Academia de Studii Economice din Bucureşti
Facultatea de Cibernetică, Statistică și Informatică Economică
-2016-

PROIECT ECONOMETRIE

Studenţi: Bordeianu Andrei
Buleandră Andreea
Chirilă Corina-Elena
Constantin Marius Alexandru
An: 3
Seria: A
Grupa: 1064
Coordonator: Davidescu Adriana

Cuprins

Introducere....3
Aplicaţia 1. Modelul de regresie simplă....3
A. Capitol teoretic....3
1. Literature review....3
2. Metodologia cercetării....5
B. Capitol aplicativ....5
1. Date utilizate....5
2. Rezultatele empirice ale cercetării....9
C. Concluzii....17
Aplicatia 2. Modelul de regresie multiplă....17
A. Capitol teoretic....17
1. Literature review....17
2. Metodologia cercetării....18
B. Capitol aplicativ....19
1. Date utilizate....19
2. Rezultatele empirice ale cercetării....21
C. Concluzii....32
Aplicatia 3. Modele cu ecuații simultane....33
A. Capitol teoretic....33
1. Literature review....33
2. Metodologia cercetării....33
B. Capitol aplicativ....34
1. Date utilizate....34
2. Rezultatele empirice ale cercetării....37
C. Concluzii....40
Bibliografie....40

Introducere

Acest proiect îşi propune realizarea unei analize prin care să estimăm, pe baza modelelor econometrice de regresie liniară unifactorială şi bifactorială, PIB, ca variabilă dependentă, în funcție de alți doi factori (variabile independente) şi anume, numărul absolvenților de studii superioare şi numărul şomerilor din România, între anii 1995 şi 2014.

Analiza este împărțită în două aplicații, prima constând într-un model de regresie unifactorial, iar cea de-a doua reprezentând un model de regresie bifactorial.

Prima aplicație a analizei pe care am realizat-o presupune estimarea unui model de regresie unifactorial, având ca variabilă dependentă produsul intern brut (date selectate anual, în perioada 1995 – 2014) şi ca variabilă independentă numărul de şomeri din România (date selectate anual, în aceeaşi perioadă).

Scopul acestei aplicații este acela de a analiza legătura dintre produsul intern brut şi numărul de şomeri din ultimii 20 ani şi să ofere un model econometric valid pentru o eventuală prognoză.

A doua aplicație cuprinde modelul de regresie bifactorial, prin care se urmăreşte legătura existentă între produsul intren brut, ca variabilă dependentă şi numărul de şomeri respectiv numărul absolvenților din România (date selectate anual, în perioada 1995 – 2012), ca variabile independente.

Scopul aplicației 2 este să continue analiza realizată pentru prima aplicație, prin introducerea unui nou factor de influență şi să ofere o bază pentru previzionarea modului în care va evolua produsul intern brut din România la schimările aduse de cei doi factori analizați.

A treia aplicație presupune aplicarea metodei celor mai mici pătrate în două faze (TSLS – Two Stage Least Squares) pe ecuația pieței bunurilor şi serviciilor şi piața monetară.

Aplicaţia 1. Modelul de regresie simplă

A. Capitol teoretic

1. Literature review

În cadrul primei aplicații ne propunem să analizăm prin intermediul unui model unifactorial de regresie influența ratei şomajului asupra PIB-ului în România în perioadă 1995 - 2012, perioadă caracterizată prin multe schimbări politice, sociale, economice şi culturale.

Conform "Trading Economics" rata şomajului în România a scăzut la 6,7% în noiembrie 2015 față de 6,8% în luna octombrie 2015. Între anii 2006 şi 2015, rata medie a şomajului în România a fost de 6,95%, atingând punctul maxim de 8,1% în martie 2010 şi punctul de minim de 5,4% în septembrie 2008, fapt ce poate fi explicat de contextul economic din acea perioadă şi anume criza economică.

Pentru România, dar şi pentru cea mai mare parte din țările care s-au angajat pe drumul trecerii la economia de piață, criza economico-financiară a început în 1989, concomitent cu declanşarea unei radicale crize politice, instituționale şi de sistem. De atunci şi până acum, an de an, principalii indicatori macroeconomici au cunoscut scăderi spectaculoase, unele scăderi ale acestora fiind justificate şi prin efectele crizelor conjuncturale, cum este cea financiară declanşată în 2007. Fără nici un fel de explicație rațională, imediat după 1989, România a trecut de la o creştere economică bazată pe producție industrială şi exporturi extinse la un model bazat pe consum.

Anul 2008 a adus concedieri masive în majoritatea domeniilor de activitate din economie, pe fundalul unor reduceri ale produciei şi sistarea investiiilor, iar prima jumătate a anului 2009 a dus la scăderea comenzilor pe fondul accentuării efectelor crizei mondiale.

Din anul 1990 şi până în 2003, şomajul a avut o evoluție general ascendentă (în 1991, rata medie națională a şomajului a fost de 1,8% şi numărul mediu de şomeri de 201875, iar în anul 2002 variabilele crescuseră la 10,2%, respectiv, 954546 şomeri), cauzată de efectul cumulat al mai multor factori. Dintre factori, cei care au avut efectele cele mai importante asupra creşterii şomajului au fost: - cadrul politic în care s-au aplicat programele de restructurare a economiei naționale, unele fiind inconsecvente ca direcții prioritare de acțiune; - natura predominant pasivă (până spre sfârşitul anilor ’90) a politicilor de protecție socială a şomerilor, de multe ori inadecvate pentru nevoile reale ale economiei; - presiunea asupra ofertei de forță de muncă exercitată de persoanele născute la sfârşitul anilor ‘60 şi începutul anilor ‘70. Începând cu prima parte a deceniului actual, tendința şomajului a fost de scădere (în 2003, rata medie națională a şomajului a fost de 7,6% şi numărul mediu de şomeri de 689531, iar în anul 2008 variabilele scăzuseră la 4%, respectiv, 362429 şomeri), considerată de specialiştii în economie ca fi ind prea rapidă pentru a fi fost susținută de investiții, creatoare de noi locuri de muncă. Nivelul scăzut al ratei şomajului nu este numai un rezultat al creşterii economice, fi ind evidentă acțiunea mai multor factori care explică nivelul atât de redus al ratei şomajului (aceşti factori nu sunt luați în considerare atunci când se evaluează ofi cial nivelul şomajului): - forța de muncă plecată în străinătate (1,5 milioane – 2 milioane de persoane), în marea ei majoritate reprezintă persoane care, dacă ar fi rămas în țară, ar fi fost şomere; - populația ocupată în activități agricole de subzistență care nu avea un loc de muncă şi un venit sigur şi se afl a într-o poziție economico-socială precară pentru că integrarea europeană presupune şi reducerea drastică a ocupării în agricultură; -forța de muncă angajată în unități economice cu pierderi care ar deveni şomeră dacă subvenționările ar fi sistate; - pensionările anticipate au scăzut presiunea pe piața muncii dar au dus la creşterea gradului de depenedență economic (Mocanu, 2009).

Cauzele crizei economice şi fi nanciare sunt numeroase şi complexe, identifi cabile la nivel macro şi micro-economic, o clasifi care analitică a acestora evidențiind factori structurali (creatori ai condițiilor generale favorabile generării crizei) şi ciclici (care contribuie la aplanarea crizei). Criza economică mondială actuală îşi are începutul în SUA, unde s-au înregistrat primele semne încă din iunie 2007 (Dăianu, Lungu, 2008). „România a intrat în actuala criză încă din ultimul trimestru al anului 2008 fără o pregătire adecvată care să-i permită cel puțin atenuarea efectelor atât în plan economic şi, îndeosebi, în plan social”

(Radocea, 2009). Criza mondială s-a suprapus în România pe depăşirea defi citului comercial extern acumulat în 15 ani cu 182,1%, ceea ce înseamnă „o catastrofă", cu impact negativ asupra „programelor de dezvoltare ale economiei şi mai ales asupra creşterii veniturilor generațiilor actuale de salariați şi de pensionari", care „va consuma şi parte mai mare decât venitul național din următorii 10- Statistica forţei de muncă Revista Română de Statistică nr. 3 / 2010 20 de ani pentru înapoierea creditelor şi plata dobânzilor" (Fota, Băcescu, 2009).

2. Metodologia cercetării

Aplicația 1 este construită pe baza unui model de regresie liniară unifactorială, cu scopul de a ne arăta care este influența şomajului din România asupra produsului intern brut, mai precis cum influențează numărul şomerilor produsul intern brut. Ecuația modelului de regresie are următoarea formă:

$$Y= \beta 0+ \beta 1*X$$

În care:

- Y este variabila dependentă a modelului, reprezentand produsul intern brut din România (măsurat în milioane RON).
- X este variabila independentă a modelului, reprezentand numărul de şomeri din România (măsurat în mii de persoane).

Modelul este implementat în Eviews, iar datele, preluate de pe site-ul Institutului Național de Statistică, sunt date anuale din perioada 1995 – 2014.

B. Capitol aplicativ

1. Date utilizate

<u>Definirea variabilelor utilizate în model</u>

Definiția 1

Conform *Dicționarului Explicativ al Limbii Române*, Produsul Intern Brut reprezintă expresia valorică a totalității bunurilor şi serviciilor finale furnizate de agenții economici care-şi desfăşoară activitatea pe teritoriul unei țări.

Folosim, bineînțeles, PIB în prețuri constante pentru a elimina influența adusă de inflație, datele fiind colectate prin auto-înregistrare şi preluate cu o peridicitate anuală, de pe site-ul Institutului Național de Statistică (INS).

Definiția 2

Definiția, prezentă în *Dicționarul Explicativ al Limbii Române,* spune că un şomer este o persoană fără contract individual de muncă a cărei activitate nu se desfăşoară în scopul obținerii de venit şi care este în căutarea unui loc de muncă.

Datele utilizate în model sunt colectate prin auto-înregistrare, cu o periodicitate anuală, şi sunt preluate de pe site-ul Institutului Național de Statistică (INS).

Evoluția economică a variabilelor modelului

Group: UNTITLED Workfile: UN...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Sp

	GDP	NRSOMERI
Mean	285393.4	676.9950
Median	284672.1	642.3000
Maximum	363808.2	1130.300
Minimum	214438.3	367.8000
Std. Dev.	57246.10	231.3308
Skewness	0.023339	0.535419
Kurtosis	1.324859	2.032885
Jarque-Bera	2.340231	1.735006
Probability	0.310331	0.419999
Sum	5707868.	13539.90
Sum Sq. Dev.	6.23E+10	1016765.
Observations	20	20

Tabel 1. *Statistici descriptive ale variabilelor modelului*

Pe baza informaților prezentate în tabelul 1, putem evidenția, pentru cele doua variabile analizate în perioada 1995 - 2014, următoarele aspecte:

- Variabila independentă X (numărul şomerilor) urmează o distribuție asimetrică (asimetrie de dreapta), coeficientul de asimetrie (Skewness) fiind egal cu aproximativ 0.53 şi platicurtică (Kurtosis = 2.032885). De asemenea, amplitudinea distribuției este de 762,5 puncte, între un minim de 367,8 şi un maxim de 1130,3%.

- În perioada analizată, numărul mediu de şomeri din România a fost de aproximativ 677 de persoane.

- Variabila dependetă Y (produsul intern brut în prețuri constante) urmează o distribuție uşor asimetrică(asietrie de dreapta), având un coeficient de asimetrie (Skewness) egal cu 0,02 şi platicurtică (Kurtosis = 1.324859). Amplitudinea distribuției este de 149,369.9 puncte, între un minim de 214,438.3 şi un maxim de 363,808.2.

