

Modelarea econometrică a seriei de timp GDP

Elena-Adriana ANDREI

Academia de Studii Economice, București
adrianna_andrei@yahoo.com

Elena BUGUDUI

Universitatea „Artifex”, București
bugudui@yahoo.com

Rezumat. Scopul articolului îl constituie modelarea econometrică a seriei de timp pentru variabila macroeconomică GDP la nivelul economiei SUA. Întrucât aceasta este o serie de timp nestaționară sunt utilizate mai multe teste statistice pentru a o transforma într-o serie staționară. După aplicarea acestor teste, seria de timp devine staționară și integrată de ordinul I; astfel, în vederea determinării ARMA utilizăm procedura Box-Jenkins. Estimăm prin OLS parametrii unor diverse modele. Performanțele modelului ales ARIMA (1,1,1) sunt verificate pe baza testelor statistice clasice și a previziunii.

Cuvinte-cheie: serie de timp staționară; serie de timp nestaționară; teste statistice.

Coduri JEL: C22, E01.

Coduri REL: 8C, 10G.

În vederea constituirii seriei de timp utilizăm variabila macroeconomică GDP în perioada 1947 (trimestrul I) – 2010 (trimestrul III) la nivelul economiei SUA. Valorile seriei de timp sunt observate cu aceeași frecvență, respectiv trimestrial; fiecare dintre aceste valori sunt variabile întâmplătoare. Prin urmare, putem afirma că GDP este un proces stocastic și că valorile actuale observate în perioada 1947 (I) – 2010 (III) sunt realizări particulare ale acestui proces.

Analiza descriptivă a seriei de timp ne oferă informații despre următorii indicatori:

i) *media de selecție*:

$$\bar{y} = \frac{\sum_{t=1}^T y_t}{T} = 6372.390$$

ii) *dispersia seriei de timp*:

$$s^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}{T - 1} = 12735711$$

iii) *valoarea statisticii Jarque-Berra*: sugerează o repartiție normală a seriei de timp din punct de vedere al asimetriei și al aplatizării.

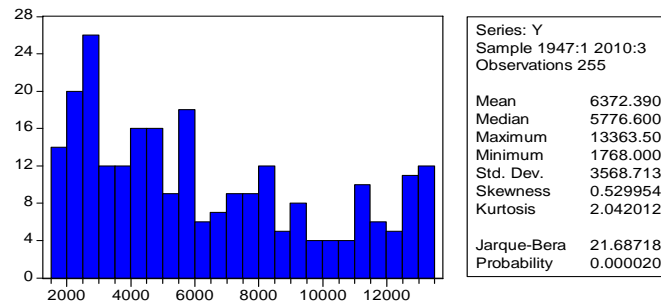


Figura 1. Histograma și indicatorii descriptivi

Vizualizarea graficului seriei de timp ne indică o traiectorie liniară, cu panta pozitivă; prin urmare, aceasta este *nestaționară de tip omogen*, caracterizată de variații constante de la o perioadă de timp la alta.

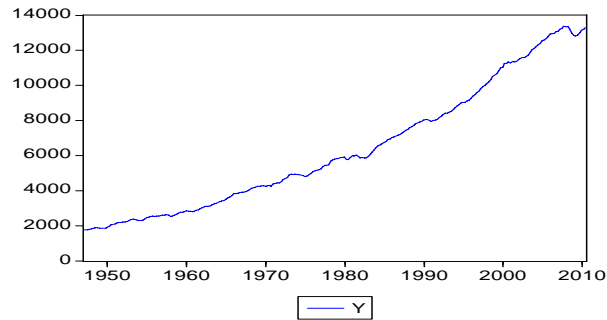


Figura 2. GDP, SUA, 1947 (I) -2010(III)

Verificarea staționarității sau nestaționarității seriei de timp am realizat-o pe baza următoarelor teste statistice:

- *Testul rădăcinii unitate (Testul Dickey – Fuller)*

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma \times Y_t + \alpha_1 \times \Delta Y_{t-1} + e_t$$

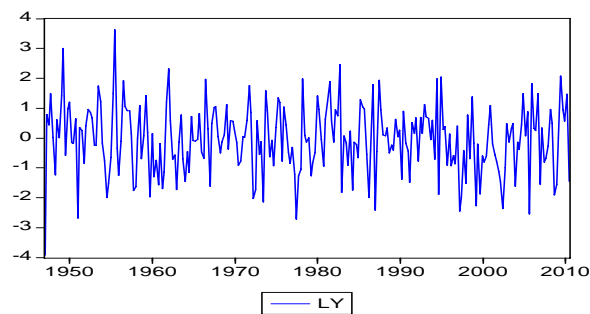


Figura 3. Evoluția $\ln Y$

Obținem următoarele rezultate:

$$\Delta Y_t = 0,020348 + (-0,01768) Y_{t-1} + 0,353951 \Delta Y_{t-1}$$

$$t = \begin{matrix} (2.407469) & (-1.817024) & (6.020099) \\ R^2 = 0.146846 & d = 2.062047 \end{matrix}$$

