Tesina 2 di modelli econometrici

Federico Spatola

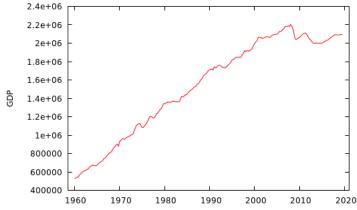
November 18, 2019

1 Consegna

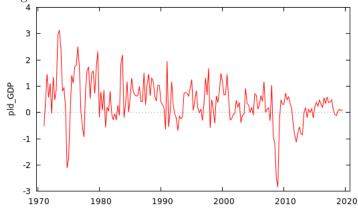
Scaricate i dati sul PIL trimestrale italiano a prezzi costanti e destagionalizzato (possibilmente gli ultimi dati disponiili su OECD http://stats.oecd.org) e tenendo conto di quanto appreso a lezione effettuate un'analisi secondo l'approccio di Box e Jenkins al fine di fare una previsione a uno, due, tre e quattro trimestri in avanti per il tasso di crescita trimestrale annualizzato del PIL in valori percentuali.

2 Analisi preliminare-Dataset 1960-2019

Si condurra' l'analisi su due differenti Dataset, per entrambi si faranno delle pseudo previsioni su uno stesso campione e si confronteranno i valori dell'RMFSE, infine utilizzando il modello con l'RMFSE minore si daranno le previsioni del tasso di crescita trimestrale annualizzato del PIL in valori percentuali. Adesso, si considera la serie storica del Pil ai prezzi costanti con dati destagionalizzati scaricabile da https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=QNA#.



Si nota la crescita logaritmica e quindi una forte asimmetria, per ridurla si passa alla serie dei logaritmi poi alla serie delle differenze prime di quest'ultima e infine si moltiplica per 100, ottenendo un approssimazione del tasso di crescita trimestrale del PIL in valori percentuali, da notare che moltiplicando ancora per 4 si potrebbe effettuare l'analisi direttamente sul tasso trimestrale annualizzato. Tenendo l'intero campione Il Test di Burtlett mostra che c'e' una forte correlazione tra i ritardi, allora si e' deciso di eliminare le osservazioni fino al primo trimestre del 1971, cosi' facendo si ottiene un considerevole miglioramento nella stazionarieta' della serie:

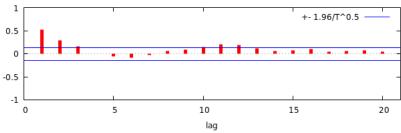


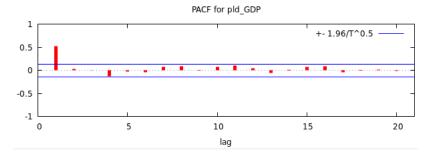
Di seguito il correlogramma:

Autocorrelation function for pld_GDP $$***, **, *$ indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels using standard error 1/T^0.5$

| LAG | ACF | | PACF | | Q-stat. | [p-value] |
|---|---|---------------------|--|-----|--|---|
| LAG 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 | ACF 0.5236 0.3000 0.1674 0.0002 -0.0565 -0.0878 -0.0243 0.0683 0.0878 0.15518 0.2096 0.1975 0.1157 0.0699 0.0805 | *** ** ** ** ** | PACF 0.5236 0.0355 -0.0038 -0.1291 -0.0203 -0.0331 0.0843 0.0962 0.0107 0.0824 0.1005 0.0438 -0.0480 0.0148 0.0788 | *** | 0-stat. 54.2925 72.2004 77.8040 77.8040 78.4493 80.0171 80.1381 81.0977 82.6904 87.4726 96.6421 104.8294 107.6538 108.6898 110.0737 112.3045 | [p-value] [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] |
| 17 18 19 20 | 0.0539 0.0564 0.0757 0.0478 | | 0.0319 0.0121 0.0202 -0.0173 | | 112.3045 112.9310 113.6201 114.8695 115.3708 | [0.000] [0.000] [0.000] [0.000] |







3 Identificazione

Il correlogramma suggerisce che la serie storica si possa identificare con un modello $AR(\rho)$. Si sceglie $\rho = 12$, si considerano i modelli AR(0),...,AR(12) e dunque si utilizzano i criteri informativi per verificare quale di questi si adatta meglio ai dati, in particolare si usa in Gretl la funzionalita' Var Lag Selection.