- În perioada analizată, se observă că valoarea medie a PIB a fost de aproximativ 285,393.4 milioane RON.

Figura 1. *Evoluția PIB în prețuri constante în perioada 1995 – 2014*

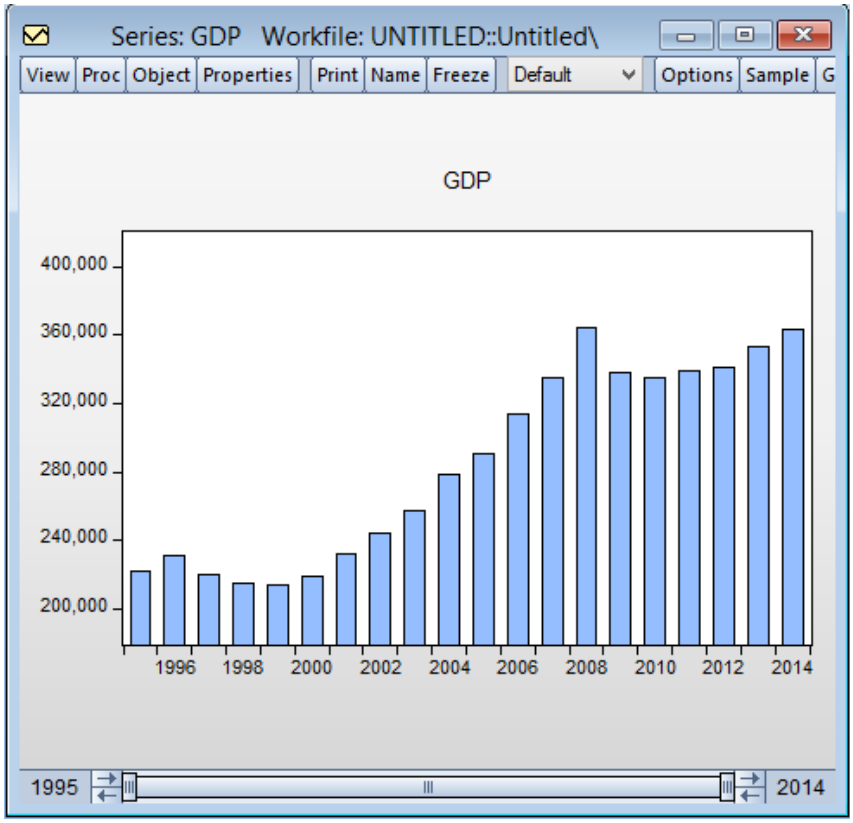


Figura 2. *Evoluția numărului de șomeri în perioada 1995 – 2014*

Analizând cele două variabile, PIB în prețuri constante şi numărul de şomeri, din punct de vedere grafic, se pot observa următoarele lucruri:

- În graficul din *Figura 1* observăm că în România, în perioada 1995 – 2000, imediat dupa trecerea la o economie de piață, trecere datorată Revoluției, a fost înregistrată o creştere uşoară sau mai degrabă o stagnare a PIB, cauzată de instabilitatea economică dată de stadiul de economie de piață tânără, la început de drum, în care România se găsea.

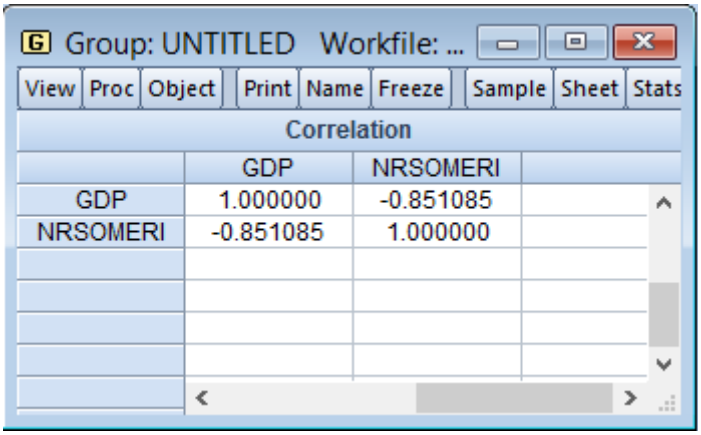
- Odată cu stabilizarea inflației şi implicit a conjuncturii economice, începând cu anul 2000 România intră într-o perioada de boom economic ce durează până în anul 2008, ultimul înainte de recesiune. În anul 2009, România a intrat, din punct de vedere tehnic, în recesiune, atunci cand PIB, ajustat sezonier, a scazut pentru doua trimestre consecutive, comparativ cu trimestrele anterioare.

- Pe de altă parte, analizând graficul din *Figura 2*, observăm o scădere inițială a numărului de şomeri, în anul 1996 față de anul precedent (1995) urmată de o creştere accentuată până la valoarea maximă din aceastp perioadă, atinsă în anul 1999.

- Începând cu anul 2000 numarul de şomeri urmează o tendinţă de scadere până la valoarea minimă atinsă în anul 2007. Odată cu intrarea în recesiune, în anul 2009, creşte şi numărul de şomeri, în ultimii ani de analiză stabilindu-se în jurul valorii de 500 de mii de persoane.

2. Rezultatele empirice ale cercetării

În vederea estimării modelului econometric, vom determina intensitatea şi tipul legăturii dintre cele două variabile analizate, calculând coeficientul de corelaţie Pearson rxy=R= -0.851085 (Tabel 2).Valoarea acestui coeficient indică o legătură inversă, negativă şi puternică între produsul intern brut şi numărul şomerilor din Romania.



	GDP	NRSOMERI
GDP	1.000000	-0.851085
NRSOMERI	-0.851085	1.000000

Tabel 2. *Coeficientul de corelaţie liniară Pearson*

Aplicând metoda celor mai mici pătrate (MCMMP) în Eviews, vom realiza o estimare a parametrilor modelului econometric. Rezultatele obţinute sunt prezentate în următorul tabel:

Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLED::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 16:25
Sample: 1995 2014
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	427977.4	21851.75	19.58550	0.0000
NRSOMERI	-210.6130	30.62378	-6.877434	0.0000

R-squared	0.724345	Mean dependent var	285393.4
Adjusted R-squared	0.709031	S.D. dependent var	57246.10
S.E. of regression	30879.42	Akaike info criterion	23.60821
Sum squared resid	1.72E+10	Schwarz criterion	23.70778
Log likelihood	-234.0821	Hannan-Quinn criter.	23.62764
F-statistic	47.29910	Durbin-Watson stat	0.711322
Prob(F-statistic)	0.000002		

Tabel 3. *Estimarea parametrilor modelului*

Ecuația modelului de regresie este următoarea:

$$Y= \beta 0+\beta 1*X$$

$$Y=427977.4-210.6130*X$$

Unde:

- Y reprezintă valoare PIB (variabilă dependentă)
- X reprezintă numărul şomerilor (variabilă independentă)

În *Tabelul 3*, în coloana coeficienților, putem observa că, întrucât valoarea coeficientului de regresie β1 este negativă, este demonstrată încă o data prezența unei legături inverse între cele două variabile analizate, aşa cum reieşea şi din interpretarea coeficientului de corelație Pearson.

De asemenea, prin înlocuirea valorilor numerice ale coeficienților în modelul de regresie, reiese faptul că o creştere cu o unitate a nivelului variabilei dependente X (numarul şomerilor), va conduce la o scădere cu 210.6130 unități a valorii variabilei dependente Y.

Indicatori de bonitate

a. *Coeficientul de determinație*

Valoarea coeficientului de determinație R-squared egală cu 0.724345 indică faptul că numărul şomerilor explică aproximativ 72.43% din variația produsului intern brut, diferența până la 100% fiind explicate de alți factori de influență, neincluşi în model.

b. *Coeficientul de determinație ajustat*

Adjusted R-squared este un coeficient de determeninație corectat cu grade de libertate şi are aceeaşi semnificație ca şi R-squared.

c. *Eroarea standard*

Acest indicator arată cu cât se abat în medie valorile obervate de la valorile teoretice aflate pe dreapta de regresie. Pentru modelul nostru, eroarea standard este 30879.42.

Testarea semnificației parametrilor (Testul t)

Ipoteze testului t sunt următoarele:

H0 : $\beta 0=0$; $\beta 1=0$ (Ipoteza nulă: parametrii nu sunt semnificativi din punct de vedere statistic)

H1: $\beta 0\neq 0$; $\beta 1\neq 0$ (Ipoteza alternativă: parametrii sunt semnificativi din punct de vedere statistic)

Pentru o probabilitate de garantare a rezultatelor de 95%, un prag de semnificație de 5% şi 20 de observații, de unde rezultă un număr de df=n-k-1 = 18 de grade de libertate,valoarea critică a testului Student este t_{crit} = 2.101. Utilizând aceste informații, dar şi pe cele din Tabelul 3, referitoare la valorile calculate ale testului statistic pentru cei doi coeficienți, concluziile formulate sunt următoarele:

- $|t_{calc}0|(19.58550)>t_{crit}(2.101)$ pentru $\beta 0 \Rightarrow$ respingem ipoteza $H_0 \Rightarrow$ acceptăm $H_1 \Rightarrow$ parametrul β_0 este semnificativ din punct de vedere statistic, rezultatele garantându-se cu o probabilitate de 95%.

- $|t_{calc}1|(6,877434)>t_{crit}(2,101)$ pentru $\beta 1 \Rightarrow$ respingem ipoteza $H_0 \Rightarrow$ acceptăm $H_1 \Rightarrow$ parametrul β_1 este semnificativ din punct de vedere statistic, rezultatele garantându-se cu o probabilitate de 95%.

Rezultatele testului sunt confirmate şi prin valorile mai mici de pragul de 5% (0 atât pentru β0 cât şi pentru β1) înregistrate în coloana probabilităților din Tabelul 3.

<u>Testarea validității modelului (Testul Fisher)</u>

Ipotezele testului Fisher sunt următoarele:

H0*: modelul nu este valid din punct de vedere statistic*

H1*: modelul este valid din punct de vedere statistic*

Pentru o probabilitate de garantare a rezultatelor de 95%, un prag de semnificație de 5% şi 20 de observații, de unde rezultă un număr de df=n-k-1 = 18 şi df2=1 de grade de libertate, valoarea critică a testului este Fcrit= 4.4139. Utilizând aceste informații, dar şi pe cele din Tabelul 3, referitoare la valoarea calculată a lui F-statistic, concluzia formulată este următoarea:

Aplicând testul F (F-statistic = 47.29910) > F-critic (unde F-critic=4.4139), se respinge ipoteza H0 şi se acceptă H1, modelul fiind valid pentru un nivel de semnificație de 5%, rezultatul garantându-se cu o probabilitate de 95%. Acest lucru este confirmat şi de nivelul probabilității Prob(F-statistic) = 0.000002, mai mic decât pragul de 5%.