Principalul nostru interes constă în valoarea lui $t (= \tau)$ a coeficientului lui Y_{t-1} . Întrucât $\hat{\tau} = -1,82$, iar $\tau_{crit} = -2,87$ pentru pragul de încredere de 5% ($\tau > 0,05$) nu putem respinge ipoteza nulă RW.

Prin urmare, seria de timp este *nestaționară*; respectiv conține o rădăcina unitate. Această afirmație este susținută și de p -value (0,3717) asociat lui t -statistic, care este mai mare decât 0,005.

- Funcția de autocorelație (ACF) și corelograma

Tabelul 1a

Corelograma GDP, SUA, 1947 (I) – 2010 (III)

Sample: 1947:1 2010:3
Included observations: 255

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|-------|--------|--------|-------|
| | | 1 | 0.989 | 0.989 | 252.25 | 0.000 |
| | | 2 | 0.977 | -0.016 | 499.65 | 0.000 |
| | | 3 | 0.966 | -0.015 | 742.15 | 0.000 |
| | | 4 | 0.954 | -0.001 | 979.82 | 0.000 |
| | | 5 | 0.943 | 0.001 | 1212.8 | 0.000 |
| | | 6 | 0.931 | 0.000 | 1441.1 | 0.000 |
| | | 7 | 0.920 | -0.011 | 1664.8 | 0.000 |
| | | 8 | 0.908 | -0.018 | 1883.7 | 0.000 |
| | | 9 | 0.896 | -0.028 | 2097.7 | 0.000 |
| | | 10 | 0.884 | -0.021 | 2306.6 | 0.000 |
| | | 11 | 0.871 | -0.008 | 2510.5 | 0.000 |
| | | 12 | 0.858 | -0.021 | 2709.2 | 0.000 |
| | | 13 | 0.846 | 0.011 | 2903.0 | 0.000 |
| | | 14 | 0.834 | 0.005 | 3092.1 | 0.000 |
| | | 15 | 0.822 | 0.010 | 3276.6 | 0.000 |
| | | 16 | 0.810 | -0.003 | 3456.7 | 0.000 |
| | | 17 | 0.799 | -0.004 | 3632.3 | 0.000 |
| | | 18 | 0.787 | -0.004 | 3803.6 | 0.000 |
| | | 19 | 0.776 | -0.002 | 3970.6 | 0.000 |
| | | 20 | 0.764 | -0.008 | 4133.4 | 0.000 |
| | | 21 | 0.752 | -0.008 | 4291.9 | 0.000 |
| | | 22 | 0.741 | -0.010 | 4446.3 | 0.000 |
| | | 23 | 0.729 | -0.009 | 4596.4 | 0.000 |
| | | 24 | 0.718 | 0.008 | 4742.6 | 0.000 |
| | | 25 | 0.707 | 0.000 | 4884.9 | 0.000 |
| | | 26 | 0.695 | -0.007 | 5023.3 | 0.000 |
| | | 27 | 0.684 | -0.014 | 5157.8 | 0.000 |
| | | 28 | 0.673 | -0.019 | 5288.4 | 0.000 |
| | | 29 | 0.661 | -0.012 | 5415.0 | 0.000 |
| | | 30 | 0.649 | -0.006 | 5537.7 | 0.000 |

Coefficienții de autocorelație pornesc de la valori foarte ridicate – $\hat{\rho}_1 = 0,989$, $\hat{\rho}_2 = 0,977$, ..., $\hat{\rho}_5 = 0,943$ – și descresc foarte lent; astfel seria de timp GDP este *nestaționară*.

Întrucât *testele statistice* aplicate au concluzionat că seria de timp analizată este *nestaționară*, prima transformare constă în diferențierea de ordinul I a seriei $\ln Y$.

