

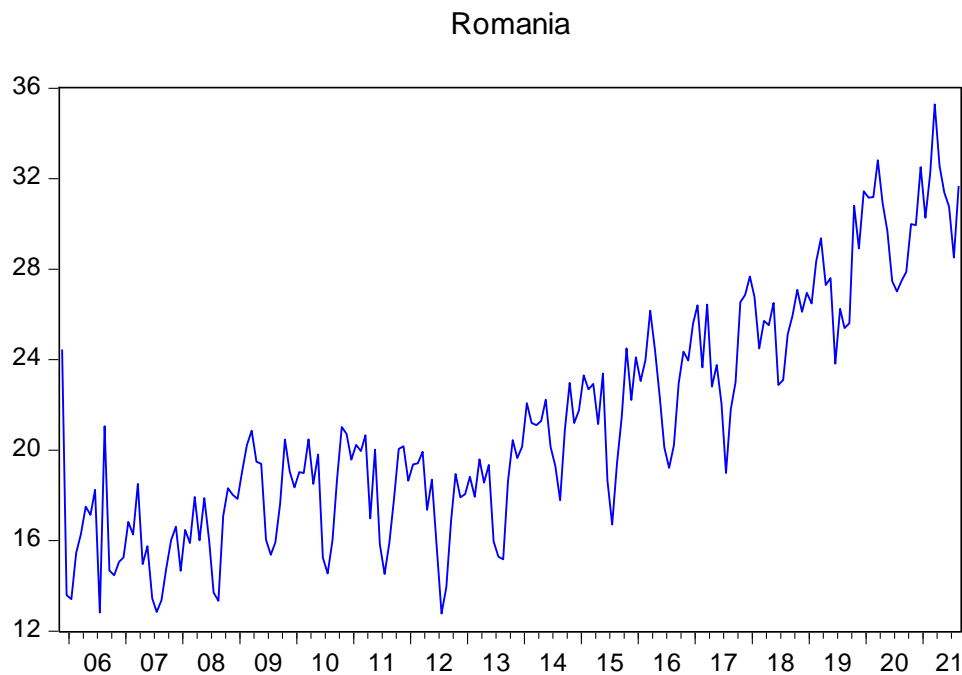
- Evoluția lunară a producției de lapte de băut în România în perioada 2005m11-2021m08 (mii tone)

Problema 1

a) Romania (2005m11-2021m08)

https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=apro_mk_colm&lang=en

Data descărcării: 15.10.2021



b) Componente:

- Trend: stagnare 2006-2012, creștere 2012-2021
- Sezonaliitate: minime în lunile de vară, maxime în restul lunilor
- Componenta aleatoare

c) Coeficienții sezonaliității

Date: 10/17/21 Time: 15:41

Sample: 2005M11 2021M08

Included observations: 190

Ratio to Moving Average

Original Series: ROMANIA

Adjusted Series: ROMANIASA

Scaling Factors:

1	1.065444
2	1.050766
3	1.114120
4	1.010333
5	1.050928
6	0.911518
7	0.834590
8	0.900281

9	0.967990
10	1.063664
11	1.031614
12	1.037970

Pentru a studia sezonabilitatea, am mers în meniul Proc → Seasonal Adjustment → Moving Average Methods → Ratio to moving average – Multiplicative → OK.

Pentru eliminarea sezonaliității sunt calculate mediile mobile de ordin egal cu perioada componentei sezoniere, prin urmare MM (12). În urma acestor pași rezultă un tabel. Din acest tabel putem interpreta coeficienții aferenți fiecărei luni.

Interpretare:

- În luna ianuarie, colectarea laptelui de băut a fost cu 6,5% peste medie.
- În luna februarie, colectarea laptelui de băut a fost cu 5% peste medie.
- ...
- În luna iunie, colectarea laptelui de băut a fost cu 9% sub medie.
- În luna iulie, colectarea laptelui de băut a fost cu 17% sub medie.
- ...
- În luna decembrie, colectarea laptelui de băut a fost cu 3,7% peste medie.

Etapele de obținere a coeficienților sezonaliității:

1. Se calculează mediile mobile de ordinul 12, pentru că avem date lunare;

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

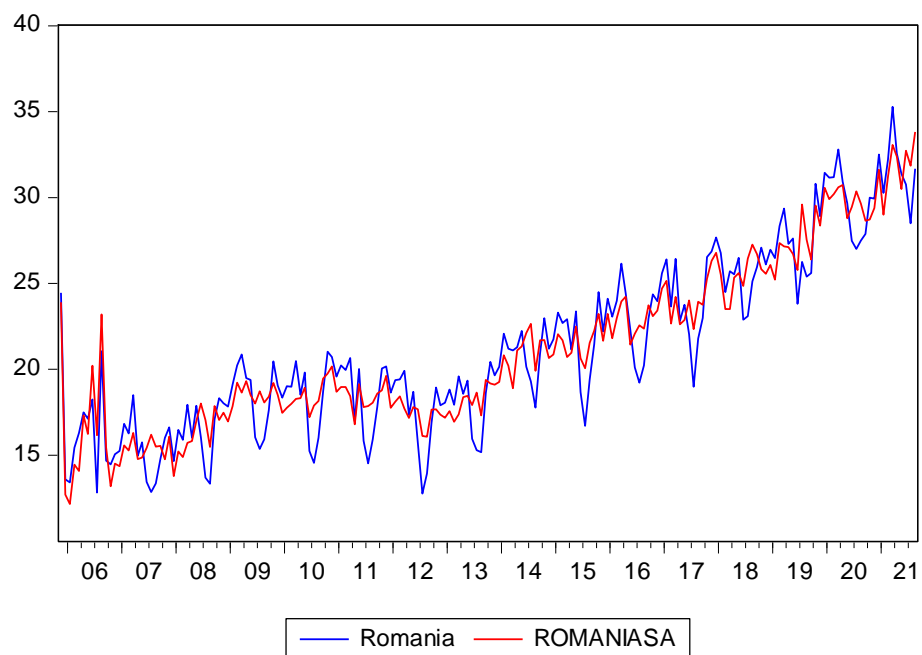
2. Folosim modelul multiplicativ, pentru că amplitudinea fluctuațiilor sezoniere crește (valoarea observată / medie);

