PENDUGAAN DURBIN WATSON UNTUK MENGATASI OTOKORELASI DALAM ANALISIS REGRESI LINEAR

SKRIPSI

Diajukan untuk Memenuhi Persyaratan Penyelesaian Program Sarjana Sains Jurusan Matematika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Jember

Oleh :

TRI BAGUS SUBIYANTO
NIM. 991810101046

JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS JEMBER
Juni, 2005

ABSTRAK

Pendugaan Durbin Watson Untuk Mengatasi Otokorelasi Dalam Analisis Regresi Linier, Tri Bagus Subiyanto, 991810101046, Skripsi, Juni 2005, Jurusan Matematika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Jember.

Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui bagaimana cara mendeteksi dan mengatasi adanya otokorelasi pada analisis regresi linier, yaitu suatu korelasi data berdasarkan urutan waktu atau korelasi pada diri sendiri. Adanya otokorelasi dapat dideteksi dengan menggunakan uji Durbin Watson dan uji χ^2. Untuk mengatasi adanya otokorelasi dapat menggunakan pendugaan ρ statistik Durbin Watson. Persamaan yang terdapat otokorelasi, mengakibatkan koefisien determinasi (R^2) lebih tinggi daripada koefisien determinasi data yang telah ditransformasi dan tidak ada otokorelasi, uji-*F* mendapatkan F_{hitung} lebih tinggi dari pada F_{hitung} data yang telah ditransformasi dan tidak ada otokorelasi, dan uji-*t* mendapatkan t_{hitung} yang fluktuatif terhadap t_{hitung} data yang ditransformasi dan tidak terdapat otokorelasi.

Kata kunci: *Regresi Linier, Otokorelasi, Uji Durbin Watson, Uji* χ^2, *Durbin Watson, Transformasi, Koefisien Determinasi, uji-F.*

DAFTAR ISI

I. PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Ilmu statistik saat ini sudah berkembang pada berbagai bidang, salah satunya adalah bidang ekonomi. Statistik ekonomi meliputi pengumpulan data, pemrosesan, dan penyajian data ekonomi dalam bentuk grafik dan tabel. Sedangkan ilmu yang mempelajari masalah pengukuran hubungan-hubungan ekonomi adalah ekonometri. Ekonometri adalah suatu alat analisa ekonomi yang bertujuan untuk menguji kebenaran teorema dalam teori ekonomi dengan data empirik. Teorema yang terdapat pada ilmu ekonomi merupakan hubungan unsur-unsur ekonomi dinyatakan dalam bentuk matematis yang disebut model. Teorema yang dinyatakan dalam bentuk matematis tersebut diperlukan pengujian kebenaran. Pada dasarnya data tersebut tidak bisa dikendalikan secara langsung karena bukan merupakan data percobaan, seperti data konsumsi, pendapatan, investasi, tabungan dan lain-lain. Setelah mendapatkan spesifikasi model kemudian model tersebut diuji agar model tersebut sesuai (Soelistiyo,1987).

Dalam persamaan regresi pengujian terhadap model menggunakan uji-t dan uji-F. Selain dua uji tersebut dalam persamaan regresi masih terdapat beberapa asumsi-asumsi yang harus dipenuhi. Apabila suatu persamaan tidak memenuhi salah satu asumsi dalam persamaan regresi maka akan terjadi kesalahan penafsiran, sehingga kesimpulan yang dihasilkan salah.

Salah satu asumsi penting dari beberapa asumsi model regresi adalah unsur galat ε_i dan ε_{i-1} tidak berkorelasi. Jika asumsi ini tidak dipenuhi maka terdapat korelasi diri atau korelasi serial atau otokorelasi, hal ini mengakibatkan uji-uji nyata pada pengambilan keputusan uji-F dan uji-t menjadi tidak valid atau mendapatkan keputusan yang salah (Gaspersz, 1991).