<u>Verificarea îndeplinirii ipotezelor modelului de regresie liniară simplă</u>

Această verificare presupune evidențierea a patru etape, după cum urmează:

1. *Forma modelului*

   Forma funcțională a modelului de regresie este una liniară:

   $$Y=427977.4-210.6130*X$$

2. *Normalitatea distribuției erorilor aleatoare*

   În cadrul acestei etape vom verifica ipotezele de normalitate ale erorilor aleatoare, aplicând *testul Jarque-Bera*. Ipotezele testului sunt următoarele:

   H0: erorile aleatoare urmează o distribuție normală

   H1: erorile aleatoare nu urmează o distribuție normală

Aplicând testul Jarque – Bera, observăm că valoarea acestui test este de 0.465522, valoare mai mică decât valoarea critică a testului (5.99), acest lucru însemnând că vom accepta ipoteza nulă şi vom respinge ipoteza alternativă, conform căreia nu erorile urmează o distribuție normală.

Acest lucru este confirmat şi de valoarea mare a probabilității asociate testului (79,23%). Aceasta înseamnă ca există şanse de 79.23% de a greşi în respingerea ipotezei nule. Se mai observă şi faptul că media erorilor aleatoare este foarte apropiată de 0, ea înregistrând o valoare de -2.47e-11**.**

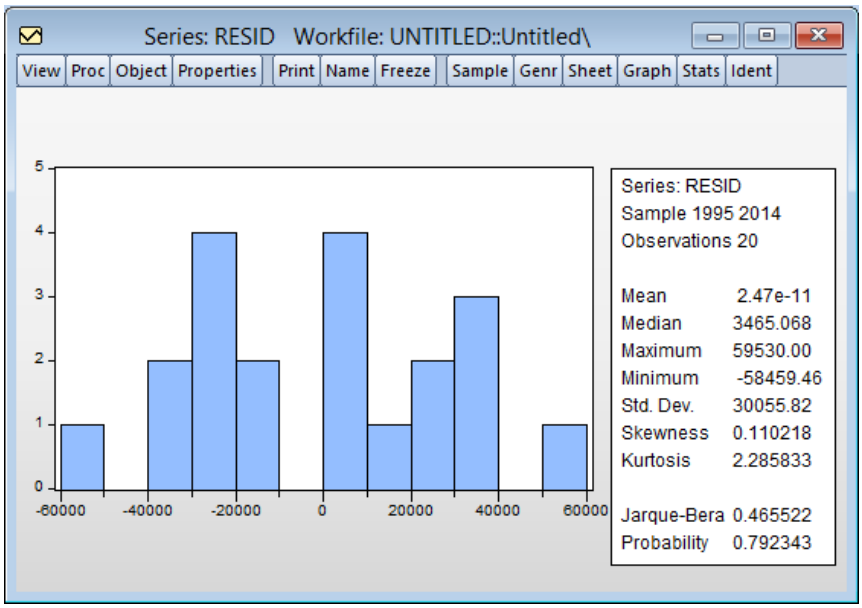


Figura 3. *Testul Jarque – Bera*

3. *Homoscedasticitatea erorilor aleatoare*

Ipoteza de homoscedasticitate presupune faptul că variația erorilor aleatoare este constantă. Încălcarea acestei ipoteze are drept consecință pierderea eficienței estimatorilor parametrilor modelului de regresie.

Pentru a verifica dacă erorile aleatoare sunt homoscedastice sau nu, vom aplica două teste, testul **Park** şi testul **Glejser**, prezentate în Tabelul 4, respectiv Tabelul 5. Ambele teste verifică următoarele ipoteze:

H0: erorile aleatoare sunt homoscedastice

H1: erorile aleatoare sunt heteroscedastice

Pentru testul **Park** am rulat in Eview urmatoarele instrucțiuni:

residSQ=resid^2

ls log(residSQ) c log(nrsomeri)

Aplicând testul Park (Tabel 4) se observă că valoarea calculata a testului Student pentru variabila exogenă, mai exact valoarea $|t_{stat}|$ = 1.522609, este mai mică decât valoarea critică t_{crit}=2.101 ceea ce indică faptul că parametrul variabilei exogene log(nrsomeri) este nesemnificativ din punct de vedere statistic. Astfel, vom accepta ipoteza H0 conform căreia erorile aleatoare sunt homoscedastice.

Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLED::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(RESIDSQ)
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 18:09
Sample: 1995 2014
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	30.48334	7.112079	4.286136	0.0004
LOG(NRSOMERI)	-1.662270	1.098943	-1.512609	0.1477

R-squared	0.112775	Mean dependent var	19.73941
Adjusted R-squared	0.063485	S.D. dependent var	1.667789
S.E. of regression	1.613981	Akaike info criterion	3.889924
Sum squared resid	46.88884	Schwarz criterion	3.989498
Log likelihood	-36.89924	Hannan-Quinn criter.	3.909362
F-statistic	2.287985	Durbin-Watson stat	2.329763
Prob(F-statistic)	0.147738		

Tabel 4. *Testul Park*

Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLED::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: Glejser

F-statistic	1.068793	Prob. F(1,18)	0.3149
Obs*R-squared	1.120987	Prob. Chi-Square(1)	0.2897
Scaled explained SS	0.757784	Prob. Chi-Square(1)	0.3840

Test Equation:
Dependent Variable: ARESID
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 18:04
Sample: 1995 2014
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	35858.28	11091.56	3.232934	0.0046
NRSOMERI	-16.06987	15.54409	-1.033825	0.3149

R-squared	0.056049	Mean dependent var	24979.06
Adjusted R-squared	0.003608	S.D. dependent var	15702.20
S.E. of regression	15673.85	Akaike info criterion	22.25201
Sum squared resid	4.42E+09	Schwarz criterion	22.35159
Log likelihood	-220.5201	Hannan-Quinn criter.	22.27145
F-statistic	1.068793	Durbin-Watson stat	2.054285
Prob(F-statistic)	0.314909		

Tabel 4. *Testul Glejser*

De asemenea, în urma aplicării testului **Glejser**, se observă faptul că probabilitățile pentru F-statistic = 0,314909 şi pentru Obs*R-squared = 0.2897 depăşesc pragul 5%, acest lucru determinându-ne se acceptăm ipoteza nulă H0, conform căreia erorile aleatoare sunt homoscedastice.

4. *Neautocorelarea erorilor aleatoare*

Pentru a verifica dacă există autocorelare în seria rezidurilor vom aplica testul **Durbin – Watson**, pornind de la următoarele ipoteze:

H0: $\rho = 0$ (nu există autocorelare a erorilor aleatoare de ordinul I)
H1: $\rho \neq 0$ (există autocorelare a erorilor aleatoare de ordinul I)

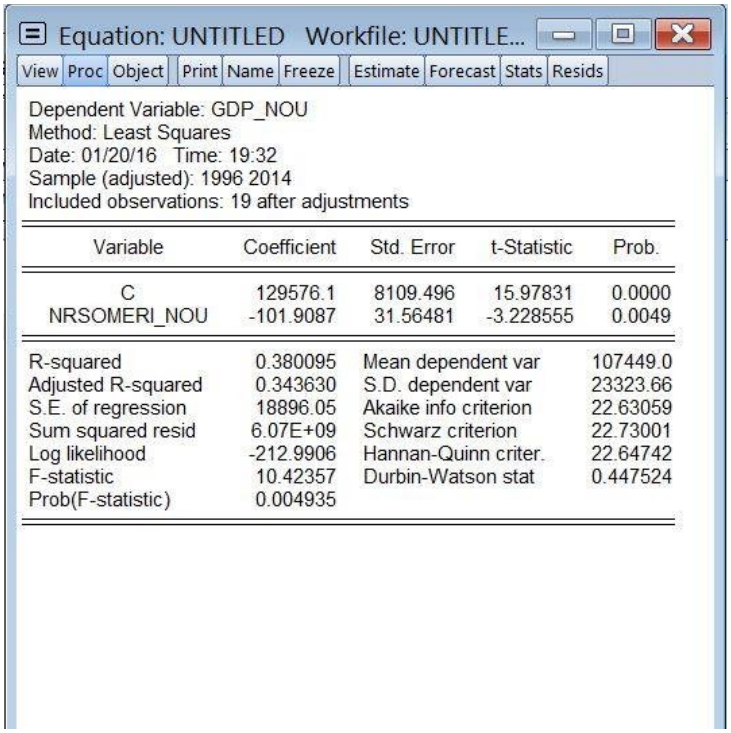
Pentru modelul analizat se obține DW = 0.711322. Valorile critice ale statisticii DW se obțin din tabelul distribuției DW, pentru un nivel de semnificație de 5% , n=20 de observații şi k=1: d1 = 1.201 şi d2 =1.411.

Se observă faptul că DW calculat se află în itervalul (0, d1), seria reziduurilor prezintă autocorelare de ordinul 1, pozitivă. În această situație se impune condiția de corectare a erorilor şi eliminarea autocorelării acestora.

Pentru a corecta autocorelarea erorilor vom rula in Eviews următoarele instrucțiuni:

ls gdp c nrsomeri
series res=resid

scalar ro1=1-@DW/2
*series gdp_nou=gdp-ro1*gdp(-1)*
*series nrsomeri_nou=nrsomeri-ro1*nrsomeri(-1)*
ls gdp_nou c nrsomeri_nou



Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLE...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP_NOU
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 19:32
Sample (adjusted): 1996 2014
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	129576.1	8109.496	15.97831	0.0000
NRSOMERI_NOU	-101.9087	31.56481	-3.228555	0.0049

R-squared	0.380095	Mean dependent var	107449.0
Adjusted R-squared	0.343630	S.D. dependent var	23323.66
S.E. of regression	18896.05	Akaike info criterion	22.63059
Sum squared resid	6.07E+09	Schwarz criterion	22.73001
Log likelihood	-212.9906	Hannan-Quinn criter.	22.64742
F-statistic	10.42357	Durbin-Watson stat	0.447524
Prob(F-statistic)	0.004935		

Tabel 5. *Corectarea erorilor DW1*

După cum se poate observa din Tabelul 5, după aplicarea primei corecţii, erorile sunt tot autocorelate, lucru determinat din valoarea testului Durbin-Watson care este 0.447524, în continuare situată în intervalul (0,d1). Vom aplica, aşadar, din nou algoritmul de corecţie.

Pentru aceasta vom rula în Eviews următoarele instrucţiuni:

ls gdp_nou c nrsomeri_nou
series res=resid
scalar ro2=1-@DW/2
*series gdp_nou1=gdp_nou-ro2*gdp_nou(-1)*
*series nrsomeri_nou1=nrsomeri_nou-ro2*nrsomeri_nou(-1)*
ls gdp_nou1 c nrsomeri_nou1

Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLE...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP_NOU1
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 19:37
Sample (adjusted): 1997 2014
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	30116.97	2445.300	12.31627	0.0000
NRSOMERI_NOU1	-66.30343	15.97675	-4.149996	0.0008

R-squared	0.518398	Mean dependent var	26345.56
Adjusted R-squared	0.488298	S.D. dependent var	13464.31
S.E. of regression	9631.472	Akaike info criterion	21.28790
Sum squared resid	1.48E+09	Schwarz criterion	21.38683
Log likelihood	-189.5911	Hannan-Quinn criter.	21.30154
F-statistic	17.22247	Durbin-Watson stat	2.105527
Prob(F-statistic)	0.000753		

Tabel 6. *Corectarea erorilor DW2*

Se obține o nouă valoare pentru DW = 2.105527. Valorile critice ale statisticii DW se obțin din tabelul distribuției DW, pentru un nivel de semnificație de 5% , n=18 de observații, dupa ajustare şi k=1: d1 = 1.158 şi d2 = 1.391.

În concluzie, noua valoare a DW se află în intervalul (d2, 4 - d2) = (1.391, 2.609), acest lucru însemnând că erorile au fost corectate.

