

PROSEDUR COCHRANE-ORCUTT DALAM MENGATASI AUTOKORELASI



Oleh :

ANDI BAHRUN AKIB

H 121 04 001

PERPUSTAKAAN	UNIVERSITAS HASANUDDIN
Tgl. Terima	29 - 5 - 09
Asisten	MIPA
Jumlahnya	1 eksemplar
Harga	1 Indeks
No. Inventaris	129
No. Klas	Stat - MP 08

AKI

P.

**JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS HASANUDDIN
MAKASSAR**

2008

**PROSEDUR COCHRANE-ORCUTT
DALAM MENGATASI AUTOKORELASI**

S K R I P S I

*Diajukan sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Sains pada
Jurusan Matematika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Universitas Hasanuddin Makassar*

Oleh:

**ANDI BAHRUN AKIB
H 121 04 001**

**JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS HASANUDDIN
MAKASSAR**

2008



P E R N Y A T A A N

Saya yang bertanda tangan di bawah ini menyatakan dengan
sesungguh-sungguhnya bahwa skripsi yang saya buat dengan judul :

“PROSEDUR COCHRANE-ORCUTT DALAM MENGATASI AUTOKORELASI”

adalah benar hasil kerja saya sendiri, bukan hasil plagiat dan belum
pernah dipublikasikan dalam bentuk apapun.

Makassar, 16 Mei 2008

ANDI BAHRUN AKIB
NIM : H 121 04 001

**PROSEDUR COCHRANE-ORCUTT
DALAM MENGATASI
AUTOKORELASI**

Disetujui Oleh :

Pembimbing Utama



Drs. Daeng Idris, M.Si

NIP. 130 977 332

Pembimbing Pertama



Dr. Georgina M Tinungki, M.Si

NIP. 131 588 825

Pada tanggal : 16 Mei 2008

JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS HASANUDDIN

Pada hari ini, Senin tanggal 16 Mei 2008, Panitia Ujian Skripsi menerima dengan baik skripsi yang berjudul :

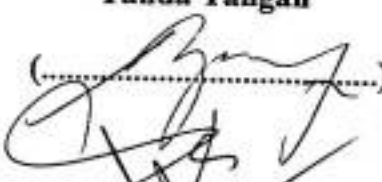
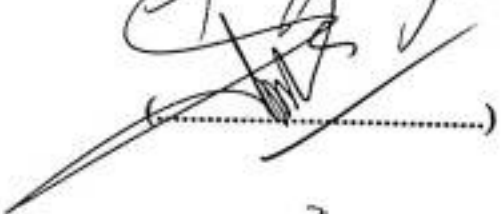



PROSEDUR COCHRANE-ORCUTT DALAM
MENGATASI AUTOKORELASI

yang diajukan untuk memenuhi salah satu syarat guna memperoleh gelar Sarjana Sains pada Program Studi Statistika Jurusan Matematika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Hasanuddin.

Makassar, 16 Mei 2008

PANITIA UJIAN SKRIPSI

Tanda Tangan

- | | | |
|---------------|--|---|
| 1. Ketua | : Drs. Diaraya, M.Ak | () |
| 2. Sekretaris | : Jusmawati M, S.Si, M.Si | () |
| 3. Anggota | : Drs. Daeng Idris, M.Si | () |
| 4. Anggota | : Dr. Georgina M Tinungki, M.Si | () |
| 5. Anggota | : Drs. Muh. Zakir, M.Si | () |



KATA PENGANTAR



Alhamdulillah Rabbil Alamin. Segala puji hanyalah milik Allah SWT rabb alam semesta, yang dengan kehendaknyalah penulis dapat merampungkan skripsi ini. Shalawat dan salam senantiasa tercurah pada baginda rusulullah **Muhammad SAW**, pada para sahabat beliau, dan orang-orang yang senantiasa istiqamah hingga akhir zaman.

Skripsi ini merupakan salah satu persyaratan dalam menyelesaikan Studi di Program Studi Statistika Jurusan Matematika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Hasanuddin Makassar. Dalam penyelesaian skripsi ini memerlukan usaha yang gigih, dari awal pembuatannya hingga tahap rampungnya, tidak sedikit hambatan dan kesulitan yang ditemukan, dengan pengorbanan yang tidak sedikit serta atas bantuan, petunjuk dan dorongan dari berbagai pihak, baik moril dan materil, langsung maupun tidak langsung, sehingga akhirnya skripsi ini dapat terselesaikan.

Oleh sebab itu, penulis menyampaikan terima kasih dan penghargaan yang setinggi-tingginya kepada Ayahanda dan Ibunda tercinta, **Drs. Bennu Akib** dan **A.Hermih**, yang telah membesarkan dan mendidik penulis dengan penuh kesabaran dengan limpahan kasih sayang serta dengan penuh ketulusan hati dan kesungguhannya dalam memberikan dukungan moril dan materil serta doanya yang tak ternilai harganya demi keberhasilan ananda selama menjalani proses

pendidikan. Untuk saudara-saudaraku, *Alm. Zulkifli, Taufik, Azwar, Zubkhan,* dan *Nurfaizah* atas segala bantuan dan dukungan yang diberikan bagi penulis.