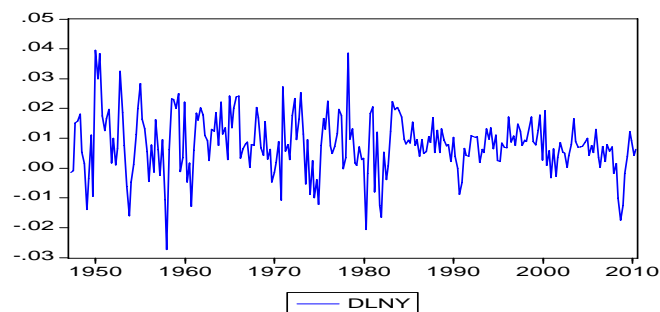


Figura 5. *Seria $\ln Y_{t-1}$*

$$\Delta Y_t = 0.005049 - 0.632433\Delta Y_{t-1}$$

$$t = (6,783151) \quad (-10,79566)$$

$$R^2 = 0,317093 \quad d = 2,068089$$

Valoarea critică DF (τ) 1% este -3,456093; întrucât $\tau < 0,01$, decidem că putem să respingem ipoteza nulă RW ($H_0: \gamma = 0$). Astfel, prima diferențiere a seriei de timp GDP este staționară, respectiv seria de timp este I(1).

Din corelograma primei diferențieri a seriei de timp observăm că valorile coeficienților de autocorelație – $\hat{\rho}_1 = 0,368, \hat{\rho}_2 = 0,211, \hat{\rho}_3 = 0,000, \hat{\rho}_4 = -0,008, \hat{\rho}_5 = -0,142$ –, descresc într-un ritm rapid, astfel că după primul lag este posibil ca procesul autoregresiv să aibă o componentă AR de ordin $p = 1$.

Tabelul 1b
Corelograma primei diferențieri a seriei de timp

Sample: 1947:1 2010:3
Included observations: 254

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|--------|--------|--------|------|
| 1 | 0.368 | 0.368 | 34.717 | 0.000 | |
| 2 | 0.211 | 0.088 | 46.185 | 0.000 | |
| 3 | 0.000 | -0.120 | 46.185 | 0.000 | |
| 4 | -0.088 | -0.083 | 48.180 | 0.000 | |
| 5 | -0.142 | -0.075 | 53.440 | 0.000 | |
| 6 | -0.061 | 0.044 | 54.431 | 0.000 | |
| 7 | -0.049 | -0.016 | 55.051 | 0.000 | |
| 8 | -0.022 | -0.023 | 55.184 | 0.000 | |
| 9 | 0.070 | 0.087 | 56.494 | 0.000 | |
| 10 | 0.071 | 0.019 | 57.851 | 0.000 | |
| 11 | 0.026 | -0.041 | 58.031 | 0.000 | |
| 12 | -0.131 | -0.175 | 62.626 | 0.000 | |
| 13 | -0.120 | -0.018 | 66.532 | 0.000 | |
| 14 | -0.087 | 0.046 | 68.571 | 0.000 | |
| 15 | -0.085 | -0.054 | 70.515 | 0.000 | |
| 16 | 0.042 | 0.079 | 71.007 | 0.000 | |
| 17 | 0.053 | 0.000 | 71.782 | 0.000 | |
| 18 | 0.087 | 0.035 | 73.879 | 0.000 | |
| 19 | 0.055 | -0.016 | 74.720 | 0.000 | |
| 20 | 0.061 | 0.006 | 75.738 | 0.000 | |
| 21 | -0.085 | -0.098 | 77.744 | 0.000 | |
| 22 | -0.063 | 0.019 | 78.855 | 0.000 | |
| 23 | -0.096 | -0.022 | 81.422 | 0.000 | |
| 24 | -0.032 | 0.014 | 81.714 | 0.000 | |
| 25 | 0.032 | 0.042 | 81.996 | 0.000 | |
| 26 | 0.021 | -0.047 | 82.126 | 0.000 | |

Aplicarea procedurii Box-Jenkins ține seama de valoarea parametrului d , egală cu ordinul de diferențiere aplicat seriei inițiale pentru a obține o serie staționară.

Întrucât $\Delta \ln Y_t$ este staționară, seria $\ln Y_t$ este I(1), respectiv $d = 1$.

În vederea determinării p și q estimăm parametrii modelului prin OLS; rezultatele estimării sunt prezentate în tabelul de mai jos.