VAR system, maximum lag order 12

The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.

| lags | loglik | p(LR) | AIC | BIC | HQC |
|------|------------|---------|-----------|-----------|-----------|
| 1 | -190.22235 | | 2.100791* | 2.135867* | 2.115009* |
| 2 | -190.15597 | 0.71560 | 2.110994 | 2.163609 | 2.132321 |
| 3 | -190.15524 | 0.96946 | 2.121915 | 2.192068 | 2.150352 |
| 4 | -188.22018 | 0.04915 | 2.111696 | 2.199387 | 2.147241 |
| 5 | -188.09356 | 0.61481 | 2.121241 | 2.226470 | 2.163896 |
| 6 | -187.97804 | 0.63075 | 2.130908 | 2.253675 | 2.180671 |
| 7 | -187.68839 | 0.44659 | 2.138671 | 2.278976 | 2.195544 |
| 8 | -186.58066 | 0.13663 | 2.137494 | 2.295337 | 2.201475 |
| 9 | -186.43464 | 0.58892 | 2.146827 | 2.322208 | 2.217917 |
| 10 | -185.41984 | 0.15426 | 2.146665 | 2.339585 | 2.224865 |
| 11 | -184.31618 | 0.13736 | 2.145532 | 2.355990 | 2.230841 |
| 12 | -184.08023 | 0.49211 | 2.153882 | 2.381879 | 2.246300 |
| | | | | | |

Entrambi i criteri AIC e BIC suggeriscono di scegliere AR(1).

$4 \mod AR(1)$

Di seguito l'output OLS relativo al modello AR(1). Model 4: OLS, using observations 1971:2-2019:3 (T = 194) Dependent variable: pld GDP

| | coeffi | cient | std. | error | t-ratio | p-value | |
|--------------------|----------------|---------|------|------------------|----------------|--------------------|-----|
| const pld_GDP_1 | 0.194 0.523 | | | 668534 612289 | 3.423 8.557 | 0.0008 3.65e-15 | *** |
| Mean dependent | | 0.4052 | | | ependent var | | |
| Sum squared re | sid | 97.826 | 45 | S.E. 01 | f regression | 0.71380 | 92 |
| R-squared | | 0.2761 | 01 | Adjuste | ed R-squared | 0.27233 | 31 |
| F(1, 192) | | 73.230 | 30 | P-value | e(F) | 3.65e- | 15 |
| Log-likelihood | | -208.86 | 17 | Akaike | criterion | 421.723 | 35 |
| Schwarz criter | ion | 428.25 | 92 | Hannan- | -Quinn | 424.370 | 90 |
| rho | | -0.0141 | 49 | Durbin' | 's h | -0.37738 | 88 |

5 Diagnostiche

5.1 Test di autocorrelazione

Di seguito, si allega l'LMTest di autocorrelazione.

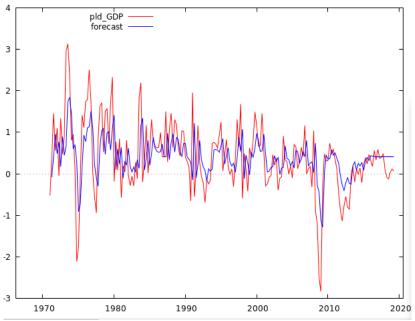
```
LM test for autocorrelation up to order 1 -
Null hypothesis: no autocorrelation
Test statistic: LMF = 0.136319
with p-value = P(F(1, 191) > 0.136319) = 0.712377

LM test for autocorrelation up to order 5 -
Null hypothesis: no autocorrelation
Test statistic: LMF = 0.987305
with p-value = P(F(5, 187) > 0.987305) = 0.426792
```

Si accetta l'ipotesi di non autocorrelazione.

6 Previsione

Si comincia effettuando una pseudo-previsione, lasciando fuori dal campione di stima le osservazioni successive al primo trimestre del 2016.