1.2 Perumusan Masalah

1. Bagaimana mendeteksi adanya otokorelasi pada analisis regresi linier?
2. Bagaimana cara mengatasi adanya otokorelasi pada analisis regresi linier?
3. Apakah akibat adanya otokorelasi pada analisis regresi linier?

1.3 Tujuan

1. Mengetahui cara mendeteksi adanya otokorelasi pada analisis regresi linier
2. Mengetahui cara mengatasi adanya otokorelasi pada analisis regresi linier.
3. Mengetahui akibat adanya otokorelasi pada analisis regresi linier

1.4 Manfaat

Penelitian ini diharapkan bermanfaat bagi pembaca dan pengguna regresi sebagai salah satu cara untuk menguji suatu persamaan regresi, ini terutama banyak terjadi pada bidang ekonomi yang menggunakan data *time series*. Salah satu contoh adalah bentuk data kwartalan yang merupakan data yang diperoleh dari data bulanan dengan cara menambah 4 observasi kemudian membagi jumlah tadi dengan 4. Hal ini mengakibatkan penghalusan ke dalam data. Jika grafik yang memetakan data kwartalan lebih halus dari pada data bulanan, maka kehalusan ini dapat mengakibatkan pola sistematis dalam gangguan, sehingga mengakibatkan otokorelasi.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Analisis Regresi Linier Berganda

Jika terdapat k variabel bebas X_1, X_2, X_3, …., X_k dan n pengamatan Y_1, Y_2, Y_3, …., Y_n maka masing-masing pengamatan Y_i dapat ditulis dalam model:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \ldots. + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \qquad \ldots.(2.1)$$

dengan

β_0 = konstanta regresi

β_1 = koefisien regresi untuk variabel X_1

β_2 = koefisien regresi untuk variabel X_2

β_k = koefisien regresi untuk variabel X_k

k = banyaknya variabel bebas

ε_i = variabel kesalahan (error/galat) pada pengamatan ke i; dengan $i = 1, 2, \ldots, n$.

Persamaan (2.1) dapat ditulis dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{21} & \cdots & X_{n1} \\ 1 & X_{12} & X_{22} & \cdots & X_{n2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 1 & X_{1k} & X_{2k} & \cdots & X_{nk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \qquad \ldots(2.2)$$

Persamaan (2.2) dapat ditulis kembali dalam bentuk matriks yang lebih sederhana:

$$Y = X\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \qquad \ldots.\ (2.3)$$

dengan Y matriks berordo $(n \times 1)$, X adalah matriks berordo $(n \times (k + 1))$, $\boldsymbol{\beta}$ adalah matriks berordo $((k + 1) \times 1)$, dan $\boldsymbol{\varepsilon}$ adalah matriks berordo $(n \times 1)$.

Menurut Drapper & Smith (1991), asumsi-asumsi dasar dalam model regresi linier berganda:

1. ε_i merupakan suatu variabel acak normal dengan nilai tengah nol dan varian σ^2 konstan atau $\varepsilon_i \sim NID(0, \sigma^2)$.
2. ε_i dan ε_j tidak berkorelasi untuk $i \neq j$, yaitu :

$$Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$$

3. tidak terjadi multikolinieritas antara variabel bebas X_1, X_2, X_3, …., X_k.

2.2 Estiminasi Parameter dengan Metode Kuadrat Terkecil

Dari persamaan (2.1) dapat ditulis dalam bentuk sebagai berikut:

$$Yi = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \ldots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i$$

$$= \beta_0 + \sum_{j=1}^{k} \beta_j X_{ki} + \varepsilon_i \text{ dengan } i = 1,2,\ldots,n \qquad \ldots.(2.3)$$

Fungsi dari metode kuadrat terkecil adalah:

$$S(\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_k) = \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i^2$$

$$= \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^{k} \beta_j X_{ij})^2 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots..(2.4)$$