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

3. Se calculează media rapoartelor precedente pentru fiecare sezon.

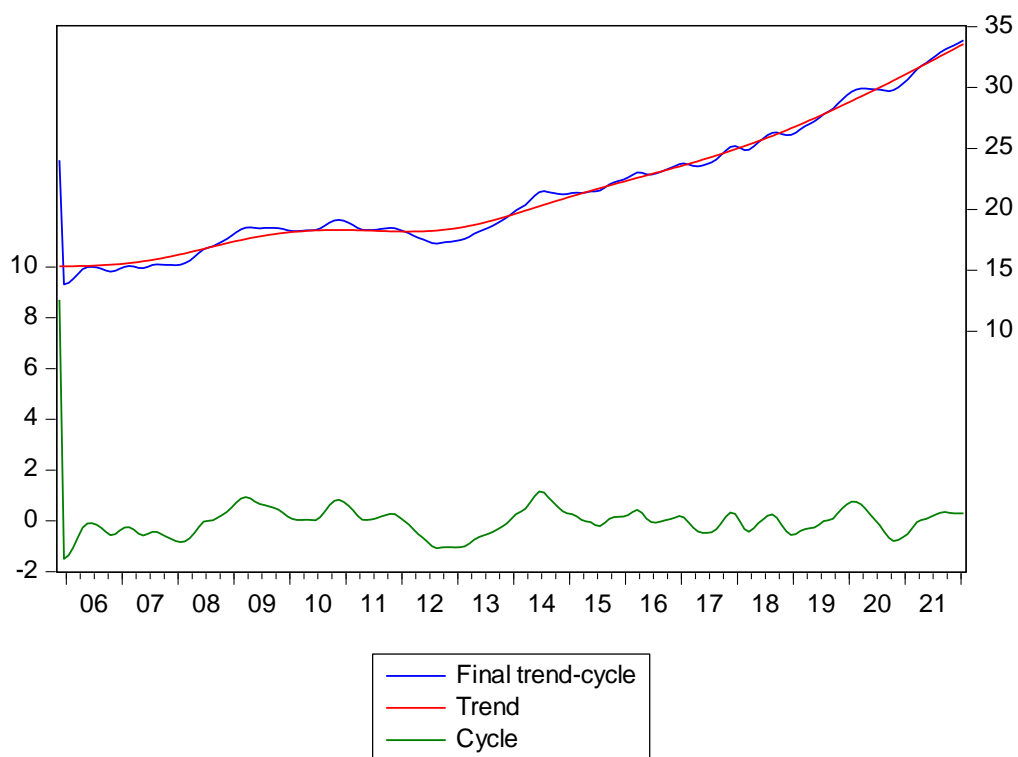
$$S_I = \frac{S_{1/2006} + S_{1/2007} + \dots + S_{1/2021}}{17}$$

Seria observată și seria desezonalizată

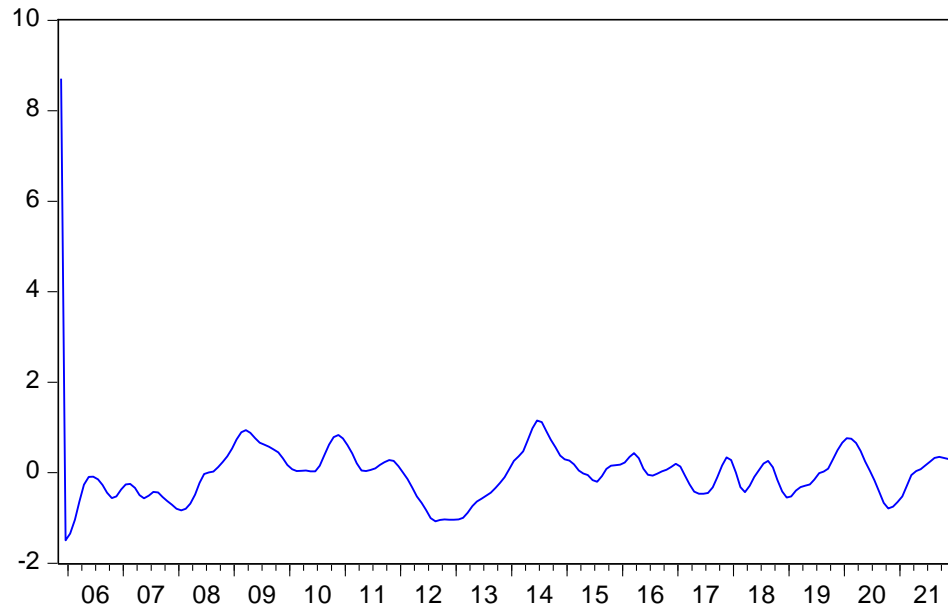


- d) Un ciclu economic acoperă mai mulți ani, iar după cum se poate observa din datele de mai jos sunt vizibile câteva cicluri scurte: 2008m01-2010m04, 2012m08-2015m07