Demikian pula dengan penuh keikhlasan penulis mengucapkan penghargaan dan terima kasih yang setinggi-tingginya kepada:

1. **Keluargaku** di Bottoe yang telah memberikan perhatian, kasih sayang, doa dan dukungan materil hingga penulis dapat menyelesaikan studi.
2. Bapak **Drs. Daeng Idris, M.Si** selaku pembimbing utama, dan Ibu **Dr.Georgina Maria Tinungki, M.Si** selaku pembimbing pertama, atas kesediaan dan kerelaan serta bimbingannya dalam penyusunan hingga penyelesaian skripsi ini.
3. Bapak **Drs.Alimin Bado, MS** selaku penasihat akademik yang senantiasa memberikan nasehat, motivasi dan bantuan bagi penulis.
4. Bapak **Drs. Muh Zakir, M.Si**, selaku Ketua Jurusan Matematika sekaligus sebagai penguji, para **Dosen Jurusan Matematika**, atas asuhannya selama penulis berada di bangku kuliah hingga berhasil menyelesaikan studi. Semoga ilmu yang diberikan dapat bermanfaat.
5. Bapak **Drs. Diaraya, M.Ak** selaku ketua penguji, Ibu **Jusmawati M, S.Si, M,Si** selaku sekretaris penguji, yang telah memberikan saran dan pertanyaan yang tak terhingga nilainya dalam penyusunan skripsi ini.
6. Staf Jurusan Matematika, **Pak Nasir, Pak Sutamin,** dan **Pak kumis** atas pengabdian dan kerja kerasnya dalam memberikan pelayanan yang terbaik kepada penulis.

7. Teman-teman seperjuangan dalam menuntut ilmu di Unhas, **Marwan, Ruslam, Hasbullah, Sugiarto, Eros, Yusri, Harun, Arsal, Irfan, Ikhsan, Wahyudi, Ahsan, Candra, Nur, Samsul Bahri, Ajif, Imran, Ramli, Anto** dan teman-teman lainnya yang tidak sempat penulis sebutkan. Semoga tali silaturahmi tetap terjalin.
8. Kakak-kakakku, **Angk '03, Angk '02, Angk '01**, serta adik-adikku **Angk '05, Angk '06 dan Angk '07**, atas bantuannya selama ini.
9. Kawan-kawan di pondok Baitul Hikmah, **Mas, Fahman, Kak fian, Kak eba, Adam, Edil** dan yang lainnya.
10. FKM '07, **Diman dan Barri**. STIMIK '07, **Edil, Andra and the Oyang**, dan **Tufian**.

Semoga segala bantuan dan partisipasinya bernilai ibadah dan mendapat pahala yang setimpal disisi Allah SWT.

Penulis menyadari bahwa skripsi ini masih memiliki kekurangan, untuk itu saran dan kritik yang bersifat membangun dari para pembaca sangat diharapkan. Akhir kata, semoga tulisan ini dapat memberikan manfaat kepada semua pihak yang membutuhkan dan terutama bagi penulis. *Amin Yaa Rabbal Alamin.*

Makassar, Mei 2008

Penulis

ABSTRAK

Autokorelasi merupakan salah satu pelanggaran asumsi *Ordinary Least Square* yang menyatakan bahwa dalam pengamatan-pengamatan yang berbeda tidak terdapat korelasi antara *error term* pada persamaan regresi. Autokorelasi yang digunakan pada penelitian ini adalah autokorelasi urutan pertama yang dideteksi dengan menggunakan Statistik Durbin Watson, Untuk mengatasi autokorelasi tersebut digunakan Prosedur Cochrane-Orcutt yang merupakan salah satu alternatif pemecahan dalam permasalahan penaksiran koefisien regresi pada persamaan *Generalized Least Square* .Dengan menggunakan data perusahaan Braisdell diperoleh persamaan regresi $y = 15173.5 + 161.28 x_1 - 14.268x_2$ yang tidak mengandung autokorelasi setelah melalui tiga iterasi.

Kata Kunci : Autokorelasi, *Ordinary Least Square*, Statistik Durbin Watson, Prosedure Cochrane-Orcutt.

ABSTRACT

Autocorrelation is one of collide of ordinary least square that in the different observation there is not correlation between error of term in regression. Autocorrelation that had used in this observation is the first order autocorrelation which have detected with Statistic Durbin Watson, to overcome that autocorrelation have to be used Cochrane-Orcutt Procedure that one of alternative solving for estimating regression coefficient in Generalized Least square. To be used Braisdell company that had regression equation $y = 15173.5 + 161.28 x_1 - 14.268x_2$ that had not autocorrelation after third iteration.

Key Word : Autocorrelation, Ordinary Least Square, Statistic Durbin Watson, Procedure Cochrane-Orcutt.

DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL.....	i
KATA PENGANTAR.....	vi
ABSTRAK.....	ix
DAFTAR ISI.....	xi
DAFTAR GAMBAR.....	xiii
DAFTAR TABEL.....	xiv
BAB I PENDAHULUAN	
I.1 Latar Belakang.....	1
I.2 Rumusan Masalah.....	2
I.3 Batasan Masalah.....	2
I.4 Tujuan Penelitian.....	3
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	
II.1 Autokorelasi.....	4
II.2 Statistik Durbin Watson.....	16
II.3 Prosedur Cochrane-Orcutt.....	20
BAB III METODOLOGI PENELITIAN	
III.1 Jenis dan Sumber Data.....	24
III.2 Prosedure Kerja.....	24
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN	
IV.1 Deskripsi Data.....	26
IV.2 Prosedure Cochrane-Orcutt.....	30

BAB V PENUTUP

V.1 Kesimpulan.....	40
V.2 Saran.....	40

DAFTAR PUSTAKA

DAFTAR GAMBAR

Gambar 1. Autokorelasi positif.....	7
Gambar 2. Tidak berautokorelasi.....	8
Gambar 3. Autokorelasi negatif.....	8
Gambar 4. Bentuk fungsi yang tak tepat.....	12
Gambar 5. Statistik Durbin Watson.....	19
Gambar 6. Diagram batang dan daun untuk variabel harga jual.....	27
Gambar 7. Diagram batang dan daun untuk variabel harga bahan pokok	28
Gambar 8. Diagram batang dan daun untuk variabel biaya produksi.....	29
Gambar 9. Plot error dengan dugaan variabel respon.....	32
Gambar 10. Plot error dengan dugaan variabel respon.....	35
Gambar 11. Plot error dengan dugaan variabel respon.....	38