For 68% confidence intervals, t(192, 0.16) = 0.997

| | pld_GDP | prediction | std. error | 68% interval |
|--------|-----------|------------|------------|--------------|
| 2016:1 | 0.320004 | 0.438739 | | |
| 2016:2 | 0.173952 | 0.424486 | | |
| 2016:3 | 0.562286 | 0.417018 | | |
| 2016:4 | 0.337373 | 0.413105 | | |
| 2017:1 | 0.586971 | 0.411055 | | |
| 2017:2 | 0.375569 | 0.409980 | | |
| 2017:3 | 0.397395 | 0.409417 | | |
| 2017:4 | 0.481712 | 0.409123 | | |
| 2018:1 | 0.105888 | 0.408968 | | |
| 2018:2 | -0.079237 | 0.408887 | | |
| 2018:3 | -0.122701 | 0.408845 | | |
| 2018:4 | 0.046755 | 0.408822 | | |
| 2019:1 | 0.117247 | 0.408811 | | |
| 2019:2 | 0.069557 | 0.408805 | | |
| | | | | |

Forecast evaluation statistics

| Mean Error | -0.17238 |
|--------------------------------|----------|
| Root Mean Squared Error | 0.2784 |
| Mean Absolute Error | 0.22863 |
| Mean Percentage Error | -63.762 |
| Mean Absolute Percentage Error | 223.78 |
| Theil's U | 2.9385 |
| Bias proportion, UM | 0.38337 |
| Regression proportion, UR | 0.019239 |
| Disturbance proportion, UD | 0.59739 |

Risulta che l' RMFSE e' uguale a 0.2784.

7 Analisi preliminare

Adesso si considera la serie storica della variazione percentuale congiunturale del Pil ai prezzi di mercato con dati destagionalizzati, scaricabile da http://dati.istat.it/.

 ${\bf Variazione\ percentuale} =$ 2 1 0.5 0 Var_cong -0.5 -1 -2 -2.5 -3 2000 2005 2010 2015 Di seguito il correlogramma : ACF for Var_cong +- 1.96/T^0.5 0.5 -0.5 0 6 8 10 12 lag PACF for Var_cong +- 1.96/T^0.5 0.5 -0.5 -1 6 8 10 12 14 16 18

Il Test di Burtlett rifiuta al 5 per cento, l'ipotesi che l'autocorrelazione sia nulla per k=1,2,8,9.

8 Identificazione

Si procede analogamente a come si e' fatto per il primo Dataset, si suppone che il modello vero sia un $AR(\rho)$. Si sceglie $\rho = 9$, si considerano i modelli AR(0),...,AR(9) e dunque si utilizzano i criteri informativi per verificare quale di questi si adatta meglio ai dati. La prima operazione da effettuare e' eliminare le prime 9 osservazioni. Dopo di che si stimano i modelli OLS con differente numero di ritardi.

```
AR(0) Akaike criterion 157.5466 Schwarz criterion 159.8904
AR(1) Akaike criterion 118.5814 Schwarz criterion 123.2690
AR(2) Akaike criterion 119.8479 Schwarz criterion 126.8793
AR(3) Akaike criterion 121.3995 Schwarz criterion 130.7747
AR(4) Akaike criterion 123.3005 Schwarz criterion 135.0195
AR(5) Akaike criterion 124.8252 Schwarz criterion 138.8880
AR(6) Akaike criterion 125.7703 Schwarz criterion 142.1770
AR(7) Akaike criterion 125.8305 Schwarz criterion 144.5809
AR(8) Akaike criterion 126.8732 Schwarz criterion 147.9674
AR(9) Akaike criterion 128.8724 Schwarz criterion 152.3104 .
```

Si sceglie ancora il modelloAR(1).

9 modello AR(1)

Di seguito l'output OLS relativo al modello AR(1). Model 23: OLS, using observations 1998:2-2019:2 (T = 85) Dependent variable: Var_cong

| | coefficient | std. error | t-ratio | p-value |
|---------------------|-----------------------|------------------------|-----------------|------------------------|
| const Var_cong_1 | 0.0463612 0.631583 | 0.0574077 0.0839892 | 0.8076 7.520 | 0.4216 5.83e-11 *** |
| Mean dependent | | | ndent var | 0.674314 |
| Sum squared res | id 22.7174 | | egression | 0.523168 |
| R-squared | 0.40522 | 0 Adjusted | R-squared | 0.398054 |
| F(1, 83) | 56.5474 | 7 P-value(F |) | 5.83e-11 |
| Log-likelihood | -64.5303 | 2 Akaike cr | iterion | 133.0606 |
| Schwarz criteri | on 137.945 | 9 Hannan-Qu | inn | 135.0256 |
| rho | 0.06326 | 9 Durbin's | h | 0.921849 |

10 Diagnostiche

10.1 Test di autocorrelazione

Di seguito, si allega l'LMTest di autocorrelazione.

