933	0.8059
Test critical values:	1% level	-4.374307	
	5% level	-3.603202	
	10% level	-3.238054	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

H_0: Seria "Importurile Luxembourg-ului" are radacina unitate.

H_1: Seria "Importurile Luxembourg-ului" nu are radacina unitate.
Avand in vedere probabilitatea mai mare decat pragul de 5% si de aceasta data reiese ca seria este nestationara.

Refacem analiza dupa ce facem diferenta de ordin 1.

Null Hypothesis: D(LIMP) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.811291	0.0085
Test critical values:	1% level	-3.737853	
	5% level	-2.991878	
	10% level	-2.635542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

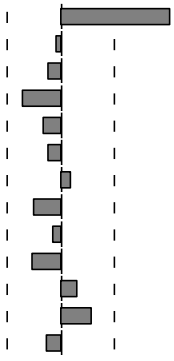
Si de aceasta data avem *ordinul de integrare d=1.*

II. Testul Granger de cauzalitate si corelograma incrucisata

a) Interpretati corelograma incrucisata; se realizeaza pentru variabilele stationarizate (diferentele de ordin unu ΔY,ΔX);

Variabilele create prin diferentierea de ordin 1 le-am deschis ca grup si am rulat corelograma incrucisata.

Sample: 1995 2020
Included observations: 25
Correlations are asymptotically consistent approximations

D1 LPIB,D LIMP(-i)	D1 LPIB,D LIMP(+i)	i	lag	lead
		0	0.8087	0.8087
		1	-0.0326	0.3907
		2	-0.0829	0.0360
		3	-0.2822	-0.2467
		4	-0.1219	-0.0974
		5	-0.0865	-0.0264
		6	0.0800	0.1431
		7	-0.1964	0.1798
		8	-0.0568	0.1789
		9	-0.2084	-0.0675
		10	0.1164	-0.0506
		11	0.2251	0.2135
		12	-0.1002	-0.0382

Prima coloana sugereaza exista unei corelatii semnificative intre PIB-ul din anul curent si importurile din anul curent, deci q=0. De aici rezulta faptul ca o modificare a importurilor in acest an va duce la o modificare a PIB-ului tot in acest an.
Coeficientul de corelatie liniara intre PIB din anul curent si importurile tot din acel an este 0.8087 si este semnificativ deoarece depaseste marginea superioara a intervalului [-2/sqrt(25); 2/sqrt(25)].
De la lag=1, adica corelatia liniara intre PIB-ul din anul curent si importurile din anul precedent, cat si de la lead=1 adica corelatia liniara intre PIB-ul din anul curent si importurile din anul urmator sunt nesemnificative.

b) Testati natura relatiei de cauzalitate dintre variabile; testul se aplica pe variabilele stationarizate (diferentele de ordin unu $\Delta Y, \Delta X$). Concluzii şi explicaţii în termeni de predictibilitate

Din corelograma incrucisata si PAC pentru importuri si PIB se observa ca nu exista corelatii puternic semnificative dupa lags=1. Aplicam testul Granger cu lags=1.

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/23/21 Time: 10:38
Sample: 1995 2020
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D_LIMP does not Granger Cause D1_LPIB	24	4.83755	0.0392
D1_LPIB does not Granger Cause D_LIMP		7.22956	0.0137

Formulam ipotezele:

1. H_0=Importurile din Danemarca nu influenteaza PIB-ul tarii.
   H_1=Importurile din Danemarca influenteaza PIB-ul tarii.
   Prob = 0.0392 < 0.05 (prag) => H_0 se respinge, deci importurile sunt o cauza pentru modificarea PIB-ului.
2. H_0=PIB-ul din Danemarca nu influenteaza importurile.
   H_1=PIB-ul din Danemarca influenteaza importurile.
   Prob = 0.0137 < 0.05 (prag) => H_0 se respinge, deci PIB-ul influenteaza importurile.

Avand in vedere cele 2 puncte putem spune ca avem cauzalitate bilaterala, deci variabilele se influenteaza reciproc.