Tabelul 2a

Rezultatele modelelor estimate pentru seria de timp GDP

| | Eq1 | Eq2 | Eq3 | Eq4 |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| <i>c</i> | 0,007984 | 0,008025 | 0,007999 | 0,008012 |
| <i>ar(1)</i> | 0,367567 | 0,332860 | 0,485481 | -0,218832 |
| <i>ar(2)</i> | | 0,088608 | | 0,302587 |
| <i>ma(1)</i> | | | -0,134935 | 0,557360 |
| <i>AIC</i> | -6,520910 | -6,518205 | -6,51786 | -6,520263 |
| <i>SCI</i> | -6,492978 | -6,476188 | -6,47596 | -6,464240 |
| <i>DW</i> | 2,068089 | 1,967281 | 2,020407 | 1,981934 |

Dintre modelele concurente alegem modelul Eq3, ARIMA(1,1,1), ce admite următoarea reprezentare:

$$Y_t = 0,007999 + 0,485481 Y_{t-1} - 0,134935 e_t$$

Alegerea modelului ARIMA s-a făcut ținând cont de: a) criteriile clasice (*R-pătrat ajustat, testul F*); b) indicatorii ce au la bază teoria informației (*criteriul Akaike și Schwartz*).

Pentru testarea validității am analizat:

- *autocorelarea rezidurilor*: pentru modelul autoregresiv definit prin Eq3 se verifică faptul că seria rezidurilor nu prezintă autocorelație; respectiv nu este nevoie să mai testăm un alt model ARIMA.

Tabelul 2b

AC, ACP and Q-stat pentru Eq3

Sample: 1947:3 2010:3
Included observations: 253
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| | | 1 | -0.011 | -0.011 | 0.0289 | |
| | | 2 | 0.089 | 0.089 | 2.0836 | |
| | | 3 | -0.064 | -0.063 | 3.1501 | 0.076 |
| | | 4 | -0.068 | -0.078 | 4.3537 | 0.113 |
| | | 5 | -0.131 | -0.123 | 8.8242 | 0.032 |
| | | 6 | -0.005 | 0.001 | 8.8321 | 0.065 |
| | | 7 | -0.036 | -0.023 | 9.1683 | 0.103 |
| | | 8 | -0.038 | -0.061 | 9.5468 | 0.145 |
| | | 9 | 0.079 | 0.066 | 11.215 | 0.130 |
| | | 10 | 0.060 | 0.054 | 12.179 | 0.143 |
| | | 11 | 0.079 | 0.060 | 13.824 | 0.129 |
| | | 12 | -0.128 | -0.148 | 18.179 | 0.052 |
| | | 13 | -0.062 | -0.079 | 19.205 | 0.058 |
| | | 14 | -0.031 | 0.025 | 19.471 | 0.078 |
| | | 15 | -0.090 | -0.076 | 21.645 | 0.061 |
| | | 16 | 0.072 | 0.064 | 23.038 | 0.060 |
| | | 17 | 0.025 | 0.010 | 23.203 | 0.080 |
| | | 18 | 0.064 | 0.039 | 24.323 | 0.083 |
| | | 19 | 0.018 | 0.003 | 24.411 | 0.109 |
| | | 20 | 0.087 | 0.038 | 26.507 | 0.089 |
| | | 21 | -0.107 | -0.086 | 29.674 | 0.056 |
| | | 22 | -0.003 | 0.004 | 29.677 | 0.075 |
| | | 23 | -0.086 | -0.029 | 31.745 | 0.062 |
| | | 24 | -0.018 | -0.010 | 31.841 | 0.080 |
| | | 25 | 0.040 | 0.048 | 32.292 | 0.094 |
| | | 26 | -0.017 | -0.043 | 32.372 | 0.118 |
| | | 27 | 0.038 | -0.009 | 32.785 | 0.137 |
| | | 28 | 0.053 | 0.051 | 33.580 | 0.146 |
| | | 29 | 0.081 | 0.073 | 35.469 | 0.127 |
| | | 30 | -0.141 | -0.151 | 41.257 | 0.051 |