DAFTAR TABEL

Tabel 1.	Deskripsi data.....	26
Tabel 2.	Koefisien persamaan regresi	30
Tabel 3.	Koefisien Determinasi, Variansi dan Durbin Watson	30
Tabel 4.	Anava.....	31
Tabel 5.	Koefisien persamaan regresi	33
Tabel 6.	Koefisien Determinasi, Variansi dan Durbin Watson	34
Tabel 7.	Anava	34
Tabel 8.	Koefisien persamaan regresi	36
Tabel 9.	Koefisien Determinasi, Variansi dan Durbin Watson	37
Tabel 10.	Anava	37

B A B I

P E N D A H U L U A N

1.1 Latar Belakang

Istilah regresi berasal dari Francis Galton dalam karyanya “ *Regression Toward Mediocrity in hereditary Stature* ” diterbitkan dalam *journal of the Anthropological Institute* tahun 1885. Mendenhall dan McClave menjelaskan bahwa analisis regresi merupakan cabang metodologi statistik (*statistical methodology*) mengenai hubungan sebuah reaksi y terhadap sekelompok variabel bebas atau prediktor, $x_1, x_2, x_3, \dots, x_k$. Tujuannya adalah untuk membuat sebuah model yang baik (sebuah persamaan perkiraan hubungan y terhadap variabel-variabel bebas) yang akan memungkinkan kita untuk menaksir nilai y bagi nilai $x_1, x_2, x_3, \dots, x_k$ tertentu dan mengerjakannya dengan sebuah kesalahan perkiraan yang kecil (Soegyarto, 2004).

Ordinary Least Square yang diperkenalkan Carl Friedrich Gauss merupakan penaksir linear tak bias terbaik (*Best Linear Unbiased Estimator*) bagi suatu model regresi dengan beberapa asumsi yang dimilikinya (Supranto, 1983).

Salah satu asumsinya, tidak terdapat korelasi diantara *error term* pada pengamatan satu dengan yang lainnya. *Error term* tersebut mungkin berasal dari penyimpangan acak waktu mengadakan pengukuran, misalnya dari alat ukur atau mata kita waktu membacanya, atau faktor lain yang tidak diukur tapi bersifat acak. Tetapi *error term* juga dapat berkorelasi dengan *error term* pada

pengamatan lain yang disebut autokorelasi. Hal ini merupakan pelanggaran asumsi pada *Ordinary Least Square Estimator* (Sembiring, 1995).

Autokorelasi merupakan pelanggaran asumsi *Ordinary Least Square* yang menyatakan bahwa dalam pengamatan-pengamatan yang berbeda tidak terdapat korelasi antara *error term*. Autokorelasi dapat terjadi pada setiap penelitian dimana urutan pada pengamatan-pengamatan memiliki arti. Oleh karenanya, Autokorelasi sering disebut korelasi serial yang terjadi kebanyakan pada serangkaian data runtun waktu. Intisari autokorelasi adalah bahwa *error* pada suatu periode waktu secara sistematis tergantung kepada *error* pada periode waktu yang lain. Misalnya $e_1, e_2, e_3, \dots, e_{10}$ dan $e_2, e_3, e_4, \dots, e_{11}$ (Sarwoko, 2002).

Berdasarkan pada penjelasan yang diuraikan diatas, maka dalam tugas akhir ini akan mengkaji tentang :

“ Prosedur Cochrane-Orcutt dalam Mengatasi Autokorelasi“.

1.2 Rumusan Masalah

Masalah yang perlu dijawab dalam penelitian ini yaitu bagaimana mendeteksi autokorelasi dan mengatasi masalah autokorelasi.

1.3 Batasan Masalah

Adapun batasan masalah dalam tugas akhir ini, penggunaan prosedur Cochrane-Orcutt dalam mengatasi masalah autokorelasi urutan pertama (*first order autocorellation*) yang merupakan pelanggaran salah satu asumsi *Ordinary Least Square*.

1.4 Tujuan Penulisan

Tujuan dari penulisan tugas akhir ini, dapat dirincikan sebagai berikut :

1. Menggunakan Statistik Durbin-Watson untuk mendeteksi adanya autokorelasi urutan pertama pada data.
2. Menggunakan Prosedur Cochrane-Orcutt dalam mengatasi persamaan regresi yang mengandung autokorelasi.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Autokorelasi

Autokorelasi merupakan pelanggaran asumsi *Ordinary Least Square* yang menyatakan bahwa dalam pengamatan-pengamatan yang berbeda tidak terdapat korelasi antara *error term*, intinya bahwa *error term* pada suatu periode waktu secara sistematis tergantung kepada *error term* pada periode waktu yang lain. Dalam hubungannya dengan persoalan regresi, model regresi diberikan sebagai berikut :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \dots + \beta_n X_{tn} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots 2.1$$

dimana Y_t = Nilai peubah respon dalam amatan ke t

β_i = parameter model yang tidak diketahui nilainya $i = 1, 2, 3, \dots, n$

X_{ti} = nilai peubah bebas X pada amatan ke t

ε_t = *error term* yang bersifat acak

Jika ε_t mengandung autokorelasi maka

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + V_t \quad \dots\dots\dots 2.2$$

Persamaan 2.2 disebut model autokorelasi urutan pertama, dengan ε_t adalah *error term* dari persamaan yang sedang dipertanyakan, ρ adalah koefisien autokorelasi yang menunjukkan derajat hubungan fungsional antara *error term* yang sedang diamati, V_t adalah *error term* klasik (yang tidak mengandung autokorelasi). Besarnya nilai ρ menggambarkan kekuatan autokorelasi didalam



persamaan. Apabila ρ sama dengan 0, maka dikatakan tidak ada autokorelasi.