III. Existenta unei relatii de cointegrare; metoda Engle-Granger. Model ECM, ARDL, VAR

c) Analizati existenta unei relatii de cointegrare (echilibru pe termen lung) intre Y si X; Eviews: Open as Group/View/Cointegration test/Single-Equation Cointegration Test/Engle-Granger. Estimati ecuatia de cointegrare si interpretati coeficientii, daca este cazul; Eviews: se estimeaza din Method/Cointegrating regression. Extrageti reziduul si analizati grafic stationaritatea acestuia; concluzii.

Series: LPIB LIMP
Sample: 1995 2020
Included observations: 26
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Cointegrating equation deterministics: C @TREND
Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LPIB	-1.476196	0.9367	-4.054574	0.9615
LIMP	-0.853731	0.9900	-2.565539	0.9900

Se formuleaza ipotezele:

H_0: Seriile nu sunt cointegrate.

H_1: Seriile sunt cointegrate.

Ambele teste (tau si z) indica acceptarea ipotezei nule pentru un prag de semnificatie de 5%, deci seriile nu sunt cointegrate pentru niciuna dintre variantele Constant, Linear trend, None şi Quadratic trend. Prin urmare nu exista relatie de echilibru pe termen lung.

d1) Daca variabilele nu sunt cointegrate atunci elaborati un model econometric de tip ARDL sau VAR adecvat (pentru seriile stationarizate $\Delta Y, \Delta X$); interpretări inclusiv functiile impuls (pentru VAR).

- Se poate elabora insa un model de tip VAR pentru seriile nestationarizate: pib_danemarca şi importuri_danemarca, ce redă dinamica pe termen scurt dintre variable.

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LPIB LIMP
Exogenous variables: C
Date: 01/19/22 Time: 14:17
Sample: 1995 2025
Included observations: 21

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	52.46252	NA	2.80e-05	-4.805955	-4.706476	-4.784365
1	100.4828	82.32051*	4.25e-07	-8.998364	-8.699929*	-8.933596
2	105.9054	8.262939	3.77e-07*	-9.133845*	-8.636454	-9.025899*
3	107.6572	2.335719	4.83e-07	-8.919730	-8.223382	-8.768605
4	113.0616	6.176445	4.51e-07	-9.053482	-8.158177	-8.859177
5	115.6125	2.429454	5.80e-07	-8.915475	-7.821213	-8.677992

Datorita faptului ca avem prea putine observatii, testul sugereaza lag=2.

Modelul estimat pentru seriile nestationarizate:

Vector Autoregression Estimates
Date: 01/19/22 Time: 15:18
Sample (adjusted): 1997 2020
Included observations: 24 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	LPIB	LIMP
LPIB(-1)	1.785204	2.198923
	(0.31825)	(0.84949)
	[5.60950]	[2.58854]
LPIB(-2)	-0.942466	-2.327743
	(0.35295)	(0.94213)
	[-2.67022]	[-2.47073]
LIMP(-1)	-0.246877	0.426233
	(0.12269)	(0.32748)
	[-2.01226]	[1.30154]
LIMP(-2)	0.274618	0.546899
	(0.11374)	(0.30359)
	[2.41453]	[1.80144]
C	0.608570	0.741634
	(0.66856)	(1.78457)
	[0.91027]	[0.41558]

LPIB = 1.785*LPIB(-1) – 0.942*LPIB(-2) – 0.247*LIMP(-1) + 0.275*LIMP(-2) + 0.608

LIMP = 2.199*LPIB(-1) – 2.323*LPIB(-2) + 0.426*LIMP(-1) + 0.547*LIMP(-2) + 0.742

- Analizam daca reziduurile sunt necorelate.

H_0: Reziduurile nu sunt corelate.

H_1: Reziduurile sunt corelate.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h
Date: 01/19/22 Time: 15:30
Sample: 1995 2025
Included observations: 24

Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df
1	1.007611	---	1.051420	---	---
2	2.665496	---	2.860022	---	---
3	6.286557	0.1787	6.998378	0.1360	4
4	7.370605	0.4972	8.299235	0.4048	8
5	8.852452	0.7155	10.17104	0.6010	12

Pentru nivelul de semnificativitate de 5% se accepta ipoteza nula, deci reziduurile sunt necorelate.