C. Concluzii

În urma analizei efectuate asupra datelor am obținut un model econometric de regresie liniară simplă, având o bonitate destul de ridicată, care arată modul în care numărul şomerilor din România influențează variația produsului intern brut.

Pe baza modelului unifactorial realizat, de forma Y=427977.4-210.6130*X, am demonstrat faptul că PIB din România (Y) este influențat de numărul de şomeri (X) în proporție de numai 72%, restul până la 100% reprezentând influența altor factori, neincluşi în model.

De asemenea, am evidențiat faptul că între PIB şi numărul şomerilor din România există o legătură inversă, negativă şi nu puternică. Astfel, o creştere a numărului de şomeri determină o scădere destul de importantă a PIB.

În concluzie, variabila independentă inclusă în modelul econometric de regresie unifactorială (numărul de şomeri) este un factor cu o influenţă importantă asupra nivelului PIB din România, existând, de asemenea, şi alţi factori care contribuie la variaţia acestuia.

Aplicatia 2. Modelul de regresie multiplă

A. Capitol teoretic

1. Literature review

Dacă în *aplicaţia 1* ne-am propus să vedem cum este influenţată evoluţia produsului intern but de factorul "şomaj", în *aplicaţia 2* ne propunem să adăugăm un nou factor, "numărul absolvenţilor de studii superioare" şi să urmărim modul în care acesta ne influenţează rezultatele.

Absolvenţii de facultate au perceput cea mai mare scădere a salariilor, indiferent de gen sau vârstă; aprecierea lor medie a scăzut de la 2,7 ('mediu') în iunie 2009 la 1,9 ('redus') în decembrie 2010. Pe lângă percepţii, analiza veniturilor salariale arată că, în termeni absoluţi, în medie, scăderea este mult mai mare în cazul absolvenţilor de facultate decât în cazul salariaţilor cu un nivel de educaţie mai redus. Cu toate acestea, în puncte procentuale, în timp ce salariul net mediu al absolvenţilor de facultate a scăzut cu 17%, pentru salariaţii cu nivel redus de educaţie, scăderea a fost de 29%.

Cu toate acestea, rata şomajului înregistrat, după atingerea unei cote maxime (8,4% sau 765 de mii) în martie 2010, a început să scadă. În decembrie 2010, rata şomajului înregistrat era de 6,9% (sau 630 mii de persoane), cu mult mai mică decât media de 9,6% ale celor 27 de state membre ale UE. În cazul tinerilor (15-24 ani), piaţa forţei de muncă continuă să ofere puţine posibilităţi şi arată evoluţii îngrijorătoare în România ca şi în majoritatea statelor europene: şomajul tinerilor a crescut de la 18,6% în 2008 la 22,9% în al treilea trimestru al lui 2010.15 Criza locurilor de muncă a lovit din plin tinerii (inclusiv absolvenţii de facultate) şi persoanele peste 45 de ani. În special în zonele rurale şi în oraşele mai mici, oportunităţile de angajare pentru aceste două categorii de vârstă sunt foarte limitate. În multe cazuri, singurele slujbe disponibile sunt în sectorul informal. Barometrul de incluziune socială 16 a arătat faptul 15 Biroul Internaţional al Muncii, Departamentul de Statistică, Romania: country profile, februarie 2011. 16 Observatorul Social, Universitatea Bucureşti, 2010, Barometru de incluziune socială, sondaj reprezentativ la nivel naţional pentru angajatorii şi angajaţii din România. 33 că în 2010 tinerii şi persoanele peste 40 de ani întâmpinau cele mai mari greutăţi în găsirea unui loc de muncă. Aceste greutăţi diferă între femei şi bărbaţi. Prin urmare, bărbaţii sub 25 de ani sau peste 40 de ani prezintă un risc mult mai crescut de a nu obţine un loc de muncă decât bărbaţii din categoria de vârstă 26-39 de ani. În cazul femeilor, refuzul angajatorilor este motivat de vârsta de peste 40 de ani, de faptul că au copii minori, de cererea de a face naveta sau de simplul fapt că sunt femei. Din cauza constrângerilor bugetare, măsurile active pentru ocuparea forţei de muncă, cum ar fi suplimentele salariale acordate prin intermediul angajatorilor, nu au fost finanţate în 2009 şi au fost amânate sau doar parţial finanţate în 2010. Drept răspuns, tinerii pleacă (sau intenţionează să plece) în străinătate, iar

populaţia de peste 45 de ani recurge la agricultura de subzistenţă (atunci când este posibil). 'Pentru tineri, nu este nimic aici, nici o perspectivă. Cei care mai lucrează sunt agenţi de pază, şi aici intervine o problemă pentru că sunt plătiţi mai cu nimic şi fără carte de muncă. *<+ Pleacă din localitate, migrează spre Spania foarte mulţi, Italia, Spania, deci nu... sau merg la Bucureşti.' (Preot şi asistent social, comuna Ulmeni).

În panelul UNICEF, participanţii cu cel mult studii gimnaziale au declarat un salariu mediu net de 566 lei în luna iunie 2009, ce a scăzut la 400 lei în decembrie 2010; absolvenţii de şcoli profesionale sau licee au declarat salarii medii cuprinse între 750 şi 850 lei (puţin mai mult decât salariul minim pe economie), în timp ce absolvenţii de facultate au raportat un salariu mediu în scădere de la 1500 lei în iunie 2009 la 1230 lei în decembrie 2010 (apropiat de salariul mediu net pe economie).

2. Metodologia cercetării

Aplicația 2 este construită pe baza unui model de regresie liniară multifactorială, cu scopul de a ne arăta care este influența adusă de educația primită în învățământul superior din România si de numarul de salariati asupra migrației. Ecuația modelului de regresie are următoarea formă:

$$Y= \beta_1 * X1 + \beta_2 * X2 + \beta_0$$

În care:

- Y este variabila dependentă şi reprezintă nivelul PIB-ului în preţuri constante, exprimat în milioane de lei
- X1 reprezintă prima variabilă independentă (numărul şomerilor)
- X2 reprezintă a doua variabilă independentă (numărul absolvenţilor de studii superioare)

Modelul este implementat în Eviews, iar datele, preluate de pe site-ul Institutului Național de Statistică, sunt date anuale din perioada 1995 – 2012.

B. Capitol aplicativ

1. Date utilizate

<u>Definirea variabilelor utilizate în model</u>

Definiția 1

Definiția prezentă în *Dicționarul Explicativ Român,* spune că un absolvent este "o persoană care a terminat un ciclu sau o forma de învățământ". Astfel, absolvenţii

învățământului superior din România sunt acele persoane care au terminat un program de studii superioare.

Datele sunt colectate prin auto-înregistrare, cu o periodicitate anuală şi au ca şi unitate de măsură, numărul de persoane.Datele sunt culese din mediul învățământului universitar şi preluate de pe site-ul Institutului Național de Statistică (INS).

Evoluția economică a variabilelor modelului

Group: UNTITLED Workfile: NOU::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

	ABSOLVENTI	GDP	NRSOMERI
Mean	118953.5	277318.8	697.1833
Median	109504.0	268100.1	658.2500
Maximum	232885.0	363808.2	1130.300
Minimum	57360.00	214438.3	367.8000
Std. Dev.	53632.19	54492.89	235.5000
Skewness	0.876103	0.200249	0.360591
Kurtosis	2.597633	1.391346	1.907380
Jarque-Bera	2.424095	2.061124	1.285442
Probability	0.297587	0.356806	0.525860
Sum	2141163.	4991738.	12549.30
Sum Sq. Dev.	4.89E+10	5.05E+10	942824.6
Observations	18	18	18

Tabel 1. ***Statistici descriptive ale variabilelor modelului***

Pe baza informaților prezente în *Tabelul 1*, putem evidenția, pentru variabila adaugată în model, analizată pe perioada 1995 - 2012, următoarele aspecte:

- Variabila independentă X1 (numărul absolvenților) urmează o distribuție asimetrică (asimetrie de dreapta), coeficientul de asimetrie (Skewness) fiind egal cu aproximativ 0.876103 şi platicurtică (Kurtosis = 2.597633). De asemenea, amplitudinea distribuției este de 175,525 de puncte, între un minim de 57,360 şi un maxim de 232,885.
- În perioada analizată, numărul mediu de absolvenți ai învățământului superior din România a fost de aproximativ 118,953 de persoane.

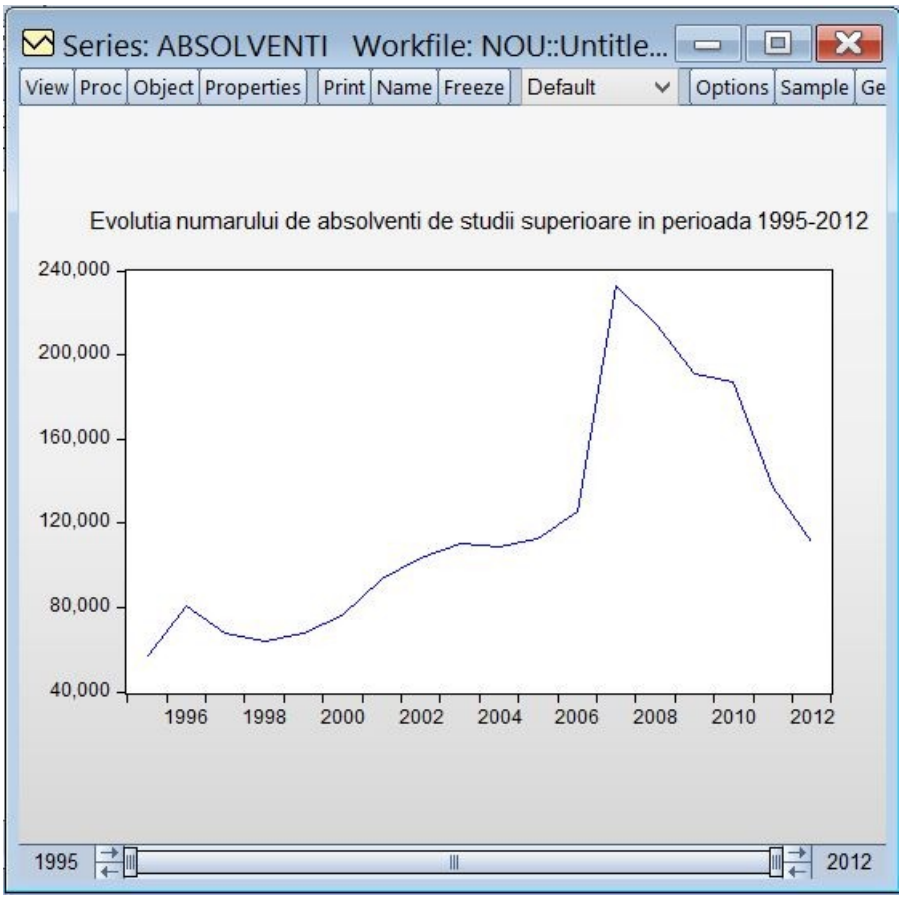


Figura 1. *Evoluția numărului de absolvenți de studii superioare în perioada 1990 – 2012*

Analizând variabila adaugată ulterior, numărul de absolvenți de studii universitare, din punct de vedere grafic, se pot observa următoarele lucruri:

- Se identifică o tendință de creştere în evoluția numărului de absolvenți de studii superioare din România, în perioada 1995 – 2007, în 2007 atingându-se punctul de maxim de aproximativ 240,000 de persoane.