Supaya fungsi kuadrat terkecil S minimum, maka perlu menurunkan S terhadap koefisien regresi β_0, β_1, …, β_k dan disamakan dengan nol.

$$\left.\frac{\partial S}{\partial \beta_0}\right|_{\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \ldots, \hat{\beta}_k} = -2\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \hat{\beta}_0 - \sum_{j=1}^{k} \hat{\beta}_j X_{ij}\right) = 0$$

dan

$$\left.\frac{\partial S}{\partial \beta_j}\right|_{\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \ldots, \hat{\beta}_k} = -2\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \hat{\beta}_0 - \sum_{j=1}^{k} \hat{\beta}_j X_{ij}\right) X_{ij} = 0 \quad j=0,1,2,\ldots,k \qquad (2.5)$$

Penyelesaian terhadap hasil turunan diatas menghasilkan persamaan normal dari kuadrat terkecil sebagai berikut:

$$n\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^{n} X_{1i} + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^{n} X_{2i} + \ldots + \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^{n} X_{ki} = \sum_{i=1}^{n} Y_i$$

$$\hat{\beta}_0 \sum_{i=1}^{n} X_{1i} + \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^{n} X_{1i}^2 + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^{n} X_{1i} X_{2i} + \ldots + \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^{n} X_{1i} X_{ki} = \sum_{i=1}^{n} X_{1i} Y_i \qquad \ldots..(2.6)$$

……………………………………………………………………………………………

$$\hat{\beta}_0 \sum_{i=1}^{n} X_{ki} + \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^{n} X_{ki} X_{1i} + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^{n} X_{ki} X_{2i} + \ldots. + \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^{n} X_{ki}^2 = \sum_{i=1}^{n} X_{ki} Y_i$$

Persamaan (2.6) dapat ditulis dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$X^T X \hat{\boldsymbol{\beta}} = X^T Y \qquad (2.7)$$

dengan

$$X^TX = \begin{bmatrix} n & \sum_{i=1}^{n} X_{1i} & \sum_{i=1}^{n} X_{2i} & \Lambda & \sum_{i=1}^{n} X_{ki} \\ \sum_{i=1}^{n} X_{1i} & \sum_{i=1}^{n} X_{1i}^{2} & \sum_{i=1}^{n} X_{1i}X_{2i} & \Lambda & \sum_{i=1}^{n} X_{1i}X_{ki} \\ \mathrm{M} & \mathrm{M} & \mathrm{M} & \mathrm{M} & \mathrm{M} \\ \sum_{i=1}^{n} X_{ki} & \sum_{i=1}^{n} X_{ki}X_{1i} & \sum_{i=1}^{n} X_{ki}X_{2i} & \Lambda & \sum_{i=1}^{n} X_{ki}^{2} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \mathrm{M} \\ \hat{\beta}_k \end{bmatrix}, \qquad X^TY = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{n} Y_i \\ \sum_{i=1}^{n} X_{1i}Y_i \\ \mathrm{M} \\ \sum_{i=1}^{n} X_{ki}Y_i \end{bmatrix}$$

Dengan X^TX matriks berordo $(n \times n)$, X^TY adalah matriks berorodo $(n \times 1)$, $\boldsymbol{\beta}$ adalah matriks berordo $((k + 1) \times 1)$. Persamaan (2.7) merupakan persamaan normal yang identik dengan persamaan (2.6). Jika X^TX tidak singuler atau mempunyai invers maka solusi dari penduga kuadrat terkecil dari $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ diperoleh dengan mengalikan kedua ruas pada persamaan (2.7) dengan $(X^TX)^{-1}$ didapatkan :

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (X^TX)^{-1}X^TY$$

dan $$\mathrm{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \sigma^2 (X^TX)^{-1} \tag{2.8}$$

2.3 Interval Konfidensi pada Koefisien Regresi

Dengan menggunakan asumsi sebelumnya yaitu $\varepsilon_i \sim NID(0,\sigma^2)$, statistik uji t dengan derajat bebas $n - k - 1$, akan diberikan sebagai berikut:

$$\frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 C_{ij}}} \qquad j = 0,1,2,\ldots,k$$

dengan $\hat{\sigma}^2$ adalah penduga dari varian galat yang diperoleh dari kuadrat tengah galat KTG ($KTG = \hat{\sigma}^2$) dan C_{ij} adalah elemen diagonal ke j dari matriks $(X^TX)^{-1}$.