Hodrick-Prescott Filter (lambda=14400)



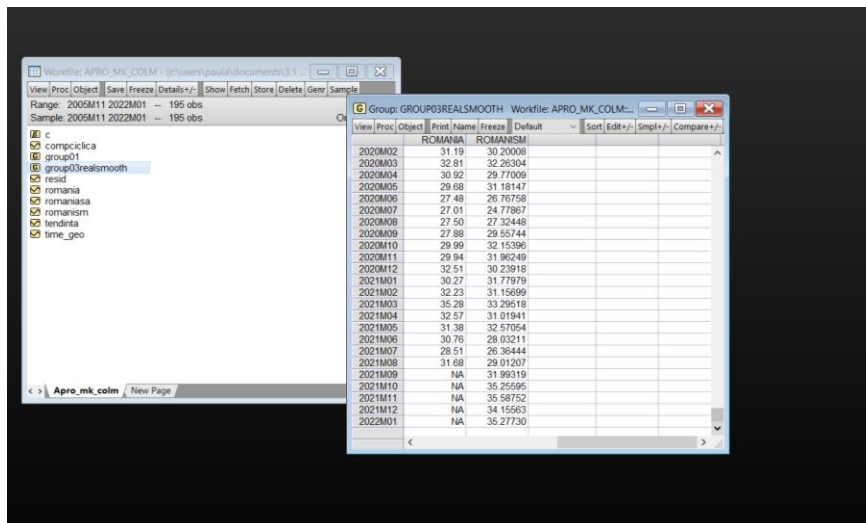
ciclicitate



e) Previziuni

Pentru a previziona, am folosit metoda ”Exponential Smoothing”

Prin intermediul metodei, am previzionat pe următoarele 5 perioade (următoarele 5 luni).



Parameters:	Alpha	0.2300
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	433.5495
Root Mean Squared Error		1.510576
End of Period Levels:		
	Mean	33.08950

Trend		0.077837
Seasonals:	2020M09	0.964599
	2020M10	1.060483
	2020M11	1.067956
	2020M12	1.022598
	2021M01	1.053724
	2021M02	1.041768
	2021M03	1.101668
	2021M04	1.009920
	2021M05	1.045749
	2021M06	0.905381
	2021M07	0.830836
	2021M08	0.895319

Exemplificăm modul de obținere al valorilor previzionate.

Lungimea seriei este $T=190$, perioada componentei sezoniere $p=12$.

Previziunile sunt determinate din ecuația

$$\hat{Y}_{190+h} = (33.08950 + h * 0.077837)S_{190-12+h} \text{ unde orizontul de previziune este } h=1,2,\dots$$

Ultima observație: luna august 2021 ($T=190$)

Pentru luna septembrie 2021, orizontul de previziune este $h=1$, coeficientul sezonality $S=0.964599$, iar valoarea previzionată:

$$\hat{Y}_{190}(1) = \hat{Y}_{190+1} = (33.08950 + 1 * 0.077837) * 0.964599 = 31.9931801$$

Pentru luna octombrie 2021, orizontul de previziune este $h=2$, coeficientul sezonality $S=1.060483$

$$\hat{Y}_{190}(2) = \hat{Y}_{190+2} = (33.08950 + 2 * 0.077837) * 1.060483 = 35.25594186$$

Exemplificăm pentru ultimele 5 valori MAE.

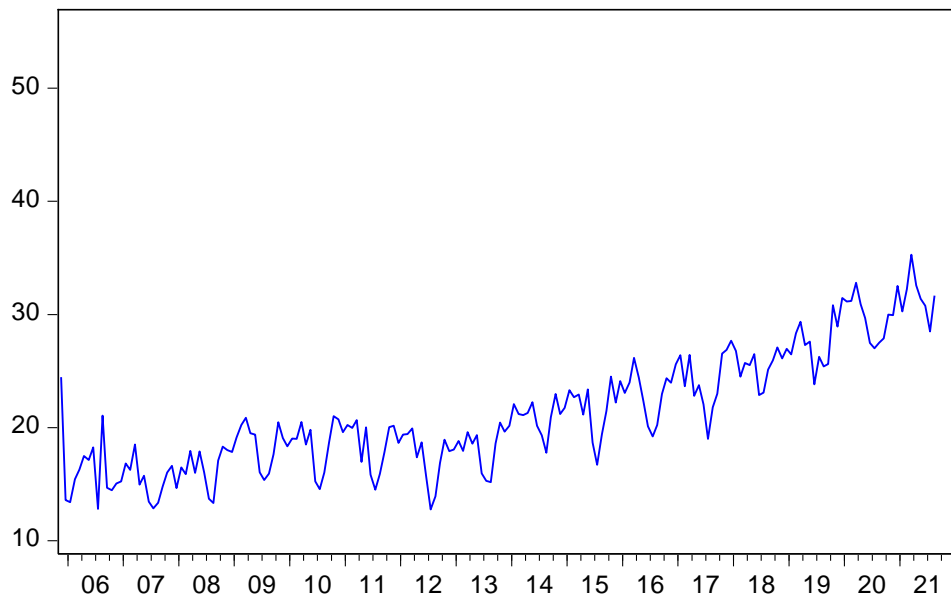
2021M04	32.57	31.01941320776103
2021M05	31.38	32.5705352026182
2021M06	30.76	28.03210862244367
2021M07	28.51	26.36443522178315
2021M08	31.68	29.01206762446765
MAE= (32.57-31.02 + 31.38-32.57 + 30.76-28.03 + 28.51-26.36 + 31.68-29.01)/5=2.058		