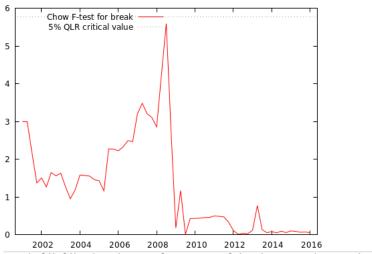
```
LM test for autocorrelation up to order 5 -
Null hypothesis: no autocorrelation
Test statistic: LMF = 0.755854
with p-value = P(F(5, 78) > 0.755854) = 0.584352

LM test for autocorrelation up to order 1 -
Null hypothesis: no autocorrelation
Test statistic: LMF = 0.79898
with p-value = P(F(1, 82) > 0.79898) = 0.374014
```

Si accetta l'ipotesi di non autocorrelazione.

10.2 QLR-Test

Si esegue il QLR-Test.



Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming:

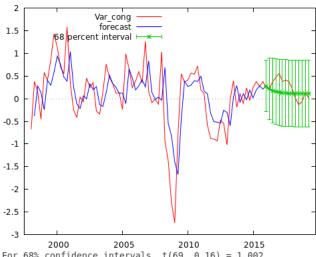
The maximum F(2, 81) = 5.58982 occurs at observation 2008:3 Asymptotic p-value = 0.0594151 for chi-square(2) = 11.1796

Il Test ci fornisce il trimestre in cui si verifica il break strutturale. Se ne terra' conto in seguito.

11 Previsione

Si comincia effettuando una pseudo-previsione, lasciando fuori dal campione di stima le osservazioni successive al primo trimestre del 2016 quindi circa il 20 per cento del campione.

68% interval



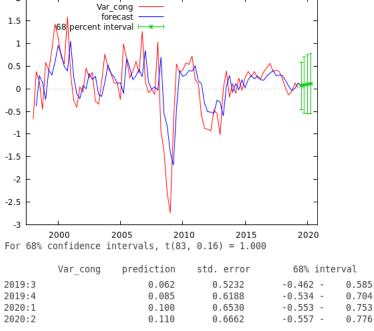
| For | 68% | confidence | intervals, | t(69, | 0.16) | = 1.002 | |
|-----|-----|------------|------------|-------|-------|---------|--|
| | | Var cond | predicti | ion | std. | error | |

| | | p | | | |
|--------|--------|-------|--------|----------|-------|
| 2016:1 | 0.239 | 0.279 | 0.5708 | -0.293 - | 0.850 |
| 2016:2 | 0.227 | 0.217 | 0.6738 | -0.458 - | 0.892 |
| 2016:3 | 0.375 | 0.178 | 0.7102 | -0.533 - | 0.890 |
| 2016:4 | 0.469 | 0.154 | 0.7241 | -0.571 - | 0.879 |
| 2017:1 | 0.560 | 0.139 | 0.7294 | -0.592 - | 0.870 |
| 2017:2 | 0.380 | 0.129 | 0.7315 | -0.603 - | 0.862 |
| 2017:3 | 0.410 | 0.123 | 0.7324 | -0.610 - | 0.857 |
| 2017:4 | 0.378 | 0.120 | 0.7327 | -0.614 - | 0.854 |
| 2018:1 | 0.219 | 0.117 | 0.7328 | -0.617 - | 0.851 |
| 2018:2 | 0.010 | 0.116 | 0.7329 | -0.618 - | 0.850 |
| 2018:3 | -0.134 | 0.115 | 0.7329 | -0.619 - | 0.849 |
| 2018:4 | -0.060 | 0.114 | 0.7329 | -0.620 - | 0.848 |
| 2019:1 | 0.126 | 0.114 | 0.7329 | -0.620 - | 0.848 |
| 2019:2 | 0.024 | 0.114 | 0.7329 | -0.620 - | 0.848 |
| | | | | | |