- Se observă ca învățământul superior a cunoscut cea mai intensă dezvoltare în perioada imediat ulterioară aderarii Romaniei la Uniunea Europeana, trend intrerupt însă de criza economică.

2. Rezultatele empirice ale cercetării

Înainte de estimarea modelului econometric multifactorial, trebuie să determinăm intensitatea şi tipul legăturii dintre cele două variabile independente şi variabila dependentă. Aşadar, vom calcula, în plus față de modelul anterior, coeficientul de corelație Pearson între PIB şi numărul absolvenților.

Group: UNTITLED Workfile: NOU::Untit

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | S

Correlation

	GDP	ABSOLVENTI
GDP	1.000000	0.865629
ABSOLVENTI	0.865629	1.000000

Tabel 2. *Coeficientul de corelație Pearson*

Observăm că r_{xy}= 0.865629 (*Tabel 2*).Valoarea acestui coeficient indică o legătură directă, pozitivă şi puternică între PIB şi numărul absolvenților de studii superioare.

Aplicând metoda celor mai mici pătrate (MCMMP) în Eviews, vom realiza o estimare a parametrilor modelului econometric de regresie multiplă. Rezultatele obținute sunt prezentate în următorul tabel:

Equation: UNTITLED Workfile: NOU::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 21:00
Sample: 1995 2012
Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	287637.8	38041.87	7.561085	0.0000
NRSOMERI	-107.0002	33.24118	-3.218906	0.0057
ABSOLVENTI	0.540377	0.145963	3.702159	0.0021

R-squared	0.851732	Mean dependent var	277318.8
Adjusted R-squared	0.831963	S.D. dependent var	54492.89
S.E. of regression	22337.93	Akaike info criterion	23.01697
Sum squared resid	7.48E+09	Schwarz criterion	23.16537
Log likelihood	-204.1527	Hannan-Quinn criter.	23.03743
F-statistic	43.08398	Durbin-Watson stat	1.056197
Prob(F-statistic)	0.000001		

Tabel 3. *Estimarea parametrilor modelului*

Ecuația modelului econometric multifactorial este următoarea:

$$Y= \beta1* X1 + \beta2 * X2 + \beta0$$

$$Y= -107.0002* X1 + 0.540377* X2 – 287,637.8$$

Unde:

- Y este variabila dependentă şi reprezintă PIB
- X1 reprezintă prima variabilă independentă (numărul şomerilor)
- X2 reprezintă a doua variabilă independentă (numărul absolvenților de studii superioare)

Coeficientul de regresie $\beta 1$este negativ, ceea ce indică prezența unei legături inverse între cele două variabile (numărul de şomeri şi PIB, aşa cum ne-a demonstrat şi coeficientul de corelaţie Pearson).

Coeficientul de regresie $\beta 2$ este pozitiv, ceea ce indică prezența unei legături directe între cele două variabile (numarul absolvenților de studii superioare şi PIB, aşa cum ne-a demonstrat şi coeficientul de corelaţie Pearson).

<u>Indicatori de bonitate</u>

a. Coeficientul de determinație

Asa cum se poate observa din *Tabelul 3*, R squared indică o valoare de 0.851732 ceea ce arată faptul că 85.17% din variația PIB este explicată de variația simultană a numărului de absolvenți, respectiv a numărului de şomeri. Diferența până la 100% este explicată de alți factori neincluşi în model

b. *Coeficientul de determinație ajustat*

Adjusted R-squared=0.831963 ține cont şi de numărul de observații (18) şi de cel al variabilelor exogene (2), arătând prezența unei legături puternice între variabila dependentă şi cele două variabile independente.

c. Eroarea standard

Acest indicator arată cu cât se abat în medie valorile obervate de la valorile teoretice aflate pe dreapta de regresie. Pentru modelul nostru, eroarea standard este 22337.93

<u>Testarea semnificației parametrilor (Testul t)</u>

H0: $\beta_0=0$
$\beta_1=0$ (parametrii nu sunt semnificativi statistic, modelul nu este valid)
$\beta_2=0$

H1: $\beta_i \neq 0$, i=0,1,2 (parametrii sunt semnificativi statistic, modelul este valid)

Pentru o probabilitate de garantare a rezultatelor de 95%, un prag de semnificaţie de 5% şi 18 observații, de unde rezultă un număr de df=n-k-1 = 16 de grade de libertate, valoarea critică a testului este t_{crit}=2.120. Utilizând aceste lucruri, dar şi informațiile din *Tabelul 3* referitoare la valorile calculate ale testului statistic pentru cei doi coeficienți, concluziile formulate sunt următoarele:

- |tcalc1|(3.2189)>tcrit*(2.120)* pentru β1⇒ respingem ipoteza H_0⇒acceptăm H1 ⇒ parametrul β_1 este semnificativ din punct de vedere statistic, rezultatele garantându-se cu o probabilitate de 95%.
- |tcalc2|(3.702159)>tcrit*(2.120)* pentru β2⇒ respingem ipoteza H_0⇒ acceptăm H_1⇒ parametrul β_2 este semnificativ din punct de vedere statistic, rezultatele garantându-se cu o probabilitate de 95%.
- |tcalc0|(7.561085)>tcrit*(2.120)* pentru β0⇒ respingem ipoteza H_0⇒ acceptăm H_1⇒ parametrul β_0 este semnificativ din punct de vedere statistic, rezultatele garantându-se cu o probabilitate de 95%.

<u>Testarea validității modelului (Testul Fisher)</u>

Ipotezele testului Fisher sunt următoarele:

H0*: modelul nu este valid din punct de vedere statistic*

H1*: modelul este valid din punct de vedere statistic*

Pentru o probabilitate de garantare a rezultatelor de 95%, un prag de semnificație de 5% şi 18 observații, de unde rezultă un număr de df=n-k-1 = 15 de grade de libertate, valoarea critică a testului este Fcrit=3.6823. Utilizând aceste lucruri, dar şi informațiile din *Tabelul 3*, referitoare la valoarea calculată a lui F-statistic, concluzia formulată este următoarea:

Aplicând testul F (F-statistic = 43.08398) > F-critic (unde F-critic=3.6823), se respingeipoteza H0 şi se acceptă H1, modelul fiind valid pentru un nivel de semnificație de 5%, rezultatul garantându-se cu o probabilitate de 95%. Acest lucru este confirmat şi de nivelul probabilității Prob(F-statistic) = 0.000001, mai mic decât pragul de 5%.

<u>Verificarea îndeplinirii ipotezelor modelului de regresie liniară multiplă</u>

Verificarea îndeplinirii acestor ipoteze presupune parcurgerea a patru etape, după cum urmează:

1. *Forma modelului*

   Forma funcțională a modelului de regresie multiplă este una liniară:

$$Y= \beta1* X1 + \beta2 * X2 + \beta0$$

$$Y= -107.0002* X1 + 0.540377* X2 – 287,637.8$$

2. *Normalitatea distribuției erorilor aleatoare*

   Această etapă presupune verificarea ipotezelor de normalitate a erorilor aleatoare, prin aplicarea testul **Jaque-Bera**. Ipotezele testului sunt următoarele:

H0: erorile aleatoare urmează o distribuție normală

H1: erorile aleatoare nu urmează o distribuție normală

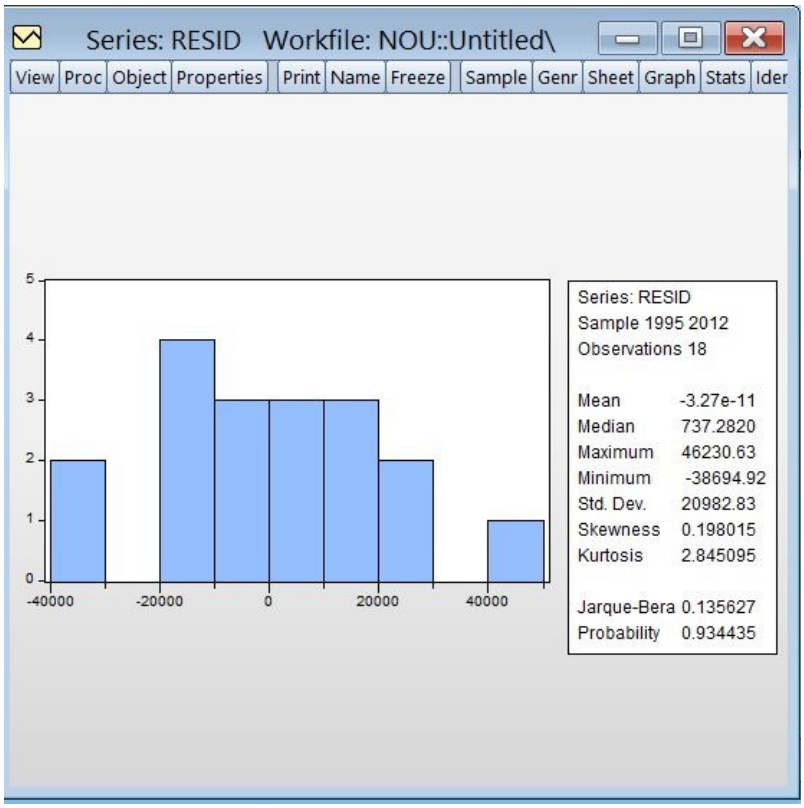


Figura 2. *Testul Jarque – Bera*

În urma aplicării testului Jarque – Bera, observăm că valoarea acestui test este de 0.135627, valoare mai mică decât valoarea critică a testului (5.99). Astfel, vom respinge vom accepta ipoteza nulă, conform căreia erorile urmează o distribuție normală.

Putem confirma acest rezultat prin valoarea probabilității associate testului (0.934435), mult mai mare decât pragul de semnificație de 5%. De asemenea, media erorilor aleatoare este foarte apropiată de 0, aceasta înregistrând o valoare de -3.27*e-11.

3. *Homoscedasticitatea erorilor aleatoare*

Pentru a verifica dacă erorile aleatoare sunt homoscedastice sau heteroscedastice, vom aplica două teste şi anume, testul **White**, respectiv testul **Glejser**, prezentate în *Tabelul 4*, respectiv *Tabelul 5*. Ipotezele celor două teste sunt următoarele:

H0: erorile aleatoare sunt homoscedastice

H1: erorile aleatoare sunt heteroscedastice

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.209060	Prob. F(5,12)	0.3623
Obs*R-squared	6.030126	Prob. Chi-Square(5)	0.3033
Scaled explained SS	3.863247	Prob. Chi-Square(5)	0.5693

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 21:05
Sample: 1995 2012
Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.60E+10	9.85E+09	1.628204	0.1294
NRSOMERI^2	7667.744	6674.079	1.148884	0.2730
NRSOMERI*ABSOLVENTI	72.85885	52.53820	1.386779	0.1907
NRSOMERI	-21432514	15327181	-1.398334	0.1873
ABSOLVENTI^2	0.261250	0.166794	1.566303	0.1433
ABSOLVENTI	-123020.4	79214.05	-1.553013	0.1464

R-squared	0.335007	Mean dependent var	4.16E+08
Adjusted R-squared	0.057927	S.D. dependent var	5.81E+08
S.E. of regression	5.64E+08	Akaike info criterion	43.40062
Sum squared resid	3.82E+18	Schwarz criterion	43.69741
Log likelihood	-384.6056	Hannan-Quinn criter.	43.44154
F-statistic	1.209060	Durbin-Watson stat	1.259128
Prob(F-statistic)	0.362301		

Tabel 4. *Testul White*

Aplicând testul White pentru seria rezidurilor (Tabel 4) observăm că probabilitățile asociate testului, mai exact probabilatea F-statistic = 0.362301, respectiv probabilitatea Obs*R-squared = 0.3033 sunt mai mari decât pragul de 0.05. Astfel, vom accepta ipoteza nula conform căreia erorile aleatoare sunt homoscedastice.

