PENERAPAN *COCHRANE-ORCUTT ITERATIVE PROCEDURE* UNTUK MENGATASI PELANGGARAN ASUMSI NON AUTOKORELASI PADA ANALISIS REGRESI LINIER BERGANDA MENGGUNAKAN SOFTWARE R

Umu Sa'adah
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Brawijaya;
u.saadah@ub.ac.id

Abstract

Multiple linear regression analysis is often used to determine the relationship between one dependent variable with two or more independent variables. Both the dependent variable and the independent variable are numerical. If the classical assumptions on multiple linear regression models are met then the parameter estimator will be Best Linear Unbiased Estimation (BLUE). These assumptions are the normality of error, non autocorrelation, non-multicolinearity and homoskedasticity. In real data is often encountered violation of assumptions, one of which assumption non autokorelasi not fulfilled. In this research discussed about the handling of autocorrelation on multiple linear regression model using Cochrane-Orcutt Iterative Procedure and software R. Data used is data of Regency/City in East Java 2015 sourced Statistics Indonesia.
***Keywords**: classical assumptions; autocorrelation; Cochrane-Orcutt Iterative Procedure.*

Abstrak

Analisis regresi linier berganda sering digunakan untuk mengetahui hubungan antara satu variabel dependen dengan dua atau lebih variabel independen. Baik variabel dependen maupun variabel independen bersifat numerik. Jika asumsi-asumsi klasik pada model regresi linier berganda dipenuhi maka penduga parameter akan bersifat *Best Linear Unbiased Estimation* (BLUE). Asumsi-asumsi tersebut adalah normalitas galat, non autokorelasi, non multikolinieritas dan homoskesdastisitas. Pada data riil seringkali ditemui pelanggaran asumsi, salah satunya asumsi non autokorelasi tidak terpenuhi. Dalam penelitian ini dibahas tentang penanganan adanya autokorelasi pada model regresi linier berganda menggunakan *Cochrane-Orcutt Iterative Procedure* dan software R. Data yang digunakan adalah penduduk data Kabupaten/Kota di Jawa Timur tahun 2015 bersumber dari publikasi Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur.
Kata Kunci: asumsi klasik; autokorelasi; *Cochrane-Orcutt Iterative Procedure*.

PENDAHULUAN

Analisis regresi linier sederhana merupakan analisis yang menjelaskan bentuk hubungan antara satu variabel dependen dengan satu variabel independen supaya nilai variabel dependen dapat diramal (Kutner dkk, 2005). Jika banyaknya variabel bebas yang terlibat lebih dari satu maka disebut analisis regresi linier berganda. Variabel dependen maupun variabel independen, keduanya bersifat numerik. Bentuk umum model regresi linier berganda adalah:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_p X_p + \varepsilon \qquad (1)$$

dimana Y: variabel tak bebas, β_0: intersep, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$: koefisien regresi berganda, X_j: variabel bebas ke-*j* (*j*=1,2,3,….*p*), ε: variabel random dengan mean nol dan ragam σ^2 yang tidak diketahui.

Misalkan ukuran pasangan pengamatan yang digunakan adalah *n*, maka persamaan (1) dapat ditulis sebagai

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \cdots + \beta_p X_{ip} + \varepsilon_i \ , i = 1,2,3, \dots n, \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2). \quad (2)$$

Salah satu metode pendugaan parameter untuk model regresi linier berganda adalah Metode Kuadrat Terkecil (MKT). Prinsip MKT yaitu meminimumkan jumlah kuadrat galat. Langkah-langkah pendugaan parameter menggunakan MKT: menurunkan secara parsial fungsi jumlah kuadrat galat terhadap $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$, kemudian disama dengankan nol, membentuk persamaan normal, menyatakan persamaan normal dalam notasi matriks, menurunkan rumus dan menyederhanakannya sehingga didapatkan hasil pendugaan MKT $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ sebagai berikut:

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}} = [\, \boldsymbol{X}^T \boldsymbol{X} \,]^{-1} \boldsymbol{X}^T \boldsymbol{Y} \quad (3)$$

Secara umum dalam pembentukan model yang valid, adalah penting untuk memperhatikan prosedur statistika yang benar. Khususnya dalam analisis regresi linier berganda, untuk membentuk model yang valid harus memenuhi asumsi-asumsi yang mendasarinya. Asumsi-asumsi klasik yang mendasari analisis regresi menggunakan MKT yakni asumsi kenormalan galat, non multikolinieritas, kehomogenan ragam dan asumsi non autokorelasi. Selain itu juga dilakukan pengujian parameter model secara simultan maupun pengujian secara parsial.