Forecast evaluation statistics

| Mean Error | 0.085252 |
|--------------------------------|------------|
| Root Mean Squared Error | 0.21556 |
| Mean Absolute Error | 0.17931 |
| Mean Percentage Error | -36.626 |
| Mean Absolute Percentage Error | 170.28 |
| Theil's U | 1.6873 |
| Bias proportion, UM | 0.15641 |
| Regression proportion, UR | 7.3265e-05 |
| Disturbance proportion, UD | 0.84352 |

L'RMSE e' piu' piccolo di quello trovato sul Dataset precedente, per questo motivo si sceglie di basare le previsioni, richieste nella consegna, su questo Dataset. Usando tutte le osservazioni si da' la seguente previsione dinamica quattro trimestri in avanti:

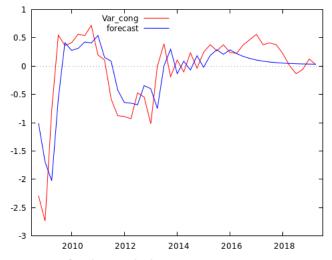


Le previsioni corrispondono alle variazioni percentuali congiunturali previste dal modello. Se si vuole ottenere la stima del PIL nel terzo trimestre del 2019 si considera il valore nel secondo trimestre (secondo i dati del dataset..) e si calcola:

$$2093509 + \frac{2093509 \cdot \text{prediction}}{100} = 2093509 + \frac{2093509 \cdot 0.062}{100} = 2094953.52.$$

Analogamente si stimano i valori del Pil previsti nei successivi tre trimestri.

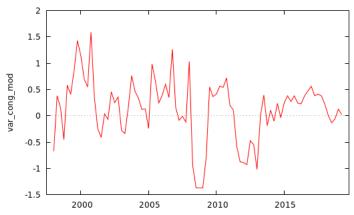
Adesso, si sceglie di considerare solo il campione successivo al break strutturale.



Forecast evaluation statistics

| Mean Error | 0.13073 |
|--------------------------------|------------|
| Root Mean Squared Error | 0.22967 |
| Mean Absolute Error | 0.18357 |
| Mean Percentage Error | 33.314 |
| Mean Absolute Percentage Error | 94.595 |
| Theil's U | 1.2015 |
| Bias proportion, UM | 0.324 |
| Regression proportion, UR | 6.6759e-05 |
| Disturbance proportion, UD | 0.67593 |

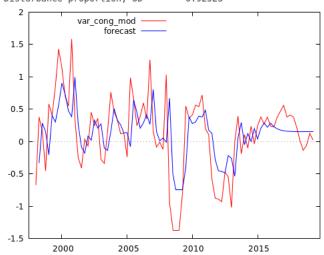
Si nota che l'RMSE e' leggermente peggiorato, probabilmente poiche' il campione di stima e' risultato troppo piccolo. Si prova adesso un altra strada ovvero si prova ad eliminare le osservazioni outliers 2008:4 e 2009:1, supponendo quindi che il trend osservato in quei trimestri non si verifichera' nei prossimi anni. In particolare si suppone che i due trimestri abbiano registrato la medesima crescita del trimestre 2008:3. Si ottiene la serie storica in figura.



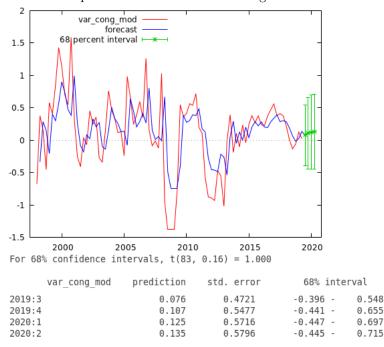
Utilizzando sempre il modello AR(1) si ottengono le pseudo-previsioni:

Forecast evaluation statistics

Mean Error 0.056682 Root Mean Squared Error 0.20769 Mean Absolute Error 0.176 Mean Percentage Error 73.432 Mean Absolute Percentage Error 209.69 Theil's U 1.9317 Bias proportion, UM 0.074484 Regression proportion, UR 0.00028986 Disturbance proportion, UD 0.92523



L'RMSE di questo modello e' il risultato migliore ottenuto. Si da' una nuova previsione dinamica quattro trimestri in avanti.



Dunque le stime che si danno per i tassi di crescita trimestrali annualizzati in termini percentuali per i prossimi 4 trimestri sono rispettivamente $4 \cdot 0.076\% = 0.304\%, 0.428\%, 0.5\%$ e 0.540%.