- Se formuleaza ipoteza nula: Coeficientul este nesemnificativ (=0). Considerand un nivel de semnificativitate de 10%, ipoteza nula se respinge, deci toti coeficientii sunt semnificativi.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
Date: 01/19/22 Time: 15:31
Sample: 1995 2025
Included observations: 24

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
Numbers in [ ] are p-values

	LPIB	LIMP	Joint
Lag 1	42.84228 [0.0000]	31.20606 [0.0000]	62.11272 [0.0000]
Lag 2	7.507876 [0.0234]	6.112317 [0.0471]	8.698956 [0.0691]

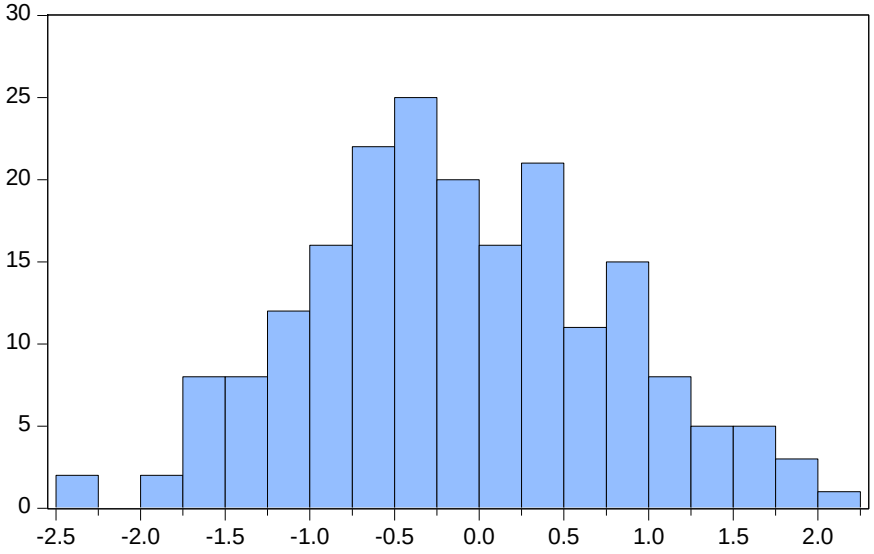
- Previziunile PIB-ului si importurilor din Danemarca pe urmatorii 5 ani folosind ecuatia VAR sunt:

AN	LPIB	LIMP
2021	4.707713	4.834226
2022	4.710666	4.842249
2023	4.713331	4.849442
2024	4.715734000000001	4.855883000000001
2025	4.717896	4.861640000000001

Problema 4

Problema 4. Intelegerea notiunilor teoretice.

a) Generati prin simulare o serie de timp de tip zgomot alb distribuit dupa legea normala (succesiune de variabile independente, identic distribuite dupa legea normala). Ce observaţi?
Am creat o serie noua cu numele “whitenoise” cu 200 de observatii. Am generat ecuatia pentru serie: whitenoise=@nrnd.



Series: WHITENOISE	
Sample 1 200	
Observations 200	
Mean	-0.114524
Median	-0.177546
Maximum	2.050713
Minimum	-2.309317
Std. Dev.	0.887889
Skewness	0.127426
Kurtosis	2.654747
Jarque-Bera	1.534575
Probability	0.464271

Ne uitam la statisticile descriptive si la histograma si observam ca media este in jurul valorii 0, abaterea standard este aproape de 1, asimetria tinde spre 0, boltirea spre 3, iar testul JB confirma ca distributia seriei este una normala.