Problema 2

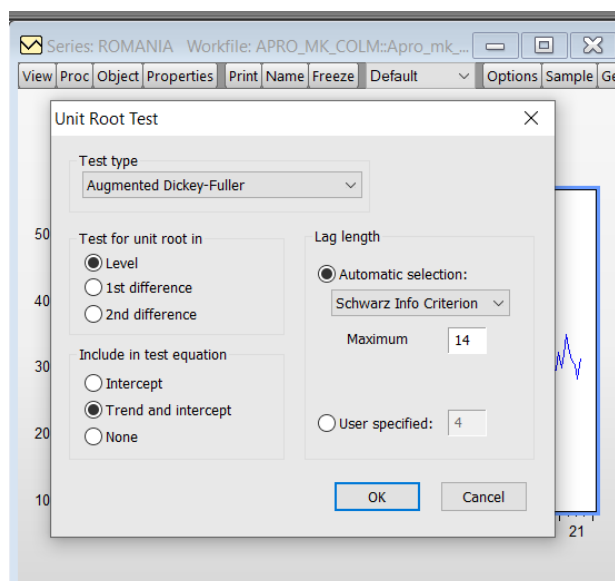
Pentru problema 2 am folosit aceeași bază de date, evoluția lunară a producției de lapte de băut în România în perioada 2005m11-2021m08 (mii tone)

- a) După cum se poate observa din redarea grafică a datelor, seria este nestaționară/are unit root (tendință aleatoare), însă vom testa acest lucru în prealabil.

Romania



Din meniul View → Unit Root Test → Bifăm "Trend and intercept" → OK



Null Hypothesis: ROMANIA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

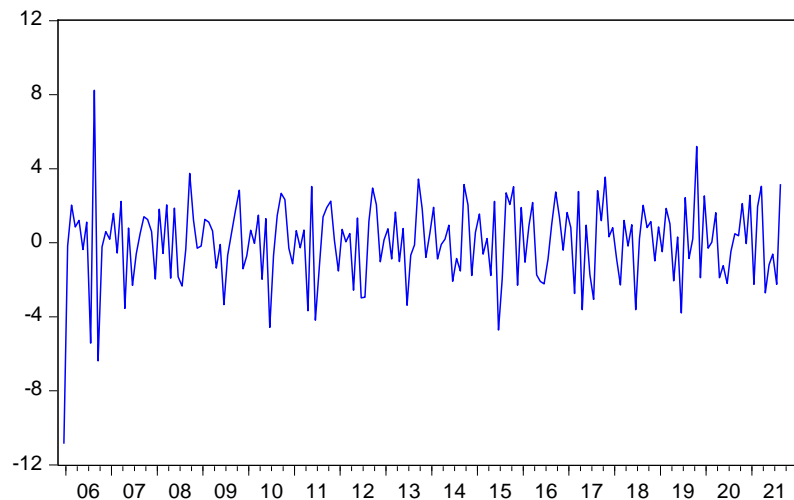
Lag Length: 13 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.816191	0.9613
Test critical values:		
1% level	-4.011044	
5% level	-3.435560	
10% level	-3.141820	

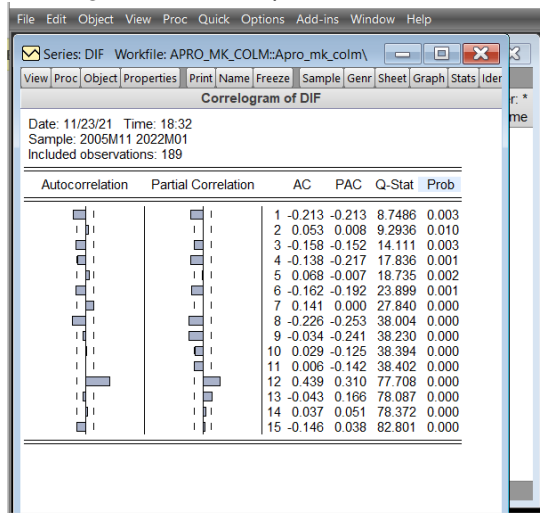
Prob=0,9613>5%; Ipoteza nulă se acceptă, seria are rădăcină unitate/tendență aleatoare.

Seria s-a staționarizat după aplicarea diferențelor de ordinul 1, deci ordinul de integrare este **d=1**, la un nivel de semnificativitate $\alpha=5\%$.

DIF



b) Corelograma seriei staționare



Interpretare:

$$(Intervalul\ este\ \frac{\pm 2}{\sqrt{189}} = \pm 0,1455)$$

Primul coeficient (cel de la lag-ul 1) arată corelația dintre Y_t și Y_{t-1} (valoarea din luna curentă și valoarea din luna precedentă). Acesta este -0,213 și e semnificativ (iese din interval).

Al doilea coeficient (cel de la lag-ul 2) arată corelația dintre Y_t și Y_{t-2} (valoarea din luna curentă și valoarea din urmă cu două luni). Acesta este de 0,053 și e nesemnificativ (nu iese din interval).

c)

În prezența sezonality coeficientul de la AC, PAC, de la lag=12 (date lunare) este semnificativ (tabelul de la punctul b)).