Apabila ρ mendekati 1, maka nilai pengamatan *error term* yang mendahului, ε_{t-1}

menjadi penting dalam menentukan nilai pengamatan *error term* saat ini, ε_t , dan

dikatakan ada otokorelasi yang tinggi. Kita dapat menyatakan bahwa

$$-1 < \rho < 1$$

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$Var(\varepsilon_t) = \frac{\sigma^2}{1 - \rho^2} \dots\dots\dots 2.3$$

$$Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = \rho \left(\frac{\sigma^2}{1 - \rho^2} \right)$$

Berdasarkan nilai ε_t pada persamaan 2.3 maka diperoleh :

$$\varepsilon_{t-1} = \rho\varepsilon_{t-2} + V_{t-1}$$

$$\varepsilon_{t-2} = \rho\varepsilon_{t-3} + V_{t-2}$$

$$\varepsilon_{t-3} = \rho\varepsilon_{t-4} + V_{t-3}$$

Sehingga persamaan 2.2 menjadi :

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= \rho(\rho\varepsilon_{t-2} + V_{t-1}) + V_t \\ &= \rho^2\varepsilon_{t-2} + \rho V_{t-1} + V_t \end{aligned}$$

$$\varepsilon_t = \sum_{s=0}^{\infty} \rho^s V_{t-s} \quad s = 0, 1, 2, \dots, t \quad \dots\dots\dots 2.4$$

Dengan demikian ε_t pada periode t adalah kombinasi linear dari gangguan sekarang dan sebelumnya (John Neter, 1990).

2.1.1 Jenis Autokorelasi

Berdasarkan pada penyebabnya, autokorelasi terbagi atas 2, yaitu : autokorelasi murni dan autokorelasi tidak murni

1. Autokorelasi Murni

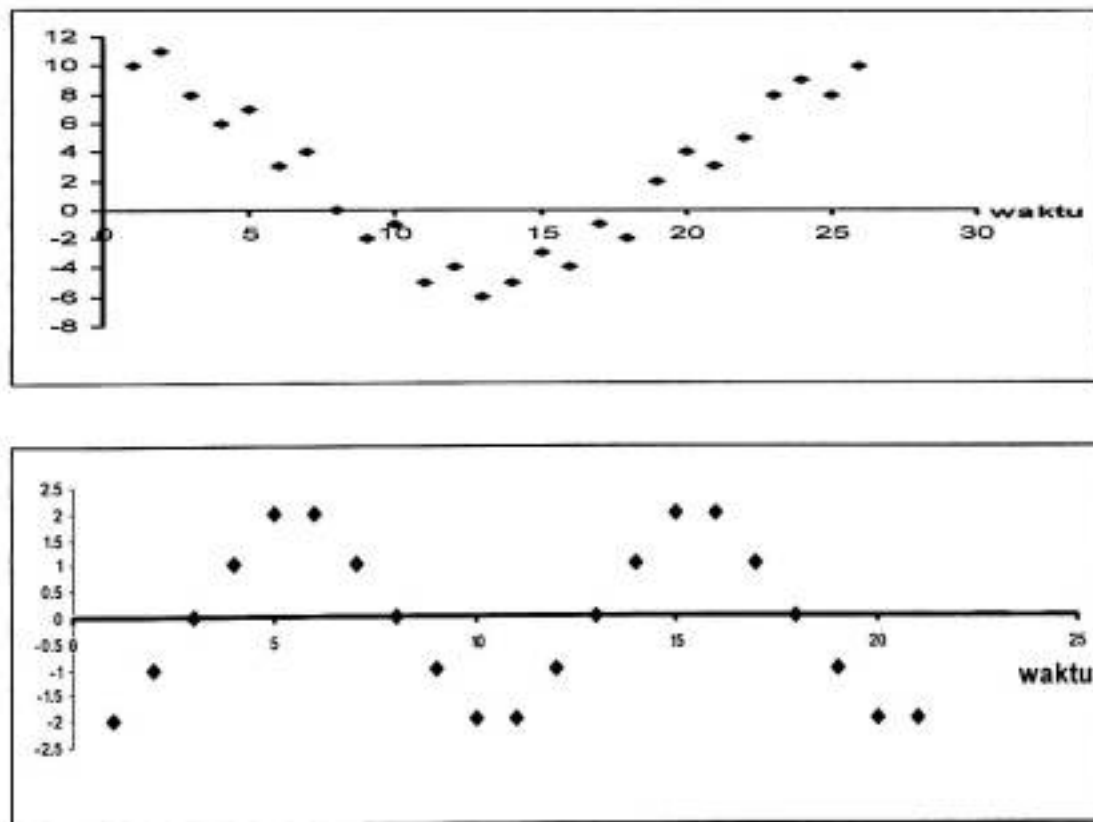
Autokorelasi murni terjadi bila asumsi klasik yang menyatakan bahwa tidak ada korelasi antara *error term* pada periode pengamatan-pengamatan yang berbeda diperlonggar dalam sebuah persamaan yang terspesifikasi dengan benar. Asumsi itu adalah $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \quad (i \neq j)$.

Apabila nilai yang diharapkan dari koefisien korelasi sederhana antara setiap dua pengamatan *error term* adalah tidak sama dengan nol, maka *error term* tersebut dikatakan memiliki autokorelasi. Para ahli ekonometrika menggunakan istilah autokorelasi tanpa sifat perubahan maka yang dimaksud adalah autokorelasi murni (Sarwoko, 2002).