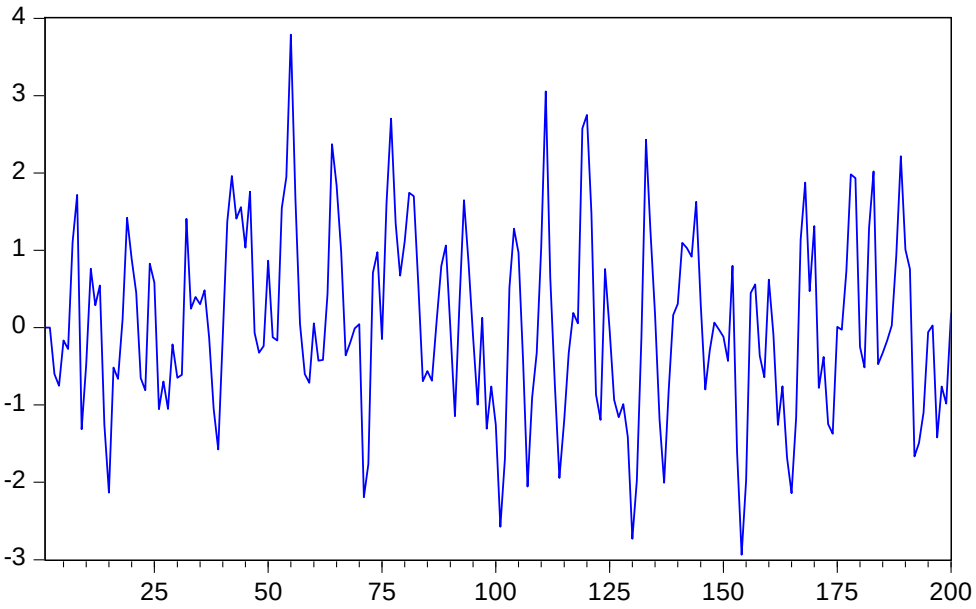
Date: 01/19/22 Time: 18:06
Sample: 1 200
Included observations: 200

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.027	-0.027	0.1455	0.703
		2	-0.161	-0.162	5.4149	0.067
		3	0.032	0.023	5.6234	0.131
		4	0.054	0.030	6.2191	0.183
		5	-0.057	-0.048	6.9022	0.228
		6	-0.053	-0.045	7.4908	0.278
		7	-0.068	-0.092	8.4516	0.294
		8	0.033	0.015	8.6843	0.370
		9	-0.031	-0.050	8.8911	0.447
		10	-0.017	-0.008	8.9526	0.537
		11	-0.064	-0.081	9.8184	0.547
		12	-0.027	-0.050	9.9774	0.618
		13	-0.022	-0.052	10.085	0.687
		14	-0.032	-0.056	10.314	0.739
		15	-0.073	-0.089	11.475	0.718

Folosind corelograma putem spune ca avem de a face cu variabile independente, identic distribuite dupa legea normala.

b) Generati prin simulare un model AR(2) si MA(2). Analizati corelograma. Ce observati? Recunoasteti modelul AR(p) sau MA(q) in baza corelogramei şi estimaţi ecuaţia.
Am creat o noua serie “ar2” unde am fixat primele doua valori cu 0. Ulterior am generat ecuatia pentru sample 3-200. Ecuatia: ar2 = 0.72*ar2(-1) - 0.4*ar2(-2) +nrnd