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.006	-0.006	0.0074	
		2 -0.136	-0.136	3.5882	
		3 -0.075	-0.079	4.6894	
		4 -0.068	-0.090	5.5823	0.018
		5 -0.095	-0.124	7.3671	0.025
		6 -0.103	-0.144	9.4400	0.024
		7 -0.003	-0.064	9.4418	0.051
		8 -0.110	-0.194	11.872	0.037
		9 0.158	0.093	16.870	0.010
		10 0.102	0.023	18.972	0.008
		11 0.059	0.052	19.674	0.012
		12 -0.034	-0.029	19.904	0.019
		13 -0.046	-0.030	20.333	0.026
		14 -0.011	-0.007	20.360	0.041
		15 0.003	0.044	20.362	0.061

În corelograma seriei desezonalizate nu există corelații semnificative în prima parte, deci pentru partea nesezonieră $p=0, q=0$.

- d) Pentru analiza modelului corespunzător am ales modalitatea de specificare: Proc/Automatic ARIMA Forecasting

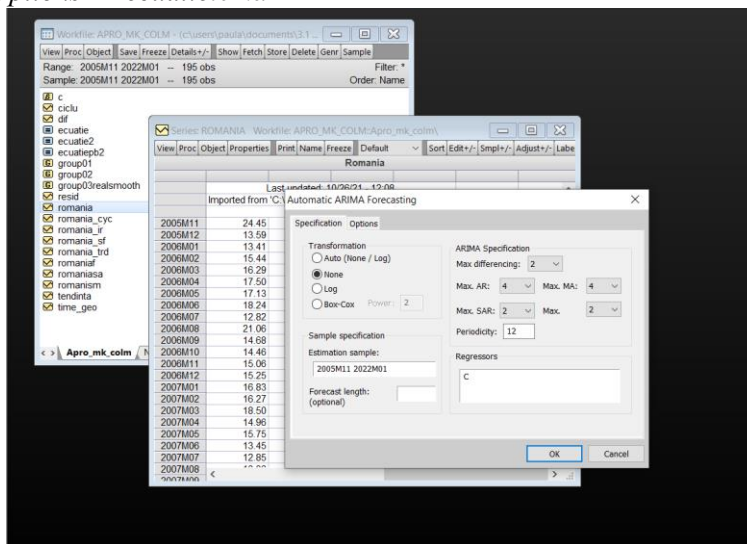
Opțiuni:

Max. SAR=2

Max. SMA=2

Periodicity:12

Options → ecuatietema



Automatic ARIMA Forecasting
 Selected dependent variable: D(ROMANIA)
 Date: 11/23/21 Time: 19:30
 Sample: 2005M11 2022M01
 Included observations: 189
 Forecast length: 0

Number of estimated ARMA models: 225
 Number of non-converged estimations: 0
Selected ARMA model: (2,3)(2,2)
 AIC value: 3.78737933379

După analiza automată rezultă ARMA(2, 3)(2, 2), adică $p=2$, $q=3$, $P=2$, $Q=2$, $d=0$.

Un model de tip autoregresiv-medie mobilă ARMA(p, q) are o componentă de tip autoregresiv respectiv o componentă de tip medie mobilă unde p este ordinul părții autoregresive, q ordinul mediei mobile, P/Q indică gradul polinoamelor. Modelul mixt ARMA(p, q) surprinde atât caracterul inerțial cât și cel de asimilare a șocurilor.

Dependent Variable: D(ROMANIA)

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 11/23/21 Time: 19:31

Sample: 2005M12 2021M08

Included observations: 189

Convergence achieved after 81 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.086340	0.081828	1.055147	0.2928
AR(1)	1.617587	0.070201	23.04224	0.0000
AR(2)	-0.882088	0.074752	-11.80019	0.0000
SAR(12)	1.615041	0.210884	7.658429	0.0000
SAR(24)	-0.668965	0.202833	-3.298113	0.0012
MA(1)	-2.239061	0.129066	-17.34823	0.0000
MA(2)	1.806644	0.217502	8.306352	0.0000
MA(3)	-0.498770	0.105394	-4.732449	0.0000
SMA(12)	-1.529872	0.226758	-6.746701	0.0000
SMA(24)	0.746264	0.180396	4.136816	0.0001
SIGMASQ	2.090645	0.252796	8.270099	0.0000

Probabilitatea constantei este mai mare decât $\alpha=5\%$ ($0.29 > 0.05$), adică este nesemnificativă, deci o eliminăm.

Dependent Variable: D(ROMANIA)

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 11/23/21 Time: 19:33

Sample: 2005M12 2021M08

Included observations: 189

Convergence achieved after 81 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.613025	0.069995	23.04498	0.0000
AR(2)	-0.880712	0.078296	-11.24844	0.0000
SAR(12)	1.617481	0.215451	7.507419	0.0000
SAR(24)	-0.667780	0.207751	-3.214324	0.0016
MA(1)	-2.225172	0.123824	-17.97037	0.0000
MA(2)	1.787789	0.209900	8.517315	0.0000
MA(3)	-0.490515	0.102323	-4.793784	0.0000
SMA(12)	-1.517667	0.227070	-6.683709	0.0000
SMA(24)	0.730517	0.177833	4.107875	0.0001
SIGMASQ	2.102995	0.243961	8.620207	0.0000

e) Ipoteza nulă H_0 : Rezduurile nu sunt corelate.