Metode pengujian untuk mengetahui pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen secara bersama-sama disebut uji simultan (Kutner dkk, 2005). Hipotesis yang digunakan:

H_0: $\beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_p = 0$ vs H_1: Minimal terdapat satu $\beta_j \neq 0$, *j*=1, 2,…. ,*p*.

Statistik uji *F* untuk uji simultan:

$$F = \frac{JKR/p}{JKG/n-p-1} \quad (4)$$

dimana *JKR*: Jumlah Kuadrat Regresi, *JKG*: Jumlah Kuadrat Galat, *n*: banyaknya pengamatan dan *p*: banyaknya variabel independen. Kriteria pengujian, tolak H_0 jika nilai statistik uji *F* lebih besar dari nilai kritis $F_{(p,n-p-1\ ;\alpha)}$ atau *p-value*<α. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa variabel independen secara simultan berpengaruh terhadap variabel dependen.

Metode pengujian untuk mengetahui pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen secara individual disebut uji parsial (Kutner dkk, 2005). Hipotesis yang digunakan:

H_0: $\beta_j = 0$ vs H_1: $\beta_j \neq 0$, dimana *j*=1, 2,…. ,*p*.

Statistik uji yang digunakan:

$$t = \frac{\widehat{\beta_j} - \beta_j}{se(\widehat{\beta_j})} \quad (5)$$

dimana $se(\widehat{\beta_j})$ merupakan salah baku dari β_j yang mengikuti distribusi *t* dengan derajat bebas *n-p*-1. Kriteria pengujian, tolak H_0 jika nilai statistik uji *t* lebih besar dari nilai kritis $t_{n-k-1;\ \alpha/2}$ atau *p-value*<α. Dengan demikian dapat disimpulkan setiap variabel independen memiliki kontribusi yang berarti terhadap variabel dependen secara parsial (Gujarati, 2010). Pemeriksaan *Goodness of fit* suatu model regresi linier berganda dapat digunakan Koefisien determinasi, dinotasikan dengan R^2. Koefisien determinasi menyatakan besarnya keragaman variabel dependen yang mampu dijelaskan oleh variabel-variabel independen.

Asumsi kenormalan galat menunjukkan bahwa penggunaan analisis regresi menghasilkan galat menyebar normal. Salah satu uji untuk mendeteksi kenormalan galat adalah uji Shapiro-Wilk. Uji Shapiro-Wilk baik digunakan untuk sampel yang berukuran kurang dari 50 (Shapiro dan Wilk, 1965). Adapun hipotesis untuk kenormalan galat adalah:

H_0 : galat menyebar normal vs H_1 : galat tidak menyebar normal.

Pengambilan keputusan diperoleh dengan membandingkan *p-value* dengan α. Jika *p-value*>α, maka terima H_0 artinya asumsi kenormalan galat terpenuhi dan sebaliknya.

Multikolinieritas adalah adanya hubungan linier di antara variabel-variabel independen dalam model regresi linier berganda. Metode pendeteksian adanya multikolinearitas menggunakan nilai *VIF* (*Variance Inflation Factor*). Nilai *VIF* dapat ditentukan dengan rumus sebagai berikut:

$$VIF_j = \frac{1}{1-R_j^2} \tag{6}$$

Nilai R_j^2 adalah nilai koefisien determinasi yang diperoleh dari regresi antara X_j dengan variabel independen lainnya. Jika nilai VIF<10, maka asumsi non multikolinieritas di antara variabel-variabel prediktor dalam model regresi linier berganda terpenuhi (Gujarati, 2010).