Jenis autokorelasi yang sangat umum adalah autokorelasi urutan pertama (*first-order autocorrelation*), yang mana pengamatan *error term* saat ini merupakan fungsi pengamatan *error term* sebelumnya $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + V_t$

Tanda negatif atau positif dari persamaan menunjukkan sifat autokorelasi didalam sebuah persamaan. Nilai positif ρ memberikan indikasi bahwa *error term* cenderung memiliki tanda atau arah yang sama dari satu periode waktu ke periode waktu berikutnya. Ini disebut dengan autokorelasi positif. Tendensi semacam ini berarti bahwa apabila ε_t terjadi secara kebetulan memiliki nilai awal yang besar maka pengamatan-pengamatan berikutnya akan cenderung untuk menahan suatu porsi nilai awal yang besar itu, dan akan memiliki tanda yang

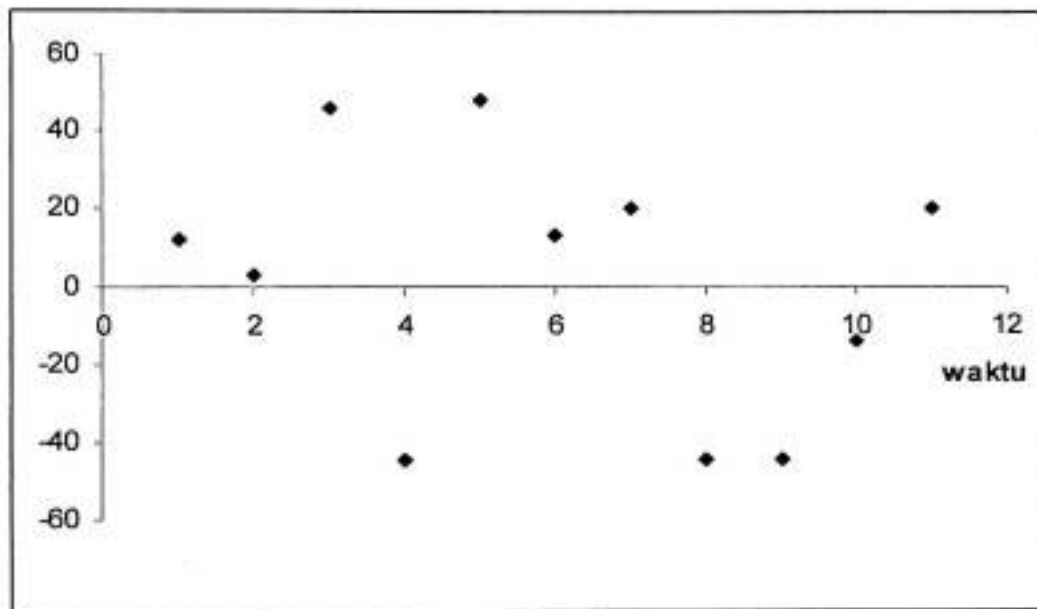
sama dengan nilai awal itu. Sebagai contoh didalam model time-series sebuah pengaruh yang besar terhadap suatu kegiatan ekonomi dalam satu periode akan tetap tertahan selama beberapa periode. Jika hal ini terjadi maka *error term*, ε , akan cenderung positif untuk sejumlah pengamatan, kemudian negatif untuk beberapa periode. Jika hal ini terjadi maka *error term*, ε , akan cenderung positif untuk sejumlah pengamatan, kemudian negatif untuk beberapa periode kemudian dan kembali lagi positif (Sarwoko, 2002).



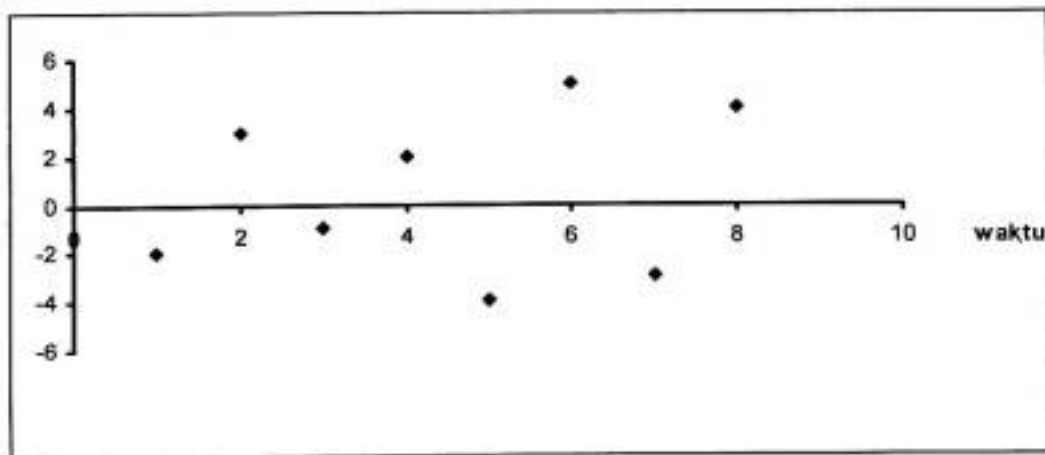
Gambar 1. Autokorelasi positif

Pengamatan-pengamatan *error term* yang digambarkan pada gambar 1 tersebut diatur menurut urutan waktu, pengamatan pada periode pertama menjadi urutan pertama, pengamatan pada periode kedua menjadi urutan kedua dan

seterusnya. Untuk melihat perbedaan antara *error term* dengan atau tanpa autokorelasi positif dapat dibandingkan gambar 1 dan gambar 2 dimana persamaan tidak mengandung autokorelasi $\rho = 0$ (J.Supranto, 1984).



Gambar 2. Tidak terdapat autokorelasi



Gambar 3. Autokorelasi Negatif

Nilai negatif pada ρ menyatakan secara tidak langsung bahwa *error term* memiliki suatu kecenderungan berubah-ubah tanda dari negatif ke positif dan seterusnya saling berganti tanda pada pengamatan-pengamatan berikutnya. Ini disebut autokorelasi negatif (Sarwoko, 2002).

Autokorelasi negatif merupakan semacam putaran dibelakang penggambaran variabel disturbance yang bersifat stokastik. Gambar 3 menunjukkan contoh autokorelasi negatif. autokorelasi negatif ada didalam sebuah persamaan *error term* yaitu didalam persamaan autokorelasi urutan pertama karena perubahan-perubahan sebuah variabel seringkali mengikuti pola silklis. dalam kebanyakan aplikasi data runtun waktu, autokorelasi negatif kemungkinannya jauh lebih kecil dari pada autokorelasi positif. Akibatnya, para ahli ekonometrika menganalisis autokorelasi murni memusatkan perhatian terutama kepada autokorelasi positif (Sarwoko, 2002).