Tabelul 2c

Corelograma reziduurilor modelul ARIMA

Sample: 1947:3 2010:3
 Included observations: 253
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| | | 1 | 0.125 | 0.125 | 4.0284 | |
| | | 2 | 0.170 | 0.156 | 11.424 | |
| | | 3 | 0.022 | -0.017 | 11.546 | 0.001 |
| | | 4 | 0.154 | 0.132 | 17.667 | 0.000 |
| | | 5 | 0.018 | -0.014 | 17.750 | 0.000 |
| | | 6 | 0.039 | -0.004 | 18.149 | 0.001 |
| | | 7 | -0.007 | -0.010 | 18.162 | 0.003 |
| | | 8 | 0.101 | 0.084 | 20.862 | 0.002 |
| | | 9 | 0.087 | 0.074 | 22.844 | 0.002 |
| | | 10 | -0.024 | -0.077 | 22.995 | 0.003 |
| | | 11 | 0.139 | 0.143 | 28.177 | 0.001 |
| | | 12 | 0.122 | 0.091 | 32.179 | 0.000 |
| | | 13 | 0.046 | -0.043 | 32.741 | 0.001 |
| | | 14 | 0.060 | 0.051 | 33.706 | 0.001 |
| | | 15 | 0.123 | 0.092 | 37.827 | 0.000 |
| | | 16 | -0.022 | -0.098 | 37.954 | 0.001 |
| | | 17 | 0.049 | 0.018 | 38.621 | 0.001 |
| | | 18 | -0.029 | -0.013 | 38.856 | 0.001 |
| | | 19 | 0.047 | 0.007 | 39.462 | 0.002 |
| | | 20 | 0.066 | 0.046 | 40.650 | 0.002 |
| | | 21 | 0.071 | 0.054 | 42.033 | 0.002 |
| | | 22 | -0.035 | -0.066 | 42.381 | 0.002 |
| | | 23 | 0.013 | -0.059 | 42.431 | 0.004 |
| | | 24 | 0.039 | 0.055 | 42.867 | 0.005 |
| | | 25 | 0.024 | 0.008 | 43.024 | 0.007 |
| | | 26 | -0.032 | -0.093 | 43.309 | 0.009 |
| | | 27 | 0.035 | 0.069 | 43.656 | 0.012 |

- *homoscedasticitatea seriei rezidurilor*: fenomenul nu este prezent la nivelul corelogramei seriei rezidurilor.
- *distribuția seriei rezidurilor*: valoarea statisticii Jarque-Berra sugerează o repartiție normală din punct de vedere al asimetriei și al aplătizării.

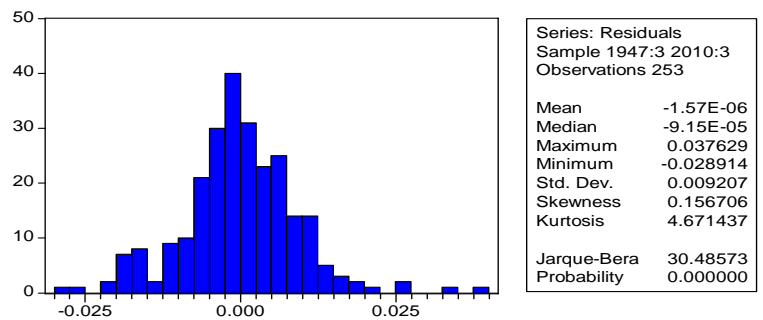


Figura 9. Testul Jarque Berra pentru Eq3

Seria de timp analizată Y_t , inițial nestaționară, a fost transformată într-una staționară după aplicarea celor două transformări, respectiv: logaritizarea și

diferențierea de ordinul I. Utilizând procedura Box-Jenkins am obținut un model de tip ARIMA (1,1,1). Validitatea modelului estimat a fost justificată pe baza lui R – pătrat ajustat, testului F, indicatorilor Akaike și Schwartz, testelor statistice și previziunii.

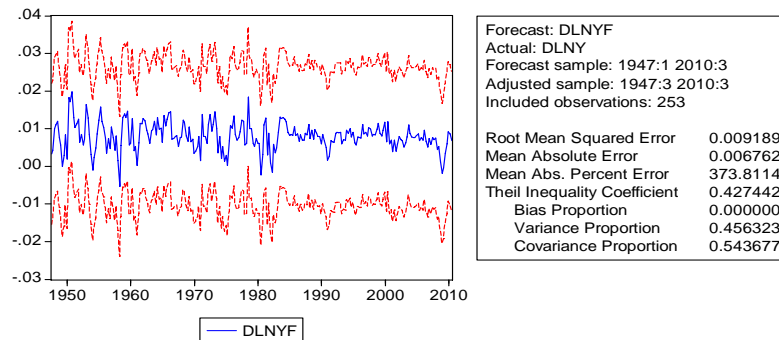


Figura 10. Previziunea GDP folosind modelul Eq3

Ținând cont de valoarea funcției de pierdere (0,009189), previziunea seriei de timp analizată este exactă pentru un prag de semnificație de 5% și pentru modelul autoregresiv de forma ARIMA (1,1,1).

Având în vedere valoarea scăzută a lui R^2 , 13,9%, putem folosi cu rezervă valorile anterioare ale seriei pentru a realiza predicții cu un grad ridicat de acuratețe.

Bibliografie

Andrei, T., Bourbonnais, R. (2008). *Econometrie*, Editura Economică, București

Asteriou D., Hall, S. (2011). *Applied Econometrics*, Palgrave Macmillan

Gujarati (2004). *Basic Econometrics*, 4th Edition, The McGraw-Hill Companies

*** www.bea.gov, US Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis, National Economic Accounts