Asumsi homoskedastisitas (kehomogenan ragam) dipenuhi artinya galat memiliki ragam yang sama atau konstan (Gujarati, 2010) atau dinyatakan sebagai

$$V(e_i) = \sigma^2 \qquad ; i : 1,2,\ldots,n$$

Pengujian asumsi kehomogenan ragam salah satunya menggunakan uji Breusch-Pagan. Hipotesis yang digunakan:

H_0: $V(e_i) = \sigma^2$ (ragam homogen) vs H_1: $V(e_i) \neq \sigma^2$ (ragam tidak homogen).

Jika nilai p-value> α, maka diambil keputusan terima hipotesis nol. Dengan kata lain asumsi kehomogenan ragam terpenuhi.

Asumsi non autokorelasi menghendaki antar galat tidak saling berkorelasi (kebebasan antar galat). Ketika korelasi antar galat tidak sama dengan nol maka dikatakan terjadi autokorelasi. Menurut Gujarati (2010) salah satu metode untuk mendeteksi ada atau tidaknya korelasi antar galat pengamatan menggunakan uji *Durbin-Watson*. Hipotesis yang digunakan:

H_0 : tidak terdapat korelasi antar galat pengamatan vs
H_1 : terdapat korelasi antar galat pengamatan.

Statistik uji *Durbin-Watson* dihitung menggunakan rumus:

$$d = \frac{\sum_{i=2}^{n}(e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=2}^{n} e_i^2} \tag{6}$$

di mana, d: nilai *Durbin-Watson*, e_i: nilai galat pada pengamatan ke-i, e_{i-1}: nilai galat pada pengamatan ke-i_1, d_L: nilai batas bawah, d_U: nilai batas atas, d_L dan d_U diperoleh dari tabel *Durbin-Watson*. Kriteria pengujian, tolak H_0 jika $d < d_L$ atau $d > 4-d_L$ maka dapat disimpulkan bahwa terdapat autokorelasi antar galat; terima H_0 jika $d_U < d < 4-d_U$ maka dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat autokorelasi antar galat; jika $d_L \leq d \leq d_U$ atau $4-d_U \leq d \leq 4-d_L$ maka tidak dapat disimpulkan ada atau tidaknya autokorelasi.

Dalam dunia nyata, seringkali didapatkan data yang tidak ideal, sehingga jika dilakukan analisis regresi linier berganda tidak semua asumsi dapat terpenuhi. Salah

p-ISSN: 2579-941X
e-ISSN: 2579-9444

satu masalah yang muncul adalah bagaimana membentuk model yang valid jika data yang akan dilakukan analisis regresi linier berganda tidak memenuhi asumsi non autokorelasi (terdapat autokorelasi antar galat). Untuk itu, tujuan dari penelitian ini adalah membentuk model regresi linier berganda yang valid untuk data riil yang memuat autokorelasi antar galatnya.

METODE PENELITIAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang bersumber dari publikasi Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur. Variabel-variabel yang digunakan adalah Tingkat Kemiskinan Penduduk dalam % (TKP), Angka Melek Huruf dalam % (AMH), Tingkat Pengangguran Terbuka dalam % (TPT) sebagai variabel dependent dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja dalam % (TPAK) sebagai variabel independent Kabupaten/Kota di Jawa Timur tahun 2015 (Badan Pusat Statistik, 2017a, 2017b, 2017c dan 2017d). Ukuran sampel n=38.

Untuk analisis data menggunakan software R versi 3.4.4 dengan *packages*: stat, car, lmtest, orcutt. Langkah-langkah analisis data:

1. Melakukan pendugaan parameter model regresi linier berganda menggunakan MKT sehingga didapatkan galat model sampel.
2. Melakukan pengujian simultan dan pengujian parsial untuk parameter model.
3. Melakukan pengujian asumsi model regresi linier berganda.
4. Melakukan *Cochrane-Orcutt Iterative Procedure* (karena asumsi non autokorelasi tidak terpenuhi) sesuai dengan Gujarati (2010). Langkah-langkahnya sebagai berikut:
   a. Melakukan pendugaan koefisien korelasi AR(1): $\hat{\varepsilon}_t = \rho\hat{\varepsilon}_{t-1} + \hat{u}_t$ menggunakan MKT, nilai $\hat{\varepsilon}_t$ diperoleh dari langkah 1.
   b. Melakukan transformasi:
   $$Y_t^{\,*} = Y_t - \hat{\rho}\, Y_{t-1} \;,\beta_0^* = \beta_0(1-\hat{\rho})\,, X_{jt}^* = X_{jt} - \hat{\rho}\, X_{t-1}.$$
   Gunakan subtitusi pengamatan pertama dengan persamaan Prais-Winsten yaitu: $Y_1^* = Y_1\sqrt{1-\ \hat{\rho}^2}, X_1^* = X_1\sqrt{1-\ \hat{\rho}^2}$, jika tidak dikehendaki data hilang karena pembedaan 1.
   c. Melakukan pendugaan parameter model regresi linier berganda menggunakan MKT terhadap data hasil transformasi.
   $$Y_t^{\,*} = \beta_0^* + \beta_1^*\, X_{t1}^* + \cdots + \ \beta_p^*\, X_{tp}^* \ \ , \ \ \beta_0^* = \beta_0(1-\hat{\rho})$$
   d. Melakukan pengujian Durbin-Watson terhadap galat dari model data hasil transformasi untuk memeriksa apakah masih terdapat unsur autokorelasi atau tidak pada model.
5. Melakukan transformasi balik untuk mendapatkan model regresi linier berganda untuk data asli.

Untuk langkah 1-2 menggunakan software R versi 3.4.4, *packages*: stat. Untuk langkah 3, pengujian asumsi normalitas menggunakan software R versi 3.4.4, *packages*: stat dan car, pengujian asumsi non multikolinieritas menggunakan software R versi 3.4.4, *packages*: car, pengujian asumsi non autokorelasi dan kehomogenan ragam menggunakan software R versi 3.4.4, *packages*: lmtest. Sedangkan untuk langkah 4 menggunakan software R versi 3.4.4, *packages*: orcutt.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Langkah pertama dalam analisis data yaitu melakukan pendugaan parameter model regresi linier berganda menggunakan MKT. Adapun output R sebagai berikut:

```
Call:
lm(formula = TKP ~ AMH + TPT + TPAK, data = data_seminar)

Residuals:
    Min       1Q     Median      3Q      Max
-4.6802  -1.6050   -0.2028    1.9854   6.0539
Coefficients:
              Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
(Intercept)    70.0286    13.3420      5.249    8.17e-06 ***
AMH            -0.8135     0.1012     -8.038    2.27e-09 ***
TPT             0.1936     0.3608      0.537    0.595
TPAK            0.2422     0.1583      1.530    0.135
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.71 on 34 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.7336,    Adjusted R-squared:  0.7101
F-statistic: 31.21 on 3 and 34 DF,  p-value: 7.038e-10
```

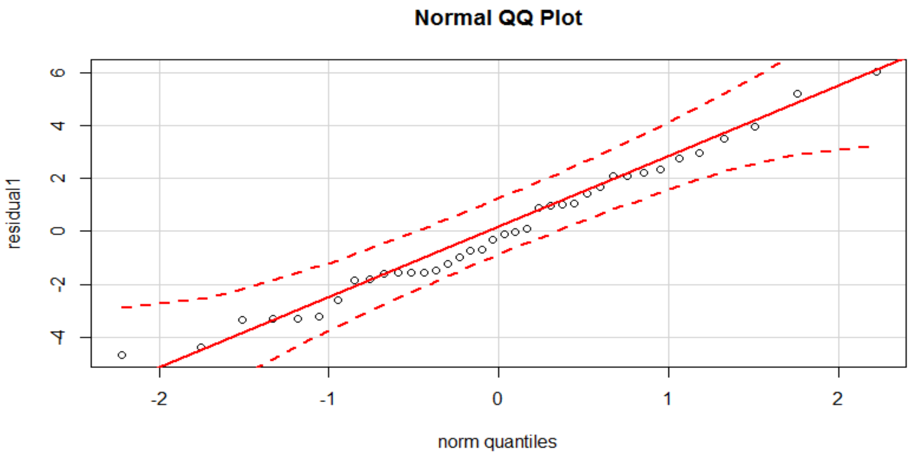
Dari output diperoleh nilai pendugaan parameter koefisien regresi tersajikan pada kolom Estimasi. Dengan demikian diperoleh model regresi linier berganda sebagai berikut:

$$\text{TKP} = 70.0286 - 0.8135\ \text{AMH} + 0.1936\ \text{TPT} + 0.2422\ \text{TPAK}$$