Equation: UNTITLED Workfile: NOU::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: Glejser

F-statistic	1.441323	Prob. F(2,15)	0.2676
Obs*R-squared	2.901562	Prob. Chi-Square(2)	0.2344
Scaled explained SS	2.476166	Prob. Chi-Square(2)	0.2899

Test Equation:
Dependent Variable: ARESID
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 21:03
Sample: 1995 2012
Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	31307.77	21253.81	1.473043	0.1614
NRSOMERI	-21.77688	18.57169	-1.172585	0.2592
ABSOLVENTI	0.000275	0.081549	0.003375	0.9974

R-squared	0.161198	Mean dependent var	16158.03
Adjusted R-squared	0.049358	S.D. dependent var	12799.98
S.E. of regression	12480.09	Akaike info criterion	21.85267
Sum squared resid	2.34E+09	Schwarz criterion	22.00106
Log likelihood	-193.6740	Hannan-Quinn criter.	21.87313
F-statistic	1.441323	Durbin-Watson stat	1.887193
Prob(F-statistic)	0.267575		

Tabel 5. *Testul Glejser*

În urma aplicării testului Glejser, se observă faptul că probabilitățile pentru F-statistic = 0,267575, pentru Obs*R-squared = 0.2344 se află peste pragul de 5%, acest lucru indicând faptul că se acceptă ipoteza nulă conform căreia erorile aleatoare sunt homoscedastice.

4. *Necoliniaritatea variabilelor explicative*

În continuare se analizează pe rând modelele de regresie unifactoriale între variabila dependentă şi cele două variabile explicative, rezultatele fiind prezentate în următoarele tabele:

Equation: UNTITLED Workfile: NOU::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 21:08
Sample: 1995 2012
Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	172696.6	16517.04	10.45567	0.0000
ABSOLVENTI	0.879521	0.127180	6.915558	0.0000

R-squared	0.749314	Mean dependent var	277318.8
Adjusted R-squared	0.733646	S.D. dependent var	54492.89
S.E. of regression	28123.48	Akaike info criterion	23.43104
Sum squared resid	1.27E+10	Schwarz criterion	23.52997
Log likelihood	-208.8793	Hannan-Quinn criter.	23.44468
F-statistic	47.82495	Durbin-Watson stat	0.883952
Prob(F-statistic)	0.000003		

Tabel 6. *Regresie unifactorială între PIB şi numărul absolvenților*

Equation: UNTITLED Workfile: NOU::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 21:08
Sample: 1995 2012
Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	413849.2	22611.21	18.30283	0.0000
NRSOMERI	-195.8315	30.81439	-6.355195	0.0000

R-squared	0.716254	Mean dependent var	277318.8
Adjusted R-squared	0.698520	S.D. dependent var	54492.89
S.E. of regression	29920.52	Akaike info criterion	23.55492
Sum squared resid	1.43E+10	Schwarz criterion	23.65385
Log likelihood	-209.9942	Hannan-Quinn criter.	23.56856
F-statistic	40.38850	Durbin-Watson stat	0.710186
Prob(F-statistic)	0.000010		

Tabel 7. *Regresie unifactorială între PIB şi numărul absolvenților*

Group: GROUP01 Workfile: NOU::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

Correlation

	ABSOLVENTI	GDP	NRSOMERI
ABSOLVENTI	1.000000	0.865629	-0.721829
GDP	0.865629	1.000000	-0.846318
NRSOMERI	-0.721829	-0.846318	1.000000

Tabel 8. *Matricea corelației liniare*

Observăm că: R_y^2=0.716254 < $r_{gdp,\ nrsom}^2$ = -0.846318 şi

R_y^2=0.749314 < $r_{gdp,\ absolventi}^2$ = 0.865629

de unde rezultă că nu există multicoliniaritate la nivelul datelor analizate.

5. *Neautocorelarea erorilor aleatoare*

Pentru a verifica dacă există autocorelare în seria reziduurilor vom aplica testul **Durbin – Watson**, pornind de la următoarele ipoteze:

H0: ρ =0 (nu există autocorelare a erorilor aleatoare de ordinul I)
H1: ρ ≠0 (există autocorelare a erorilor aleatoare de ordinul I)

Pentru modelul analizat se obține DW = 1.056197. Valorile critice ale statisticii DW se obțin din tabelul distribuției DW, pentru un nivel de semnificație de 5% , n=18 observații şi k=2: d1 = 1.046 şi d2 = 1.535.

Se observă faptul că DW calculat se află în itervalul (d1, d2), interval în care se recomandă acceptarea autocorelarii pozitive. În această situație se impune condiția de corectare a erorilor şi eliminarea autocorelării acestora.

Pentru acest lucru vom executa în Eviews următoarele instrucțiuni:

ls gdp c nrsomeri absolventi
series res=resid
scalar ro1=1-@DW/2
*series gdp_nou=gdp-ro1*gdp(-1)*
*series absolventi_nou=absolventi-ro1*absolventi(-1)*
*series nrsomeri_nou=nrsomeri-ro1*nrsomeri(-1)*

ls gdp_nou c nrsomeri_nou absolventi_nou

Equation: UNTITLED Workfile: NOU::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP_NOU
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 21:22
Sample (adjusted): 1996 2012
Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	160212.0	20463.75	7.829061	0.0000
NRSOMERI_NOU	-95.39639	35.41340	-2.693794	0.0175
ABSOLVENTI_NOU	0.364417	0.162655	2.240432	0.0418

R-squared	0.634266	Mean dependent var	151452.3
Adjusted R-squared	0.582018	S.D. dependent var	30495.70
S.E. of regression	19715.92	Akaike info criterion	22.77503
Sum squared resid	5.44E+09	Schwarz criterion	22.92206
Log likelihood	-190.5877	Hannan-Quinn criter.	22.78964
F-statistic	12.13960	Durbin-Watson stat	1.024296
Prob(F-statistic)	0.000875		

Tabel 9. *Corectarea autocorelării (DW1)*

Se obține o nouă valoare pentru DW =1.024296 . Valorile critice ale statisticii DW se obțin din tabelul distribuției DW, pentru un nivel de semnificație de 5% , n=17 de observații, după ajustare şi k=2: d1 = 1.015 şi d2 = 1.536.

În concluzie, noua valoare a DW se află în intervalul (d1, d2) = (1.015, 1.536), acest lucru însemnând că erorile nu au fost corectate.

Aplicăm din nou DW:

ls gdp_nou c nrsomeri_nou absolventi_nou
series res=resid
scalar ro2=1-@DW/2
*series gdp_nou1 = gdp_nou-ro2*gdp_nou(-1)*
*series nrsomeri_nou1 = nrsomeri_nou-ro2*nrsomeri_nou(-1)*
*series absolventi_nou1 = absolventi_nou-ro2*absolventi_nou(-1)*
ls gdp_nou1 c nrsomeri_nou1 absolventi_nou1

Equation: UNTITLED Workfile: NOU::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP_NOU1
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 21:32
Sample (adjusted): 1997 2012
Included observations: 16 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	96240.83	8142.719	11.81925	0.0000
NRSOMERI_NOU1	-97.83804	26.67511	-3.667765	0.0028
ABSOLVENTI_NOU1	0.054461	0.118547	0.459407	0.6535

R-squared	0.573400	Mean dependent var	80058.88
Adjusted R-squared	0.507769	S.D. dependent var	18626.59
S.E. of regression	13068.26	Akaike info criterion	21.96112
Sum squared resid	2.22E+09	Schwarz criterion	22.10598
Log likelihood	-172.6890	Hannan-Quinn criter.	21.96854
F-statistic	8.736756	Durbin-Watson stat	1.095406
Prob(F-statistic)	0.003937		

Tabel 10. *Corectarea autocorelării (DW2)*

Se obține o nouă valoare pentru DW =1.095406 . Valorile critice ale statisticii DW se obțin din tabelul distribuției DW, pentru un nivel de semnificație de 5% , n=16 de observații, după ajustare şi k=2: d1 = 0.982 şi d2 = 1.539.

În concluzie, noua valoare a DW se află în intervalul (d1, d2) = (0.982, 1.539), acest lucru însemnând că nici la acest pas erorile nu au fost corectate.

Aplicăm din nou DW:

ls gdp_nou1 c nrsomeri_nou1 absolventi_nou1
series res=resid
scalar ro3=1-@DW/2
*series gdp_nou2 = gdp_nou1-ro3*gdp_nou1(-1)*
*series nrsomeri_nou2 = nrsomeri_nou1-ro3*nrsomeri_nou1(-1)*
*series absolventi_nou2 = absolventi_nou1-ro3*absolventi_nou1(-1)*
ls gdp_nou2 c nrsomeri_nou2 absolventi_nou2

Equation: UNTITLED Workfile: NOU::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP_NOU2
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 21:37
Sample (adjusted): 1998 2012
Included observations: 15 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	54887.71	4224.287	12.99337	0.0000
NRSOMERI_NOU2	-86.37107	27.03424	-3.194877	0.0077
ABSOLVENTI_NOU2	-0.076351	0.089289	-0.855101	0.4092

R-squared	0.461930	Mean dependent var	46285.20
Adjusted R-squared	0.372251	S.D. dependent var	14066.48
S.E. of regression	11144.96	Akaike info criterion	21.65222
Sum squared resid	1.49E+09	Schwarz criterion	21.79383
Log likelihood	-159.3916	Hannan-Quinn criter.	21.65071
F-statistic	5.150956	Durbin-Watson stat	1.452989
Prob(F-statistic)	0.024268		

Tabel 11. *Corectarea autocorelării (DW3)*

Se obține o nouă valoare pentru DW =1.452989 . Valorile critice ale statisticii DW se obțin din tabelul distribuției DW, pentru un nivel de semnificație de 5% , n=15 de observații, dupa ajustare şi k=2: d1 = 0.946 şi d2 = 1.543.

În concluzie, noua valoare a DW se află în intervalul (d1, d2) = (0.946, 1.543), acest lucru însemnând că erorile nu au fost corectate.

Aplicăm din nou DW:

ls gdp_nou2 c nrsomeri_nou2 absolventi_nou2
series res=resid
scalar ro4=1-@DW/2
*series gdp_nou3 = gdp_nou2-ro4*gdp_nou2(-1)*
*series nrsomeri_nou3 = nrsomeri_nou2-ro4*nrsomeri_nou2(-1)*
*series absolventi_nou3 = absolventi_nou2-ro4*absolventi_nou2(-1)*
ls gdp_nou3 c nrsomeri_nou3 absolventi_nou3

Equation: UNTITLED Workfile: NOU::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP_NOU3
Method: Least Squares
Date: 01/20/16 Time: 21:43
Sample (adjusted): 1999 2012
Included observations: 14 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	41625.09	3495.223	11.90914	0.0000
NRSOMERI_NOU3	-90.02678	23.98805	-3.752985	0.0032
ABSOLVENTI_NOU3	-0.119500	0.076041	-1.571525	0.1444

R-squared	0.582420	Mean dependent var	34498.79
Adjusted R-squared	0.506497	S.D. dependent var	15511.39
S.E. of regression	10896.72	Akaike info criterion	21.61772
Sum squared resid	1.31E+09	Schwarz criterion	21.75466
Log likelihood	-148.3240	Hannan-Quinn criter.	21.60504
F-statistic	7.671139	Durbin-Watson stat	1.911127
Prob(F-statistic)	0.008205		

Tabel 12. *Corectarea autocorelării (DW4)*

Se obține o nouă valoare pentru DW =1.911127 . Valorile critice ale statisticii DW se obțin din tabelul distribuției DW, pentru un nivel de semnificație de 5% , n=14 de observații, după ajustare şi k=2: d1 = 0.905 şi d2 = 1.551.