Autokorelasi dapat mengambil banyak bentuk, selain autokorelasi urutan pertama. Misalnya, pada model kuartalan, pengamatan *error term* kuartalan saat ini dapat dihubungkan secara fungsional dengan pengamatan *error term* kuartalan yang sama pada tahun sebelumnya. Model ini disebut autokorelasi kuartalan berdasarkan musiman :

$$u_t = \rho u_{t-4} + v_t$$

Serupa dengan fungsi itu, misalnya pengamatan *error term* kuartalan saat ini merupakan fungsi dari pengamatan *error term* pada dua periode kuartalan sebelumnya:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + v_t$$

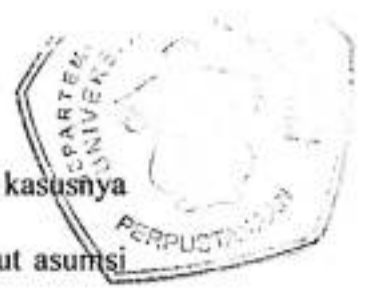
Model semacam itu disebut dengan autokorelasi urutan kedua (second order autocorellation). Pembeneran terhadap model persamaan autokorelasi yang semakin banyak pada umumnya diaanggap lemah dari pada model persamaan autokorelasi urutan kedua (Jhon Neter, 1990).

2. Autokorelasi tidak Murni

Yang dimaksud dengan autokorelasi yang tidak murni adalah autokorelasi yang disebabkan oleh kesalahan spesifikasi seperti menghilangkan variabel yang penting atau bentuk fungsi yang salah. Sementara autokorelasi murni disebabkan oleh alasan pokok distribusi *error term* pada persamaan yang spesifikasinya sudah benar (Sarwoko. 2002).

Di dalam analisa data, seringkali terjadi bahwa seorang peneliti ekonometrik mulai dengan model regresi yang diterima, walaupun disadari belum sempurna betul. Setelah membuat analisa regresi, peneliti tersebut mengadakan pengecekan melalui pengujian, dalam usaha untuk mencari apakah hasil analisa minimal sudah cukup dengan harapan sebelumnya, apabila tidak, suatu tindakan untuk koreksi harus segera dilakukan. Misalnya peneliti tersebut menggambarkan plot *error term* e_i yang diperoleh dari analisa regresi dan mungkin akan dilihat pola seperti gambar 1. *Error term* e_i ini merupakan ukuran untuk e_i yang dapat menunjukkan bahwa beberapa variabel yang semula merupakan calon untuk tidak dicakup didalam model regresi, karena berbagai alasan kemudian dimasukkan (J.Supranto 1983).

Untuk melihat bagaimana sebuah variabel penting yang tidak dimasukkan, dapat menyebabkan *error term* yang mengandung autokorelasi, sebuah persamaan diberikan yaitu $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i$, apabila X_2 tiba-tiba dihilangkan dari persamaan di atas, maka persamaan diatas menjadi $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \varepsilon_i^*$, dimana $\varepsilon_i^* = \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i$,



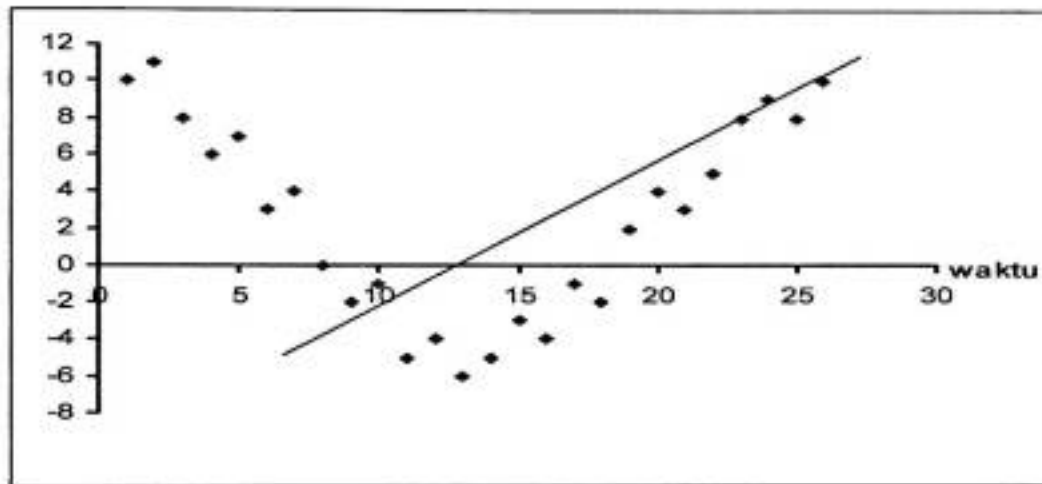
Dengan demikian *error term* digunakan pada persamaan yang kasusnya menghilangkan variabel penting bukan *error term* sebagaimana menurut asumsi klasik ε_t , tetapi merupakan fungsi dari salah satu variabel independent, X_2 . Akibatnya, *error term* yang baru ε_t^* dapat mendorong autokorelasi, walaupun *error term* yang lama, ε_t , tidak. *Error term* yang baru, ε_t^* khususnya akan cenderung mengandung autokorelasi apabila :

1. variabel independent yang dihilangkan, X_2 itu sendiri mengandung autokorelasi
2. Ukuran ε_t kecil jika dibandingkan dengan ukuran $\beta_2 X_{2t}$

Kecenderungan ini ada sekalipun terdapat sejumlah variabel yang dilibatkan atau dihilangkan. Perhatikan bahwa sementara *error term*, ε_t^* sepertinya memiliki rata-rata tidak sam dengan nol, namun sebenarnya tidaklah demikian, karena β_0^* hasil estimasi *ordinary least square* akan menyesuaikan mengimbangi persoalan ini. Kedua, oleh karena autokorelasi tidak murni menunjukkan sebuah kesalahan karena penghilangan sebuah variabel, maka autokorelasi semacam itu kemungkinan menyatu dengan koefisien estimasi yang bias. Baik koefisien bias maupun autokorelasi tidak murni akan terhapus apabila kesalahan spesifikasi itu dikoreksi (Jhon Neter, 1990).