Dari output di atas juga memberi informasi bahwasanya hasil pengujian secara silmutan menyimpulkan menolak H_0 dengan taraf signifikan 5%. Hal ini berdasarkan statistik uji F diperoleh p-*value*: 7.038e-10<0.05. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa Angka Melek Huruf (AMH), Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) secara simultan berpengaruh terhadap Tingkat Kemiskinan Penduduk (TKP). Selain itu juga dapat diperoleh informasi bahwa AMH memiliki kontribusi yang nyata terhadap TKP secara parsial. Hal ini terlihat berdasarkan statistik uji t diperoleh p-*value*: 2.27e-09<0.05 untuk koefisien regresi dari AMH. Namun TPT dan TPAK memiliki kontribusi yang tidak nyata terhadap TKP secara parsial. Hal ini terlihat berdasarkan statistik uji t diperoleh p-*value* berturut-turut 0.595 dan 0.135 yang mana masing-masing >0.05. Hasil pemeriksaan *Goodness of fit* model regresi linier berganda menggunakan Koefisien determinasi (R^2) diperoleh informasi bahwa besarnya keragaman TKP yang dapat dijelaskan oleh AMH, TPT dan TPAK adalah sebesar 73.36%. Sedangkan 26.64% dijelaskan oleh variabel lain yang tidak masuk dalam model.

Hasil pengujian asumsi kenormalan galat menggunakan uji Shapiro-Wilk mendapatkan p-*value*: 0.7204>0.05. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa asumsi kenormalan galat terpenuhi. Kesimpulan yang sama juga diperoleh dari hasil Normal QQ Plot, semua nilai galat berada di antara batas atas dan batas bawah garis regresi residual.

p-ISSN: 2579-941X
e-ISSN: 2579-9444



Gambar 1. Plot Pemeriksaan Kenormalan Galat.

Multikolinieritas terjadi jika antar variabel bebas terdapat korelasi linier. Hasil pengujian multikolinieritas menggunakan rumus *Variance Inflation Factor* (*VIF*) disajikan pada tabel berikut:

Tabel 1 Nilai *VIF*

Variabel	*VIF*
AMH	1.433629
TPT	1.961131
TPAK	1.447660

Berdasarkan Tabel 1 menunjukkan bahwa nilai *VIF* dari AMH, TPT dan TPAK memiliki nilai kurang dari 10 sehingga dapat dikatakan bahwa variabel AMH, variabel TPT dan TPAK tidak terjadi multikolinieritas. Sifat homoskedastisitas pada galat terjadi saat galat ke-i dan galat ke-j memiliki ragam yang sama. Hasil pengujian Breusch-Pagan didapatkan nilai statistik uji BP = 2.2759 dengan *p-value*: 0.5172 > 0.05. Dengan demikian H_0 diterima. Jadi dapat disimpulkan bahwa ragam galat pada model sudah homogen. Sedangkan hasil output perhitungan statistik uji Durbin-Watson didapatkan nilai d sebesar 1.1043, dengan *p-value*: 0.001006 < 0.05. Dengan demikian dapat disimpulkan tolak H_0 atau dapat dikatakan bahwa terdapat autokorelasi antar galat. Hasil yang sama juga dapat diperiksa menggunakan Tabel Durbin-Watson dengan tingkat kepercayaan 95%, ukuran sampel 38 dan banyaknya variabel independen 3 diperoleh d_L sebesar 1.318 dan d_U sebesar 1.656. Terlihat bahwa nilai $d < d_L$ sehingga dindikasikan terdapat autokorelasi.