În concluzie, noua valoare a DW se află în intervalul (d2, 4-d2) = (1.551, 2.449), acest lucru însemnând că erorile au fost corectate.

C. Concluzii

În urma analizei efectuate asupra datelor am obținut un model econometric de regresie liniară multiplă, având o bonitate ridicată, care arată modul în care numărul absolvenților de studii superioare şi numărul şomerilor din România înfluențează variația PIB.

Pe baza modelului bifactorial realizat, de forma Y= -107.0002* X1 + 0.540377* X2 – 287,637.8, am demonstrate faptul că nivelul PIB din România (Y) este influențată de numărul şomerilor şi numărul absolvenților de studii seperioare (X2) în proporție de numai 27.77%, numărul mediu de salariați au o influență de 85.17%, restul până la 100% reprezentând influența altor factori, neincluşi în model.

De asemenea, am evidențiat faptul că între numărul şomerilor şi PIB din România există o legătură inversă, negativă şi puternică, în vreme ce legătura dintre numărul absolvenților de studii superioare şi PIB este una direct, pozitivă şi puternică.

În concluzie, variabilele dependente incluse în modelul econometric de regresie bifactorială (numărul absolvenților de studii superioare şi numărul şomerilor) au o influență foarte puternică asupra nivelului PIB din România.

Aplicatia 3. Modele cu ecuații simultane

1. Capitol teoretic

1. Literature review

„**Modelul IS-LM** sau modelul echilibrului dublu sau simultan este un model economic in baza teoriei macroeconomice keynesiene."(Anon., 2014). Acest model opereaza cu mărimi economice agregate (nivelul ratelor dobânzii, volumul total de producție, cheltuielile publice, masa monetară etc.).

Echilibrul economic este privit ca echilibru pe două piețe:

- piața bunurilor şi serviciilor
- piața monetară (sau piața banilor)

Grafic, modelul este reprezentat ca intersecția a două linii/curbe, numite IS şi LM.

Principalele marimi variabile ale modelului sunt:

- R= nivelul ratelor dobanzii
- Y= PIB

„Curba IS (Curba investițiilor egale cu economisirile) reprezintă toate combinațiile posibile dintre venit şi rata dobânzii care echilibrează piața bunurilor şi serviciilor.

Curba LM (Curba cererii pentru mijloace lichide egale cu masa monetară) reprezintă toate combinațiile posibile dintre venit şi rata dobânzii care echilibrează piața banilor."

În continuare vom analiza un model de ecuații simultane care să confirme legătura dintre rata dobânzii, PIB-ul, consumul guvernamental şi masa monetară a României, pe intervalul anual 1995-2012.

2. Metodologia cercetării

Forma structurală a unui model cu ecuații simultane este forma inițiala a modelului rezultată în urma etapei de specificare şi reprezintă structura (elemente şi conexiuni) procesului descris.

Specificarea unui model econometric reprezintă alegerea variabilelor endogene, stabilirea numărului de ecuații în forma structurală, alegerea numărului de variabile factoriale considerate determinante pentru evoluția fiecăreia dintre variabilele endogene, stabilirea fiecărei ecuații de regresie, definirea relațiilor de identitate dacă acestea există.

Pentru definirea modelului IS-LM se consideră variabilele R = rata dobânzii, M = masa monetară, Y = Produsul Intern Brut şi G = Consumul Guvernamental. Ecuațiile modelului:

$$R_t = a + bM_{t-1} + cY_t + dM_{t-2} + \dot{\varepsilon}_t$$

$$Y_t = e + fR_t + gG_t + u_t$$

Etapa I: Introducerea datelor in Eviews

Introducerea seriilor de date in EViews folosind date din perioada 1995- 2012, pentru PIB, rata dobânzii, masa monetară şi cheltuielile guvernamentale.

Etapa II: Identificarea variabilelor endogene/exogene

Identificarea ecuațiilor MES (Metoda ecuațiilor simultane) luând în considerare elementele de mai jos:

- Variabilele predeterminate din model : M_{t-1}, M_{t-2}, Gt
- Variabilele endogene din model : R_t, Y_t=>m=2, (m-1)=1

Cum k* (nr. de variabile endogene şi predeterminate care lipsesc din ecuație) = 1, obţinem că avem k* = (m-1) => modelul este exact identificat, deci putem folosi pentru estimare metoda celor mai mici pătrate în două stadii.

Etapa III: Estimarea parametrilor pentru fiecare ecuație

Pentru fiecare regresie am estimat parametrii utilizând metoda celor mai mici pătrate.

Etapa IV: Estimare prin metoda TSLS simultan pentru ambele ecuații

Se estimeaza parametrii sistemului cu ecuații simultane, prin opțiunea Estimation şi metoda de estimare TSLS, simultan pentru cele doua ecuații.

2. Capitol aplicativ

1. Date utilizate

Definirea variabilelor utilizate în model

Definiția 1

Conform *Dicționarului Explicativ al Limbii Române*, Produsul Intern Brut reprezintă expresia valorică a totalității bunurilor şi serviciilor finale furnizate de agenții economici care-şi desfăşoară activitatea pe teritoriul unei țări.

Definiția 2

Conform *Dicționarului Explicativ al Limbii Române*, rata dobânzii cota procentuală ce se aplică de către bănci la creditele acordate şi se încasează de către acestea la datele convenite prin contractele de credit sau la disponibilitățile care sunt păstrate în conturi bancare. Mărimea ratei dobânzii este dată de cererea şi oferta de resurse pe piața bancară, taxa oficială a scontului, puterea economică a unui stat, rata inflației, politica adoptată de fiecare bancă în parte. În practica întâlnim două noțiuni : rata dobânzii active şi rata dobânzii pasive.

Definiția 3

Conform *Dicționarului Explicativ al Limbii Române*, masa monetară reprezintă totalitatea mijloacelor băneşti aflate în circulație într-o economie, la un moment dat; este formată din numerar(bani efectivi) şi bani scripturali(moneda de cont).

"Masa monetară, definită ca totalitate a mijloacelor băneşti existente în economia unei țări la un moment dat sau în medie pe o anumită perioadă. Componentele masei monetare sunt studiate cu ajutorul agregatelor monetare." (Anon., 2013).

Definiția 4

Consumul sectorului public, reprezintă suma tuturor cheltuielilor guvernamentale pentru bunuri finite şi servicii. Include salariile angajaților din sectorul public, cumpărarea de armament, etc.

Evoluția economică a variabilelor modelului

În continuare se va analiza fiecare variabilă inclusă în model, pentru a evidenția evoluția sa economica, de-a lungul celor 18 ani, pentru care s-au selectat datele.

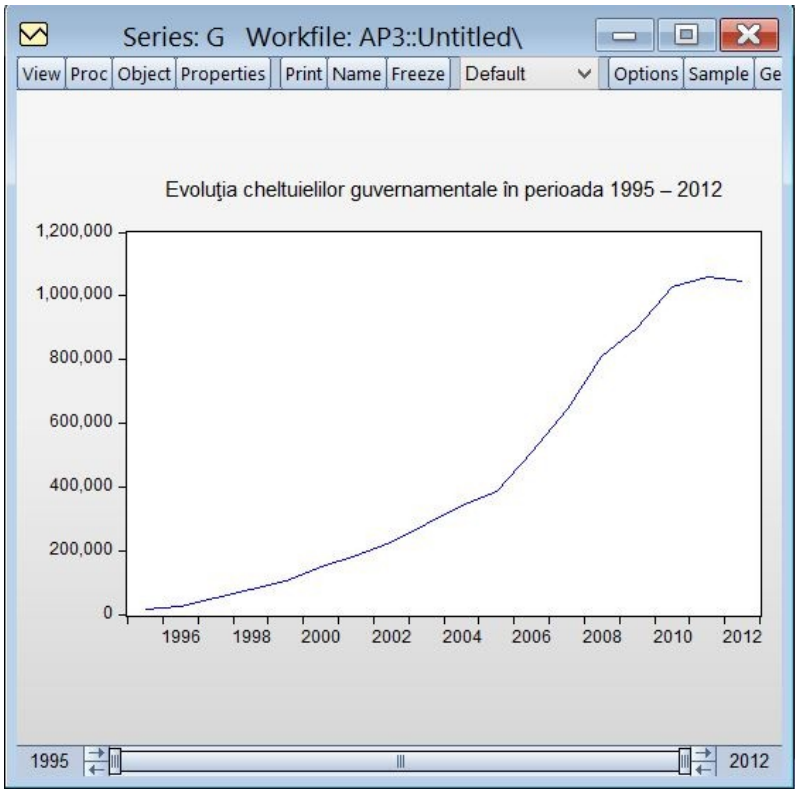


Figura 1. *Evoluția cheltuielilor guvernamentale în perioada 1995 – 2012*

Din grafic reiese că nivelul cheltuielile guvernamentale urmează un trend ascendent de-a lungul perioadei analizate.