Selang kepercayaan (inteval konfidensi) 100(1-α) % bagi koefisien regresi β_j, j = 0, 1, 2, …, k adalah sebagai berikut:

$$\hat{\beta}_j - t_{(\alpha/2, n-k-1)} se(\hat{\beta}_j) \leq \beta_j \leq \hat{\beta}_j + t_{(\alpha/2, n-k-1)} se(\hat{\beta}_j)$$

dengan $se\left(\hat{\beta}_j\right) = \sqrt{\hat{\sigma}^2 C_{ij}}$ disebut standar galat koefisien regresi $\hat{\beta}_j$ (Montgomery,1991)

2.4 Pengujian Hipotesis

2.4.1 Pengujian secara Keseluruhan Regresi Linier Berganda

Pengujian ini digunakan untuk kecocokan model dengan menentukan terdapat tidaknya hubungan linier antara variabel respon Y dengan variabel bebas X_1, X_2, …, X_k. Hipotesis dari pengujian secara keseluruhan regresi adalah:

H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_k = 0$ j = 1, 2, …., k

H_1 : Minimal ada satu j sehingga $\beta_j \neq 0$

Penolakan H_0 : β_j = 0 menunjukkan bahwa minimal ada satu variabel bebas X_1, X_2, …, X_k yang mendukung signifikansi dalam model.

Jumlah kuadrat total (JKT) merupakan penjumlahan dari jumlah kuadrat regresi (JKR) dan jumlah kuadrat galat (JKG) atau dapat ditulis:

$$JKT = JKR + JKG \tag{2.9}$$

dengan

$$JKT = \sum_{i=1}^{n} Y_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} Y_i\right)^2}{n} = Y^T Y - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} Y_i\right)^2}{n}$$

$$JKG = Y^T Y - \hat{\boldsymbol{\beta}}^T X^T Y$$

$$= Y^T Y - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} Y_i\right)^2}{n} + \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} Y_i\right)^2}{n} - \hat{\boldsymbol{\beta}}^T X^T Y$$

$$= Y^TY - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} Y_i\right)^2}{n} - \left(\beta^T X^T Y - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} Y_i\right)^2}{n}\right)$$

$$= JKT - JKR$$

sehingga didapatkan:

$$JKR = \hat{\beta}^T X^T Y - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} Y_i\right)^2}{n}$$

$$JKT = Y^TY - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} Y_i\right)^2}{n} \text{ dan}$$

$$JKG = Y^TY - \hat{\beta}^T X^T Y \qquad (2.10)$$

Uji statistik yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$F = \frac{KTR}{KTG} = \frac{JKR/k}{JKG/(n-k-1)} \qquad (2.11)$$

Pengujian secara keseluruhan regresi linier berganda dapat diberikan secara ringkas dalam tabel analisis ragam sebagai berikut:

Tabel 2.1 Analisis Ragam dalam Analisis Regresi Linier Berganda.