Karena asumsi non autokorelasi tidak dipenuhi maka diatasi dengan *Cochrane-Orcutt Iterative Procedure* untuk menduga parameter model regresi linier berganda menggunakan MKT. Hal ini dilakukan untuk mendapatkan model yang memenuhi semua asumsi. Berdasarkan output R diperoleh hasil berikut:

```
Call:
lm(formula = TKP ~ AMH + TPT + TPAK, data = data_seminar)

             Estimate   Std. Error   t value   Pr(>|t|)
(Intercept)  58.14811   12.09459      4.808    3.247e-05 ***
AMH          -0.63381    0.10224     -6.199    5.371e-07 ***
TPT          -0.13994    0.25396     -0.551    0.5853
TPAK          0.19021    0.14230      1.337    0.1905
```

```
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 2.3686 on 33 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.661 ,  Adjusted R-squared:  0.6301
F-statistic: 21.4 on 3 and 33 DF,  p-value: < 6.861e-08

Durbin-Watson statistic
(original):    1.10427 , p-value: 1.006e-03
(transformed): 2.03110 , p-value: 6.103e-01
```

Dari output R diperoleh nilai pendugaan parameter koefisien regresi linier berganda yang dihasilkan melalui *Cochrane-Orcutt Iterative Procedure* tersajikan pada kolom Estimasi. Dengan demikian diperoleh model regresi linier berganda sebagai berikut:

$$\text{TKP}^* = 58.14811 - 0.63381\ \text{AMH}^* - 0.13994\ \text{TPT}^* + 0.19021\ \text{TPAK}^*$$

Dari output juga diperoleh informasi bahwa statistik uji Durbin-Watson yang dihasilkan melalui *Cochrane-Orcutt Iterative Procedure* didapatkan nilai d^* sebesar 2.03110 , dengan *p-value*: 0.6103> 0.05. Dengan demikian dapat disimpulkan terima H_0 atau dapat dikatakan bahwa asumsi non autokorelasi antar galat dipenuhi. Hasil yang sama juga dapat diperiksa menggunakan Tabel Durbin-Watson dengan tingkat kepercayaan 95%. Terlihat bahwa nilai d_U (=1.656)< d^*< 4-d_U(=2.344) sehingga dindikasikan tidak terdapat autokorelasi.

Untuk mendapatkan model menggunakan data asli maka model yang diperoleh melalui *Cochrane-Orcutt Iterative Procedure* ditransformasi balik. Berdasarkan langkah analisis data nomer 4c dapat dihitung nilai $\hat{\rho}$ melalui persamaan $\beta_0^* = \beta_0(1-\hat{\rho})$ yakni sebagai berikut:

$$58.14811 = 70.0286(1-\hat{\rho})$$

$$\hat{\rho} = \frac{70.0286 - 58.14811}{70.0286} = 0.169652.$$

Jadi

$$\text{TKP}^* = 58.14811 - 0.63381\ \text{AMH}^* - 0.13994\ \text{TPT}^* + 0.19021\ \text{TPAK}^*$$

ditransformasi balik menjadi

$$\begin{aligned}\text{TKP}_t - \hat{\rho}\ \text{TKP}_{t-1} = {} & 70.0286(1-\hat{\rho}) - 0.63381(\text{AMH}_t - \hat{\rho}\ \text{AMH}_{t-1}) \\ & -0.13994\ (\text{TPT}_t - \hat{\rho}\ \text{TPT}_{t-1}) + 0.19021\ (\text{TPAK}_t - \hat{\rho}\ \text{TPAK}_{t-1})\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{TKP}_t - 0.169652\ \text{TKP}_{t-1} = {} & 58.14811 - 0.63381(\text{AMH}_t - 0.169652\ \text{AMH}_{t-1}) \\ & -0.13994\ (\text{TPT}_t - 0.169652\ \text{TPT}_{t-1}) \\ & +0.19021\ (\text{TPAK}_t - 0.169652\ \text{TPAK}_{t-1})\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{TKP}_t = {} & 58.14811 + 0.169652\ \text{TKP}_{t-1} - 0.63381\ \text{AMH}_t + 0.107527\ \text{AMH}_{t-1} \\ & -0.13994\ \text{TPT}_t + 0.023742\ \text{TPT}_{t-1} + 0.19021\ \text{TPAK}_t - 0.03227\ \text{TPAK}_{t-1}\end{aligned}$$