Aplicăm testul Q din: View/Residual Diagnostics/Corelogram Q statistics

Date: 12/22/21 Time: 14:29

Sample: 2005M11 2022M01

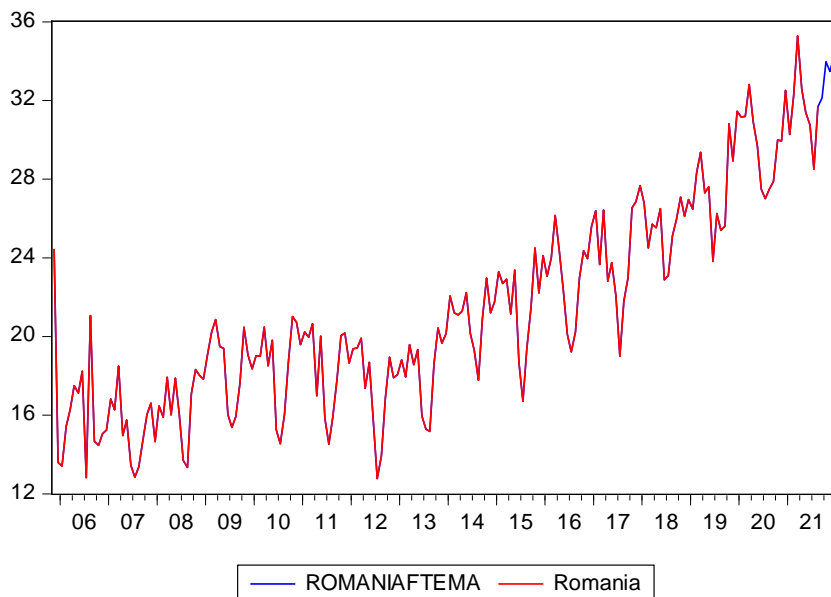
Included observations: 163

Q-statistic probabilities adjusted for 9 ARMA terms

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.004	-0.004	0.0026		
. .	. .	2	-0.012	-0.012	0.0262		
. .	. .	3	0.039	0.039	0.2779		
. .	. .	4	-0.004	-0.004	0.2802		
. .	. .	5	-0.033	-0.032	0.4605		
. .	. .	6	-0.034	-0.036	0.6588		
. .	. .	7	-0.057	-0.058	1.2124		
. .	. .	8	0.070	0.071	2.0576		
. .	. .	9	0.036	0.038	2.2811		
. .	. .	10	0.014	0.019	2.3132		0.128
. .	. .	11	0.029	0.021	2.4579		0.293
. .	. .	12	0.015	0.008	2.5006		0.475
. .	. .	13	-0.050	-0.051	2.9568		0.565
. .	. .	14	-0.031	-0.030	3.1332		0.679
. .	. .	15	0.051	0.061	3.5991		0.731

Pentru $M=15$, $Q(15)=3.59$. Probabilitatea este de $0.731 > \alpha 0.05$ de unde rezultă că ipoteza nulă se acceptă, reziduurile nu sunt corelate. Nu există corelații în reziduuri, de unde rezultă că modelul este unul adecvat.

Previziuni/Forecast:



Problema 3

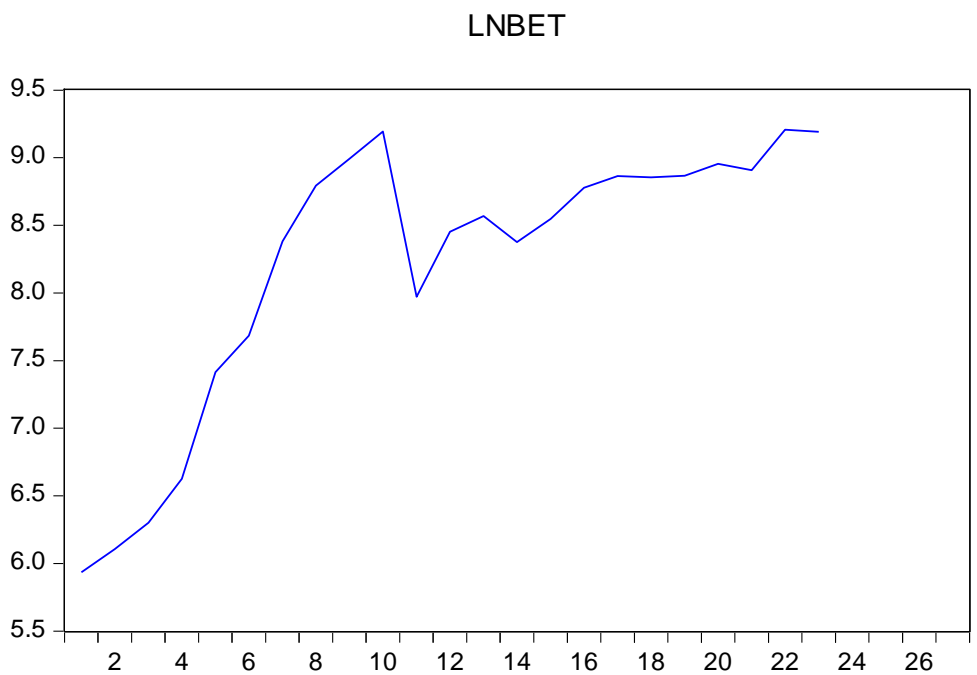
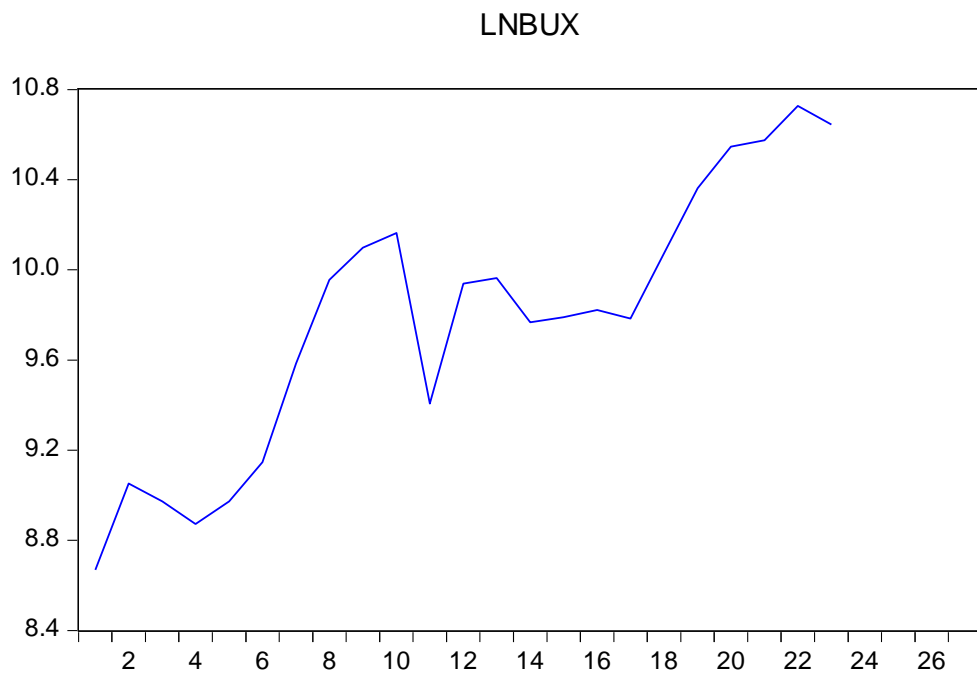
Evoluția indicilor BET si BUX în perioada 1998-2020