Sumber keragaman	Jumlah Kuadrat	Derajat bebas	Kuadrat Tengah	F hitung
Regresi	*JKR*	*K*	$KTR = JKR/k$	$\frac{KTR}{KTG}$
Galat	*JKG*	$n- k$-1	$KTG = JKG/(n-k-1)$	
Total	*JKT*	n-1		

Daerah penolakan untuk H_0 adalah sebagai berikut:

$$F > F_{\alpha,k,n-k-1}$$

2.4.2 Pengujian Hipotesis Koefisien Regresi secara Individu

Dengan mengasumsikan bahwa ε_i ~ NID(0,σ^2), dapat digunakan uji *t* untuk menguji suatu hipotesis tentang koefisien regresi secara individu. Hipotesis untuk uji koefisien regresi secara individu adalah sebagai berikut:

$H_0 : \beta_j = 0$

$H_1 : \beta_j \neq 0 \quad j = 0, 1, 2, \ldots, k$

Uji statistik yang digunakan adalah:

$$t_0 = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} = \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 C_{jj}}} \qquad (2.12)$$

dengan C_{jj} adalah unsur diagonal $(X^TX)^{-1}$ yang bersesuaian dengan β_j. Jika H_0 tidak ditolak maka variabel bebas X_j dapat dikeluarkan dari model. Daerah penolakan H_0 adalah sebagai berikut:

$$|t_0| > t_{\alpha/2, n-k-1}$$

dengan

n = jumlah pengamatan

k = jumlah variabel bebas yang ada dalam model

2.5 Koefisien Determinasi Berganda dan Koefisien Korelasi Berganda

Koefisien determinasi berganda R^2 digunakan untuk mengukur proporsi keragaman total dalam variabel tak bebas *Y* yang dapat dijelaskan oleh persamaan regresi.

Koefisien determinasi berganda (R^2) didefinisikan sebagai berikut:

$$R^2 = \frac{JKR}{JKT} \qquad (2.13)$$

Koefisien korelasi berganda (*R*) merupakan akar pangkat dua dari koefisien determinasi berganda. Koefisien korelasi berganda (*R*) digunakan untuk mengukur keeratan hubungan linier diantara variabel tak bebas *Y* dengan semua variabel bebas yang ada dalam model persamaan regresi, ini dapat dirumuskan sebagai berikut :

$$R = \sqrt{\frac{JKR}{JKT}} \qquad (2.14)$$

2.6 Otokorelasi

Otokorelasi merupakan korelasi antara anggota seri observasi yang disusun menurut urutan waktu atau korelasi diantara nilai-nilai pengamatan dalam ruang/tempat (apabila data pengamatan merupakan data *cross sectional*) atau korelasi pada diri sendiri.

Terjadinya otokorelasi ini disebabkan oleh beberapa hal sebagai berikut:

1. beberapa variabel penting tidak tercakup. Sebagai contoh dapat di ilustrasikan sebagai berikut:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + \varepsilon_t$$

dengan :

y = jumlah permintaan daging domba

X_2 = harga daging domba

X_3 = pendapatan masyarakat

X_4 = harga daging sapi

t = waktu

Akan tetapi karena harga daging sapi dianggap tidak mempengaruhi jumlah permintaan daging domba, maka regresi yang dipergunakan sebagai berikut:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + V_t$$

sehingga bentuk persamaan yang baru membuat kesalahan pengganggu:

$$V_i = \beta_4 X_{4t} + \varepsilon_t \ .$$

Apabila daging sapi mempengaruhi tingkat konsumsi daging domba, kesalahan pengganggu V_i akan menunjukkan suatu otokorelasi.

2. fungsi yang dipergunakan tidak tepat;
3. fenomena sarang laba-laba;

Misalkan pada akhir periode t, harga p_t ternyata lebih rendah dari $p_{(t-1)}$, maka pada tahun (t+1) akan memutuskan memproduksi jumlah yang lebih sedikit daripada tahun t. Proses ini akan menuju ke pola sarang laba-laba.

4. adanya manipulasi data;

Meskipun ada otokorelasi, koefisien penduga parameter masih bersifat takbias atau nilai harapan sama dengan parameter sesungguhnya, tetapi ragam dari koefisien penduga menjadi lebih besar. Dengan demikian, meskipun sifat tak bias tidak berpengaruh oleh adanya korelasi diri, tetapi tidak dapat dikatakan sebagai penduga yang bersifat takbias linier terbaik. Selain itu otokorelasi juga mengakibatkan ragam galat yang diduga menjadi lebih rendah daripada yang sesungguhnya.