AR2



Date: 01/19/22 Time: 19:32
Sample: 1 200
Included observations: 200

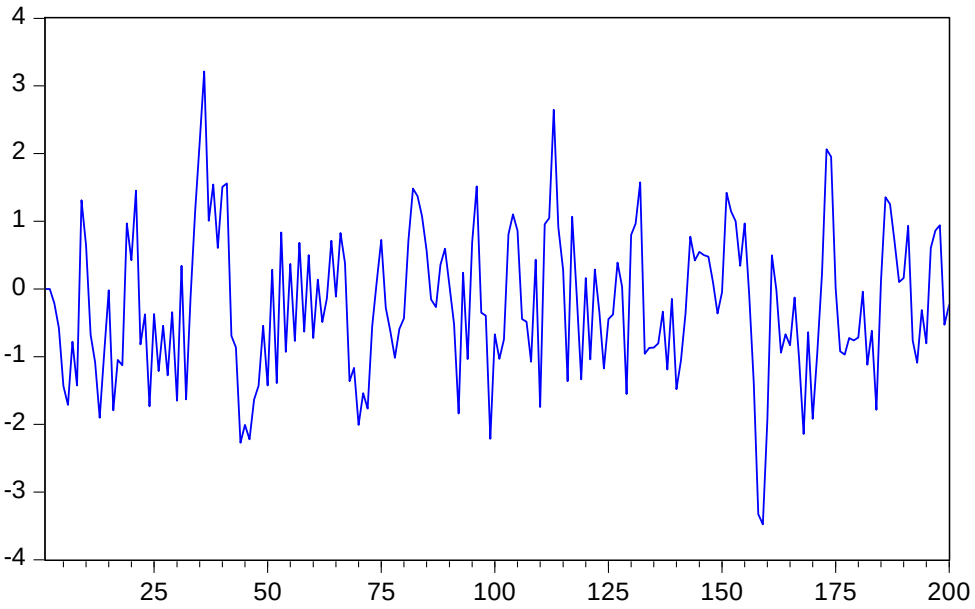
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.551	0.551	61.582	0.000
		2	0.058	-0.352	62.278	0.000
		3	-0.151	-0.002	66.960	0.000
		4	-0.151	-0.028	71.651	0.000
		5	-0.100	-0.046	73.738	0.000
		6	-0.099	-0.087	75.775	0.000
		7	-0.024	0.093	75.899	0.000
		8	0.098	0.071	77.919	0.000
		9	0.102	-0.059	80.110	0.000
		10	0.059	0.049	80.854	0.000
		11	0.104	0.151	83.170	0.000
		12	0.099	-0.049	85.284	0.000
		13	0.050	0.030	85.817	0.000
		14	-0.023	0.001	85.929	0.000
		15	-0.064	-0.018	86.818	0.000

Corelograma indica faptul ca modelul AR(2) este potrivit seriei deoarece primii 2 coeficienti ai corelatiei partiale depasesc intervalul, iar dupa devin nesemnificativi.

Iar pentru modelul MA(2) am creat o serie “ma2” cu primele 2 valori 0. Ecuatia folosita a fost: ma2=0.52*whitenoise(-1) + 0.71*whitenoise(-2)+whitenoise

Sample 3-200

MA2



Date: 01/20/22 Time: 23:38
Sample: 1 200
Included observations: 200

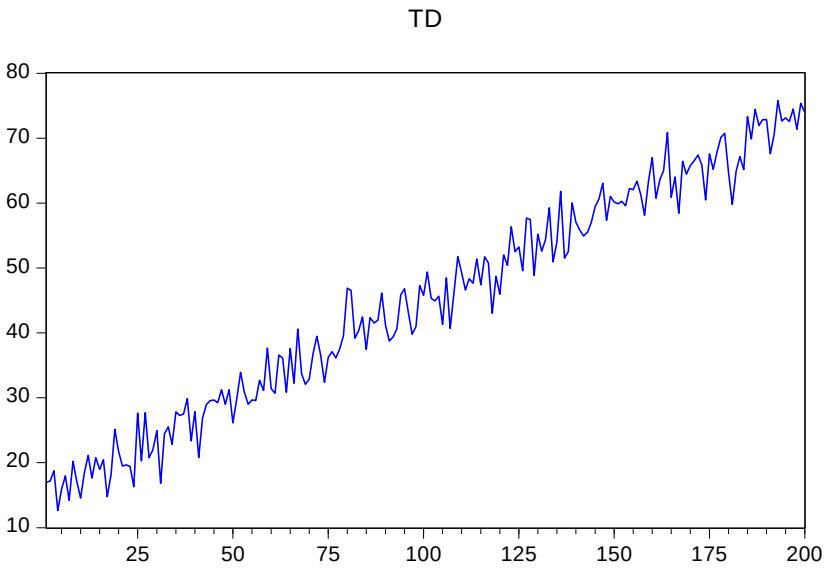
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.472	0.472	45.134	0.000
		2	0.313	0.117	65.119	0.000
		3	-0.069	-0.331	66.093	0.000
		4	-0.065	0.063	66.962	0.000
		5	-0.096	0.051	68.858	0.000
		6	-0.108	-0.159	71.277	0.000
		7	-0.136	-0.069	75.124	0.000
		8	-0.043	0.144	75.511	0.000
		9	-0.087	-0.146	77.111	0.000
		10	-0.076	-0.120	78.335	0.000
		11	-0.141	0.004	82.556	0.000
		12	-0.120	-0.047	85.652	0.000
		13	-0.129	-0.122	89.250	0.000
		14	-0.114	-0.045	92.079	0.000
		15	-0.123	-0.043	95.365	0.000