Penyebab autokorelasi tidak murni lainnya adalah apabila autokorelasi itu disebabkan oleh bentuk fungsi yang salah. Pemilihan bentuk fungsi yang salah menyebabkan *error term* memiliki autokorelasi. Misalkan model yang untuk suatu pengamatan, $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t^2 + e_t$, Akan tetapi model yang digunakan

$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X + e_t$. Sebagai akibatnya, penggunaan sebuah bentuk fungsi linear ketika bentuk fungsi nonlinear lebih tepat umumnya berautokorelasi positif. (Sarwoko, 2002)



Gambar 4. Bias dalam bentuk fungsi yang tak tepat.

Manipulasi data juga dapat menjadi penyebab, data mentah seringkali dimanipulasi, misalkan dalam regresi menggunakan data time series meliputi data triwulan, data tersebut biasanya merupakan penjumlahan dari tiga data bulanan, kemudian dibagi tiga.

Proses rata-rata ini akan membuat "*smooth*" data asli, sebab fluktuasi data bulanan tak akan terlihat lagi. Maka dari itu kurva data triwulan akan lebih terlihat smoot dari pada data bulanan dan penghalusan semacam ini akan menimbulkan pola sistematis dalam kesalahan pengganggu, yang berarti akan menimbulkan autokorelasi (J.Supranto, 1983).

Persoalan autokorelasi pada umumnya terjadi pada data time series, walaupun dapat juga terjadi pada data cross section. Dalam data time series observasi diurutkan menurut urutan waktu secara kronologis. Maka dari itu, besar

kemungkinan akan terjadi interkorelasi antara observasi yang berurutan, khususnya kalau interval atau selang waktu antara dua observasi sangat pendek, seperti sehari, seminggu atau sebulan. pada umumnya tak terjadi urutan kronologis dalam data cross section, walaupun dalam beberapa penelitian mungkin juga terjadi (Sarwoko, 2002).

2.1.2 Akibat Autokorelasi

Keberadaan autokorelasi *error term* dalam sebuah persamaan melanggar asumsi klasik kelima dan estimasi persamaan dengan *Ordinary Least Square* memiliki paling tidak ada tiga konsekuensi :

1. Autokorelasi murni tidak menyebabkan bias koefisien-koefisien estimasi.

Salah satu sifat yang sangat penting dari teknik estimasi dengan *ordinary least square* adalah minimum variansi bagi estimator-estimator tidak bias linear. Jika *error term* memiliki autokorelasi satu asumsi dari teorema *gaus-markov* dilanggar, namun pelanggaran asumsi ini tidak sampai menyebabkan hasil-hasil koefisien estimasi menjadi bias.

Teorema Gaus-Markov

Berdasarkan asumsi-asumsi klasik, estimator b_k hasil estimasi Ordinary least Square adalah estimator yang memiliki varian minimum diantara semua estimator tidak bias dari b_k dimana $k = 1, 2, 3, \dots, n$

Anggaplah bahwa *error term* mengikuti persamaan $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t$ diketahui memiliki otokorelasi urutan pertama (*first*

autocorellation), $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + V_t$, dengan V_t merupakan *error term* tidak mengandung autokorelasi

Apabila persamaan $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t$, merupakan persamaan dengan spesifikasi yang benar dan diestimasi dengan *Ordinary Least Square*, maka estimasi koefisiennya tidak akan bias, sehingga $E(b_1) = \beta_1$ dan $E(b_2) = \beta_2$.

Autokorelasi murni tidak mengenalkan prosedur bias kedalam prosedur estimasi. Kesimpulan ini tidak bergantung kepada apakah autokorelasi itu negatif atau positif. Namun apabila autokorelasi itu tidak murni, bias koefisien estimasi barangkali dikenalkan karena penggunaan sebuah persamaan yang tidak terspesifikasi dengan benar (Sarwoko, 2002).

Ketidakhiasan estimasi bukan berarti bahwa koefisien-koefisien estimasi dari sebuah persamaan yang mengandung autokorelasi akan berdekatan dengan nilai koefisien yang sesungguhnya. Estimasi tunggal yang teramati dalam praktek dapat berasal dari nilai-nilai kemungkinan dalam suatu jarak yang lebar. Disamping itu, standar *error term* dari estimasi –estimasi ini memiliki sifat khusus akan meningkat karena autokorelasi. Kenaikan ini akan meningkatkan probabilitas bahwa sebuah koefisien estimasi, b akan berbeda secara signifikan dari nilai koefisien yang sesungguhnya, β . Dengan demikian, pengertian tidak bias dalam kasus ini adalah bahwa distribusi nilai- nilai b tetap memusat diseperti β yang sesungguhnya (J.Supranto, 1983).

2. Autokorelasi meningkatkan varian pada estimasi koefisien b

Walaupun pelanggaran asumsi *Ordinary Least Square* (klasik) tidak menyebabkan bias, namun tetap mempengaruhi kesimpulan penting yang lain dari teorema Gauss-Markov, yaitu varian minimum. Istimewanya, kita tidak dapat membuktikan bahwa distribusi b dengan *Ordinary Least Square* memiliki varian yang minimum, akibatnya apabila *error term* berautokorelasi, *ordinary least square* tidak dapat lagi menghasilkan koefisien-koefisien estimasi yang memiliki varian yang minimum (Jhon Neter, 1990).