Interpretasi dari model di atas antara lain adalah:
Setiap kenaikan 1 persen Tingkat Kemiskinan Penduduk pada satu tahun sebelumnya maka akan meningkatkan Tingkat Kemiskinan Penduduk tahun sekarang sebesar 0.169652 % dengan asumsi Angka Melek Huruf tahun sekarang, Angka Melek Huruf pada satu tahun sebelumnya, Tingkat Pengangguran Terbuka tahun ini, Tingkat Pengangguran Terbuka satu tahun sebelumnya, Tingkat Partisipasi Angkatam Kerja tahun ini dan Tingkat Partisipasi Angkatam Kerja satu tahun sebelumnya konstan.

Setiap kenaikan 1 persen Angka Melek Huruf tahun sekarang maka akan menurunkan Tingkat Kemiskinan Penduduk tahun sekarang sebesar 0.63381 % dengan asumsi Tingkat Kemiskinan Penduduk pada satu tahun sebelumnya, Angka Melek Huruf pada satu tahun sebelumnya, Tingkat Pengangguran Terbuka tahun ini, Tingkat Pengangguran Terbuka satu tahun sebelumnya, Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja tahun ini dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja satu tahun sebelumnya konstan.

Setiap kenaikan 1 persen Angka Melek Huruf pada satu tahun sebelumnya maka akan menaikkan Tingkat Kemiskinan Penduduk tahun sekarang sebesar 0.107527 % dengan asumsi Tingkat Kemiskinan Penduduk pada satu tahun sebelumnya, Angka Melek Huruf tahun sekarang, Tingkat Pengangguran Terbuka tahun ini, Tingkat Pengangguran Terbuka satu tahun sebelumnya, Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja tahun ini dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja satu tahun sebelumnya konstan.

SIMPULAN DAN SARAN

Dari uraian di atas dapat disimpulkan bahwa dengan mempertimbangkan asumsi non autokorelasi menyebabkan perubahan pada nilai koefisien. Jika koefisien korelasi signifikan maka perubahan nilai koefisien juga signifikan. Demikian pula jika nilai $\hat{\rho}$ membesar maka pengaruh variabel independen pada waktu t-1 terhadap variabel dependen juga semakin membesar.

Sebagai saran jika menghendaki model yang lebih sederhana maka dapat dibuat model berdasarkan persamaan Prais-Winsten karena tidak melibatkan waktu waktu t-1. Selain itu dapat juga melakukan pemilihan model terbaik, salah satunya dapat menggunakan stepwise.

DAFTAR PUSTAKA

Badan Pusat Statistik, 2017a. Jumlah dan Persentase Penduduk Miskin Tahun 2015. https://jatim.bps.go.id/dynamictable/2017/05/30/359/jumlah-dan-persentase-penduduk-miskin-pl-p2-dan-garis-kemiskinan-menurut-kabupaten-kota-tahun2015.html. Diakses pada 1 November 2017.

Badan Pusat Statistik, 2017b. Angka Melek Huruf. https://jatim.bps.go.id/dynamictable/2017/10/31/731/angka-melek-huruf-jawa-timur-2001-2016.html. Diakses pada 1 November 2017.

Badan Pusat Statistik, 2017c. Tingkat Penganggguran Terbuka. https://jatim.bps.go.id/dynamictable/2017/11/16/144/tingkat-penggangguran-terbuka-tpt-menurut-kabupaten-kota-2001-2017html. Diakses pada 1 November 2017.

Badan Pusat Statistik, 2017d. Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja. https://jatim.bps.go.id/dynamictable/2017/11/16/145/tingkat partisipasi-angkatan-kerja-tpak-menurut-kabupaten-kota-2001-2017html. Diakses pada 1 November 2017.

Gujarati, D. N dan Porter, D. C. 2010. *Dasar-Dasar Ekonometrika*. Jakarta: Salemba Empat.

Kutner, M.H., Nachtsheim, C.J., Neter, J. dan Li, W. 2005. *Applied Linier Regression Models.* 5th ed. McGraw-Hill Companies Inc. New York.

Shapiros,. S. dan Wilk, M . B. 1965. An analysis of variance test for normality. *Biometrika*, 52, 591-611