I. Pregătirea datelor

Datele sunt în valori absolute, așadar se vor logaritma.

$\text{LNBUX} = \log(\text{bux})$

$\text{LNBET} = \log(\text{bet})$



Primul pas este acela de a afla dacă datele sunt staționare. Pentru aceasta am aplicat testul "Unit root Test" cu "Trend and intercept" pentru fiecare variabilă în parte.

Null Hypothesis: LNBUX has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.513035	0.3192
Test critical values: 1% level	-4.440739	
5% level	-3.632896	
10% level	-3.254671	

H_0 : LNBUX are rădăcină unitate (trend aleator).

Prob=0.3192>alfa=0.05, deci ipoteza nulă se acceptă.

Null Hypothesis: LNBET has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.841908	0.6495
Test critical values: 1% level	-4.440739	
5% level	-3.632896	
10% level	-3.254671	

H_0 : LNBET are rădăcină unitate (trend aleator).

Prob=0.6495>alpha=0.05, deci ipoteza nulă se acceptă.

Pentru a staționariza variabilele, vom aplica diferențele de ordin I, ΔY și ΔX .

$$\Delta Y = Y_t - Y_{t-1} = \text{DIFLNBUX} = d(\text{LNBUX})$$

$$\Delta X = X_t - X_{t-1} = \text{DIFLNBET} = d(\text{LNBET})$$

II. Testul Granger de cauzalitate și corelograma încrucișată

Din corelograma încrucișată și PAC pentru DIFLNBET și DIFLNBUX se observă că nu există corelații puternic semnificative. Lag 0 ne indică faptul că avem o relație contemporană, adică o modificare în indicele bux va aduce cu sine o modificare în indicele bet în aceeași perioadă de timp, adică același an.

Date: 01/04/22 Time: 17:37
Sample: 1 27
Included observations: 22
Correlations are asymptotically consistent approximations

DIFLNBET,DIFLNBUX(-i)	DIFLNBET,DIFLNBUX(+i)	i	lag	lead
		0	0.7608	0.7608
		1	-0.1331	-0.2270
		2	-0.1139	0.1436
		3	0.0163	0.2210
		4	-0.1742	-0.1064
		5	-0.0022	0.0479
		6	-0.0023	-0.1778
		7	0.1368	-0.1213
		8	0.1193	-0.1626
		9	-0.2075	-0.1566
		10	0.1616	0.0061
		11	-0.1180	-0.0274
		12	-0.0336	0.1358

Aplicăm testul Granger pentru lags=2. Vom lua în considerare variabilele staționare.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 01/04/22 Time: 17:33

Sample: 1 27

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DIFLNBUX does not Granger Cause DIFLNBET	20	0.96624	0.4030
DIFLNBET does not Granger Cause DIFLNBUX		3.18773	0.0702

Prima ipoteză nulă se acceptă (Prob=0.4 >5%) deci nu există cauzalitate dinspre indicele bux înspre indicele bet. A doua ipoteză nulă se respinge (Prob=0.07<10%) deci există cauzalitate dinspre bet înspre bux; bux din anul curent este corelate cu bet.

III. Existența unei relații de cointegrare; metoda Engle-Granger. Model ECM, ARDL, VAR

Indicele Bet este variabila dependentă. Vom face analiza pentru datele nestaționare.

Ecuția de integrare (*Constant*)

Date: 01/11/22 Time: 10:06

Series: LNBET LNBUX

Sample (adjusted): 1 23

Included observations: 23 after adjustments

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNBET	-4.029100	0.0240	-18.43088	0.0189
LNBUX	-2.686550	0.2423	-14.50512	0.0762

Pentru alfa=5%, ambele teste (tau și z) resping ipoteza nulă, prin urmare seriile sunt cointegrate.