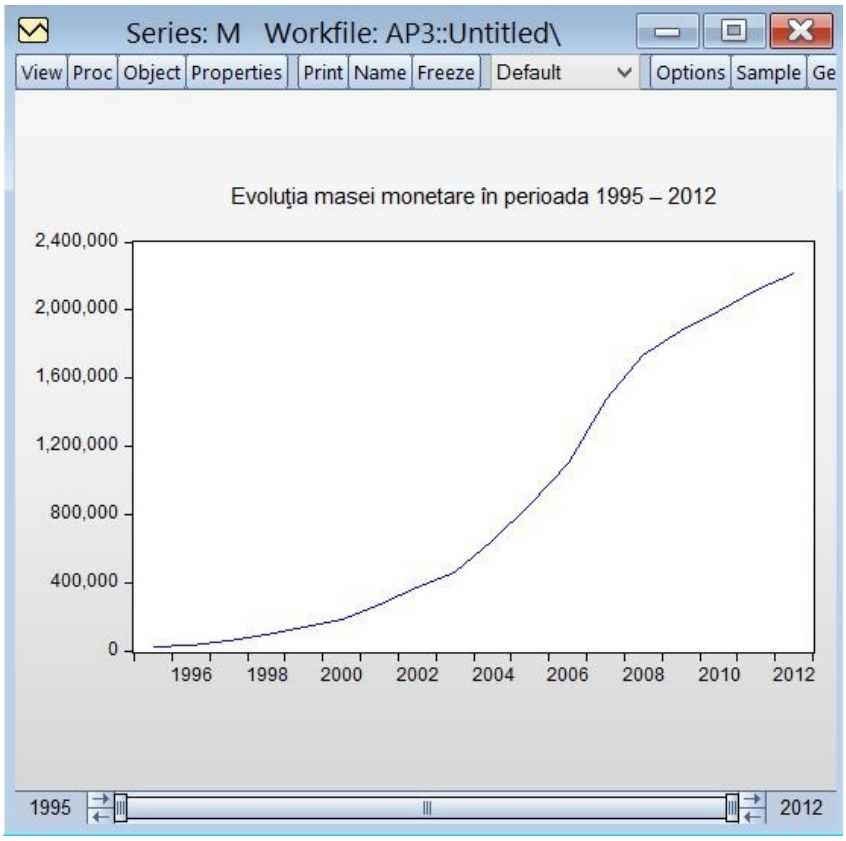


Figura 2. *Evoluția masei monetare în perioada 1995 – 2012*

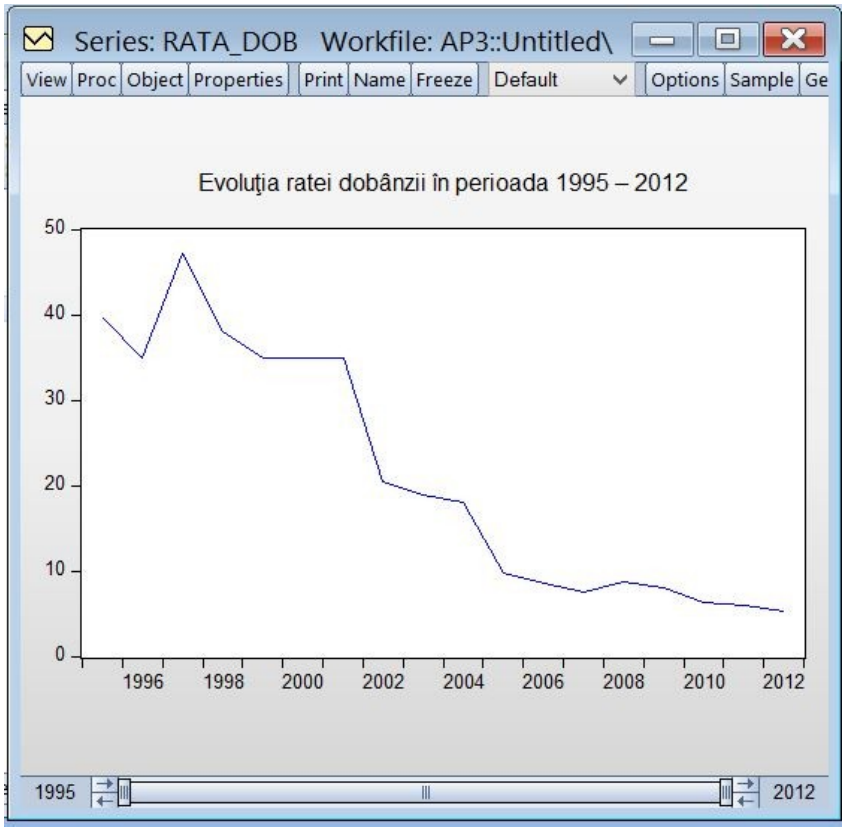


Figura 3. *Evoluția ratei dobânzii în perioada 1995 – 2012*

Pe parcursul ultimilor 18 ani tendinţa ratei dobânzii a fost de scădere fapt ce se menţine şi in perioada curentă. Acest lucru se datorează faptului ca România este o țară în curs de dezvoltare.

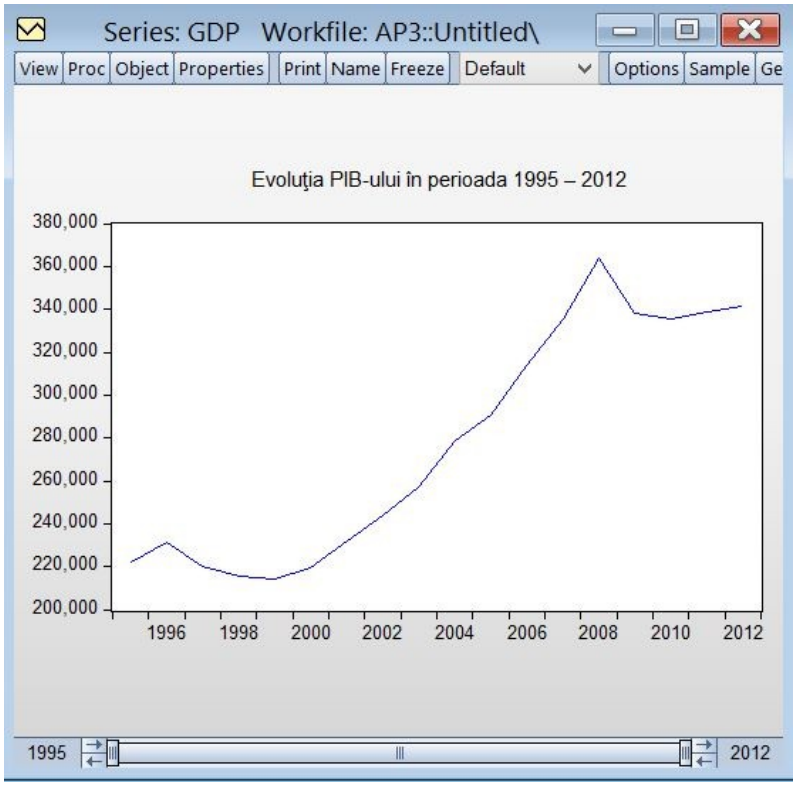


Figura 4. *Evoluția PIB în perioada 1995 – 2012*

PIB-ul urmează un trend ascendent de-a lungul perioadei analizate, atingând un nivel minim in anul 1999.

2. Rezultatele empirice ale cercetării

Ecuaţia de regresie pentru rata dobânzii: $R_t = a + bM_t + cY_t + dM_{t-1} + \dot{\varepsilon}_t$

Equation: UNTITLED Workfile: AP3::Unti...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: RATA_DOB
Method: Least Squares
Date: 01/21/16 Time: 04:14
Sample (adjusted): 1997 2012
Included observations: 16 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	114.4562	33.11543	3.456279	0.0047
MS_1	3.88E-05	4.73E-05	0.821246	0.4275
MS_2	-3.26E-05	4.13E-05	-0.789394	0.4452
GDP	-0.000369	0.000155	-2.386549	0.0344

R-squared	0.857383	Mean dependent var	19.20313
Adjusted R-squared	0.821729	S.D. dependent var	14.15320
S.E. of regression	5.975784	Akaike info criterion	6.625626
Sum squared resid	428.5199	Schwarz criterion	6.818773
Log likelihood	-49.00500	Hannan-Quinn criter.	6.635516
F-statistic	24.04718	Durbin-Watson stat	1.326350
Prob(F-statistic)	0.000023		

Tabel 1. *Model de regresie multifactorială.*

Pentru prima ecuaţie inclusă în sistem am aplicat metoda celor mai mici pătrate în vederea estimării acesteia. S-a obţinut următorul rezultat:

$$\mathbf{R_t = 114.4562 + 3.88E\text{-}05M_{t-1} - 0.000369Y_t - 3.26E\text{-}05\ M_{t-2}}$$

Se observă că modelul este valid din punct de vedere statistic, probabilitatea asociată lui Fcalc. fiind 0,000023, mai mica decat pragul de 5%.

Valoarea coeficientului de determinatie (R-squared = 0,857383) arată că 85,7% din variaţia variabilei dependente este explicată de variaţia simultană a masei monetare decalată cu o perioadă, a PIB-ului şi a masei monetare decalată cu două perioade în urmă, adică o legătură puternică între variabila endogenă şi cele trei variabile exogene, lucru confirmat şi de coeficientul de determinaţie ajustat (Adjusted R-squared = 0,821729), care ia în considerare şi numărul de observaţii şi numărul de variabile exogene.

Ecuaţia de regresie pentru PIB $: Y_t = e + fR_t + gG_t + u_t$

Equation: UNTITLED Workfile: AP3::Unti...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 01/21/16 Time: 04:29
Sample: 1995 2012
Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	280490.5	19827.39	14.14662	0.0000
RATA_DOB	-1722.848	531.4251	-3.241939	0.0055
G	0.076597	0.020292	3.774770	0.0018

R-squared	0.930188	Mean dependent var	277318.8
Adjusted R-squared	0.920880	S.D. dependent var	54492.89
S.E. of regression	15327.96	Akaike info criterion	22.26376
Sum squared resid	3.52E+09	Schwarz criterion	22.41215
Log likelihood	-197.3738	Hannan-Quinn criter.	22.28422
F-statistic	99.93113	Durbin-Watson stat	0.925430
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabel 2. *Model de regresie multifactorială*

Estimând cea de-a doua ecuaţie inclusă în sistem obţinem:

$$\mathbf{Y_t = 280490.5 - 1722.848\ R_t + 0.076597 G_t}$$

Şi pentru acest model se poate confirma validitatea, pe baza probabilităţii asociate lui Prob de F-statistic, care este 0,000000, mai mica decat 5%. Parametrii incluşi în model sunt semnificativi statistic, având probabilităţi sub pragul de 5%.

În acest caz, valoarea coeficientului de determinaţie (R-squared = 0,930188) este mare, ceea ce înseamnă că 93% din variaţia PIB–ului este explicată de variaţia simultană a ratei dobânzii şi a consumului guvernamental.

<u>Estimarea sistemului cu ecuaţii simultane</u>

Equation: UNTITLED Workfile: AP3::Unti...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 01/21/16 Time: 04:36
Sample: 1995 2012
Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	218844.8	4667.796	46.88397	0.0000
RATA_DOB_NOU	-1.000406	0.216004	-4.631430	0.0003
G	0.134242	0.008163	16.44445	0.0000

R-squared	0.951141	Mean dependent var	277318.8
Adjusted R-squared	0.944626	S.D. dependent var	54492.89
S.E. of regression	12823.05	Akaike info criterion	21.90689
Sum squared resid	2.47E+09	Schwarz criterion	22.05528
Log likelihood	-194.1620	Hannan-Quinn criter.	21.92735
F-statistic	146.0027	Durbin-Watson stat	0.685924
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabelul 3. *Model regresie ecuaţie simultană*

Noua ecuatie a modelului de regresie devine:

Y= 218844.8 + 0.134242G – 1.000406*RATA_DOB_NOUA

3. Concluzii

În urma prelucrărilor efectuate asupra datelor preluate pentru România pe 18 ani (din 1995 şi până în 2012) pentru estimarea modelului IS-LM, putem concluziona că pentru o estimare corectă a legăturii dintre PIB şi rata dobânzii, se impune rezolvarea sistemului de ecuaţii simultane, deoarece cele două variabile se află într-o relaţie de simultaneitate la nivel macroeconomic.

În cazul în care folosim metoda celor mai mici pătrate în două faze, rezultatele obţinute întăresc postulatele teoriei macroeconomice keynesiene, şi arată că la nivelul României, în perioada analizată (1995 – 2012), 85,7% din variaţia PIB-ului este explicată de variaţia simultană a ratei dobânzii şi a consumurilor guvernamentale.

Bibliografie

http://tophabits.ro/productivitate/principiul-lui-pareto/

http://www.elfconsulting.ro/showdef.php?nrdef=28

http://data.worldbank.org/country/romania

http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=2&country=ROU&series=&period=

"Econometric Analysis" seventh edition by William H. Greene, *New York University*

https://www3.nd.edu/~wevans1/econ30331/Durbin_Watson_tables.pdf

http://dexonline.ro/

https://people.richland.edu/james/lecture/m170/tbl-t.html

http://www.bnr.ro/PublicationDocuments.aspx?icid=1182