Uji nonotokorelasi dapat dilakukan dengan menggunakan uji Durbin-watson, uji tersebut dapat digunakan bagi sebarang sampel besar ataupun kecil, tetapi uji Durbin-wason hanya berhasil baik apabila otokorelasinya dalam bentuk linier orde pertama.

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t \tag{2.15}$$

dengan

ε_t = variabel kesalahan (error/galat) pada waktu *t*;

ε_{t-1} = variabel kesalahan (error/galat) pada saat *t*-1

ρ = koefisien hubungan otokorelasi (sebuah parameter) yang besarnya tidak di ketahui;

u_t = suatu varibel kesalahan acak;

Langkah-langkah uji hipotesisnya adalah sebagai berikut:

1. menentukan hipotesis nolnya, menguji keberadaan otokorelasi.

   $H_0 : \rho = 0$

   $H_1 : \rho \neq 0$

2. menghitung besarnya nilai statistik ***DW*** dengan menggunakan rumus

$$\boldsymbol{DW} = \frac{\sum_{\boldsymbol{t}=2}^{\boldsymbol{n}} (\boldsymbol{e_t} - \boldsymbol{e}_{\boldsymbol{t}-1})^2}{\sum_{\boldsymbol{t}=1}^{\boldsymbol{n}} \boldsymbol{e}_{\boldsymbol{t}}^2} \tag{2.16}$$

3. membandingkan dengan nilai teoritik ***DW*** sebagai berikut

   a. Untuk $\rho > 0$ (otokorelasi positif)

1. jika $\boldsymbol{DW} \geq d_u$ (dengan $n - k - 1$ derajat kebebasan; k adalah banyaknya variabel penjelas yang digunakan), maka H_0 diterima. Jadi $\rho = 0$, tidak terdapat otokorelasi pada model itu.
2. jika $\boldsymbol{DW} \leq d_l$ (dengan $n - k - 1$ derajat kebebasan), maka H_0 ditolak. Jadi $\rho \neq 0$, terdapat otokorelasi positif pada model itu.
3. jika $d_L < \boldsymbol{DW} < d_U$, uji itu hasilnya tidak dapat ditentukan terdapat tidaknya otokorelasi dalam model itu.

b. untuk $\rho < 0$ (otokorelasi negatif)

1. jika $(4 - \boldsymbol{DW}) \geq d_u$, H_0 diterima jadi $\rho = 0$, maka tidak terdapat otokorelasi pada model tersebut.
2. jika $(4 - \boldsymbol{DW}) \leq d_l$, H_0 ditolak, maka terdapat otokorelasi negatif pada model tersebut .
3. jika $d_l < (4 - \boldsymbol{DW}) < \underline{d_u}$, maka tidak dapat ditentukan terdapat otokorelasi atau tidak.

dengan

d_u = batas atas dari daerah otokorelasi.

d_l = batas bawah dari daerah otokorelasi.

Untuk sampel besar nilai teoritik DW akan menghampiri nilai 2. Hal ini dibuktikan sebagai berikut:

$$\boldsymbol{DW} = \frac{\sum_{\boldsymbol{t}=2}^{\boldsymbol{n}} (\boldsymbol{e_t} - \boldsymbol{e_{t-1}})^2}{\sum_{\boldsymbol{t}=1}^{\boldsymbol{n}} \boldsymbol{e_t^2}}$$

$$= \frac{\sum_{t=2}^{n} (e_t^2 - 2e_t e_{t-1} - e_{t-1}^2)}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2}$$

$$= \frac{\sum_{t=2}^{n} e_t^2 - 2\sum_{t=2}^{n} e_t e_{t-1} - \sum_{t=2}^{n} e_{t-1}^2)}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2}$$

Untuk sampel besar dapat diperkirakan bahwa