Estimăm ecuația

Dependent Variable: LNBET
Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS)
Date: 01/11/22 Time: 10:11
Sample (adjusted): 2 23
Included observations: 22 after adjustments
Cointegrating equation deterministics: C
Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 3.0000)

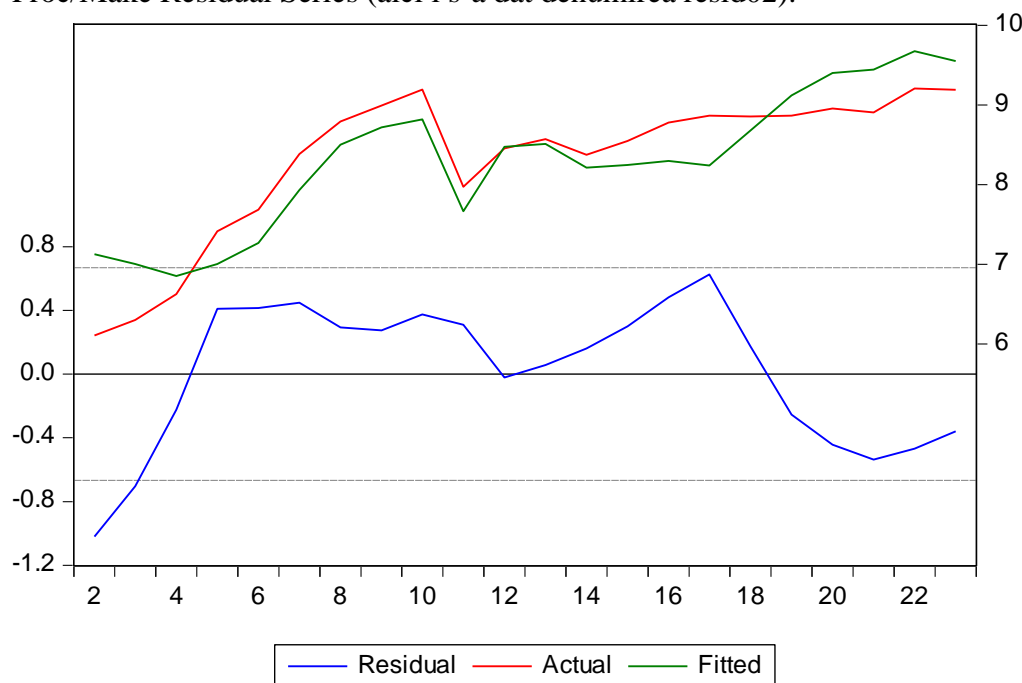
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNBUX	1.522695	0.255586	5.957657	0.0000
C	-6.658962	2.515964	-2.646684	0.0155

$$\text{LNBET} = C + \text{LNBUX}$$

$$\text{LNBET} = -6.6589 + 1.5227\text{LNBUX}$$

Interpretare: O creștere a indicelui BUX cu 1% se asociază pe termen lung unei creșteri a indicelui BET cu 1.25%.

Reziduul pare staționar (fluctuează staționar în jurul lui 0); avem o confirmare în plus că există o relație de cointegrare între variabile (regresia estimată este validă). Seria reziduului se salvează din Proc/Make Residual Series (aici i s-a dat denumirea resid02).



Reziduul se calculează ca diferențe între valorile observate și valorile prezise de ecuația estimată:

$$\text{RESID02}_t = e_t = \text{DIFLNBET}_t - (-6.6589 + 1.5227\text{DIFLNBUX}_t)$$

Modelul ECM este un model de tip ARDL estimat pentru diferentele de ordin unu DIFLNBUX și DIFLNBET, ce include suplimentar reziduul rez(-1) din ecuația de cointegrare aferent perioadei anterioare t-1:

$$\text{RESID02}_{t-1} = \text{DIFLNBET}_{t-1} - (-6.6589 + 1.25 \text{DIFLNBUX}_{t-1})$$

Se estimează inițial ecuația:

DIFLNBET c RESID02(-1)























Dependent Variable: DIFLNBET
Method: Least Squares
Date: 01/11/22 Time: 10:34
Sample (adjusted): 3 23
Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.149560	0.087709	1.705188	0.1045
RESID02(-1)	-0.085600	0.199358	-0.429377	0.6725

Pentru alpha=10% coeficienții nu sunt semnificativi.

Coficientul reziduului din perioada precedentă (resid02(-1)) este negativ (ceea ce ne doream), însă este nesemnificativ, deoarece lungimea seriei este destul de mică.

Date: 01/11/22 Time: 10:41
Sample: 1 27
Included observations: 21

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.043	-0.043	0.0454	0.831
		2	0.114	0.112	0.3740	0.829
		3	0.134	0.145	0.8569	0.836
		4	-0.197	-0.204	1.9567	0.744
		5	-0.034	-0.089	1.9926	0.850
		6	-0.278	-0.272	4.4787	0.612
		7	0.013	0.066	4.4845	0.723
		8	0.055	0.124	4.5979	0.800
		9	-0.031	0.039	4.6357	0.865
		10	0.099	-0.045	5.0655	0.887
		11	-0.084	-0.168	5.4051	0.910
		12	0.050	-0.018	5.5370	0.938

Testul Q arată că nu există corelații în seria reziduului, deci modelul este adecvat și nu sunt necesari termeni de tipul ARDL (pentru diflnbet, diflnbux).

DIFLNBET = 0.1496 - 0.0856*resid02(-1)