Avand in vedere ca doar primii doi coeficienti ai autocorelatiei sunt semnificativi, modelul MA(2) este potrivit.

c) Generati prin simulare o serie de timp cu

1) tendinta deterministă liniara, cu

Seria “td” creata are ecuatia td=15+0.3*@trend+3*nrnd



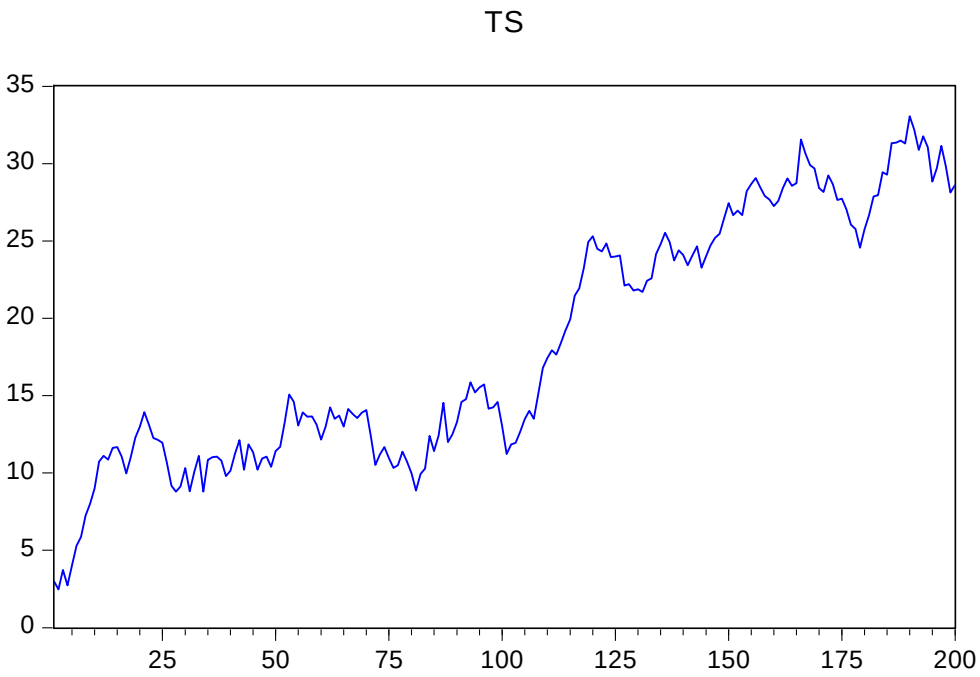
Din grafic se vede clar faptul ca seria are tendinta determinista liniara. Iar in urma testului ADF rezulta ca seria nu are radacina unitate.

Null Hypothesis: TD has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-14.46466	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.004836	
	5% level	-3.432566	
	10% level	-3.140059	

2) tendinta stochastica (radacina unitate, de tip mers aleator), aplicati apoi testul ADF. Ce observati?

Am creat o noua serie “ts” unde am fixat prima valoare si am formulat ecuatia pe sample 2-200: ts=ts(-1)+@nrnd.



Graficul indica un vizibil trend crescator.

Continuam cu testul ADF pentru a testa daca seria are radacina unitate cu optiunea trend and intercept.

H0: Seria are radacina unitate.

Null Hypothesis: TS has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.541591	0.3079
Test critical values:	1% level	-4.004836	
	5% level	-3.432566	
	10% level	-3.140059	

Testul indica acceptarea ipotezei nule indiferent de pragul de risc ales.

Numarul observatiilor simulate n=200.