Autokorelasi *error term* menyebabkan variabel dependen berfluktuasi sampai taraf tertentu, prosedur estimasi *Ordinary Least Square* menghubungkan dengan variabel-variabel independent. Dengan demikian, *Ordinary Least Square* lebih salah mengestimasi nilai β sesungguhnya ketika dihadapkan pada masalah autokorelasi. Secara proporsional, nilai – nilai b tetap tidak bias karena taksiran-taksiran terlalu tinggi kemungkinannya sama dengan taksiran – taksiran terlalu rendah. Namun demikian, kesalahan-kesalahan ini meningkatkan varian pada setiap estimasi tertentu kemungkinannya berbeda dari nilai β sesungguhnya. Apabila *error term* terdistribusi sebagaimana persamaan $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + V_t$, maka varian dari nilai – nilai b merupakan fungsi dari ρ . Semakin besar nilai absolute ρ , semakin besar pula varian pada nilai-nilai b itu (J. Supranto, 1983)

Pengaruh autokorelasi terhadap distribusi koefisien-koefisien estimasi yang menunjukkan distribusi nilai-nilai b dari sebuah persamaan yang mengandung autokorelasi diseputar nilai β yang sesungguhnya. Namun jauh

lebih lebar dari pada distribusi dari persamaan yang tidak mengandung autokorelasi (Sarwoko, 2002).

3. Autokorelasi menyebabkan *Ordinary Least Square* menaksir terlalu rendah terhadap standar *error term* koefisien.

Autokorelasi tidak akan mempengaruhi ketidakbiasaan atau konsistensi terhadap estimator-estimator regresi dengan *Ordinary Least Square*, tetapi berpengaruh terhadap efisiensinya. Dalam kasus, autokorelasi positif, kehilangan efisiensi ini akan digambarkan oleh kenyataan bahwa estimasi-estimasi standar *error term* yang diperoleh dari regresi dengan least square akan lebih kecil daripada standar *error term* yang sesungguhnya. Dengan kata lain, koefisien-koefisien estimasi regresi tidak akan bias tetapi standar *error term*-standar *error term*nya akan bias ke bawah. Ini mengandung arti bahwa estimasi-estimasi terhadap parameter-parameter regresi lebih tepat daripada estimasi-estimasi yang sama dalam ketiadaan autokorelasi. Dengan demikian, terjadi kecenderungan bahwa hipotesis nol ditolak, walaupun seharusnya tidak (J.Supranto, 1983).

2.2 Statistik Durbin Watson

Persoalan autokorelasi mempunyai konsekuensi atau akibat yang cukup serius, tentu saja perlu usaha penyembuhan, sebagai jalan keluar untuk memecahkan persoalan autokorelasi ini. Pertama-tama, sebelum kita berbuat sesuatu, harus mengetahui terlebih dulu ada tidaknya persoalan autokorelasi ini dalam situasi tertentu atau dalam persoalan yang sedang kita hadapi. Cara

mendeteksi atau mengetahui ada tidaknya autokorelasi dengan menggunakan Uji Durbin Watson (John Neter, 1990)

Statistik Durbin-Watson digunakan untuk menentukan autokorelasi urutan pertama pada *error term* dari sebuah persamaan regresi. Statistik Durbin-Watson digunakan apabila asumsi-asumsi yang mendasarinya dipenuhi

1. Model regresi harus mencakup titik potong, tidak boleh melalui titik asal. untuk dua variabel $Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + e_t$, dengan $\beta_0 \neq 0$
2. residual ε_t diperoleh dari autokorelasi urutan pertama $e_t = \rho e_{t-1} + V_t$
3. Model regresi tidak lagi memasukkan variabel dependen sebagai variabel independent

Statistik Durbin-Watson pada pengamatan ke t adalah

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2} \dots\dots\dots 2.5$$

Yang merupakan rasio jumlah kuadrat dari selisih e_t dengan e_{t-1} .

Perhatikan bahwa didalam pembilang pada Statistic Durbin Watson, banyaknya observasi hanya $n-1$.(J.Supranto, 1983)

1. Autokorelasi memiliki nilai ekstrim positif, $d = 0$, dalam hal ini, $e_t = e_{t-1}$, oleh karena itu $e_t - e_{t-1} = 0$
2. Autokorelasi memiliki nilai ekstrim negatif, $d = 4$, Dalam hal ini, $e_t = -e_{t-1}$, oleh karena itu $e_t - e_{t-1} = 2e_t$. Disybtitusikan pada persamaan (10.13), akan diperoleh $\sum (2e_t)^2 / \sum (e_t)^2$
3. Tidak ada autokorelasi : $d = 2$

apabila tidak ada autokorelasi, rata-rata distribusi d sama dengan dua.

2.2.1 Menggunakan statistic Durbin-Watson

Tahap –tahap pengujian pada dengan uji Durbin-Watson adalah sebagai berikut:

1. Carilah nilai-nilai residu dengan *Ordinary Least Square* dari persamaan yang akan diuji dan dan dihitung dan hitung Statistik Durbin Watson dengan menggunakan persamaan 2.5
2. Menentukan ukuran sample dan jumlah variabel independent kemudian lihat table statistic Durbin-Watson untuk mendapatkan nilai-nilai kritis d yaitu nilai Durbin-Watson Upper, d_u dan nilai Durbin-Watson Lower, d_l
3. Dengan menyusun terlebih dahulu hipotesis nol dan hipotesis alternatif

2.2.2 Pengujian Hipotesis

1. Hipotesis satu arah
 - Autokorelasi positif

$$H_0 : \rho \leq 0$$

$$H_1 : \rho > 0$$

Mengambil keputusan yang tepat jika

$$d < d_l, \text{ tolak } H_0$$

$$d > d_u, \text{ terima } H_0$$

$$d_l \leq d \leq d_u, \text{ tidak dapat disimpulkan}$$

- Autokorelasi negatif

$$H_0 : \rho \geq 0$$

$$H_1 : \rho < 0$$

Dengan keputusan yang tepat jika

$$d > 4 - d_L, \text{ tolak } H_0$$

$$d < 4 - d_U, \text{ terima } H_0$$

$$4 - d_U \leq d \leq 4 - d_L, \text{ tidak dapat disimpulkan}$$

2. Hipotesis dua arah

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho \neq 0$$

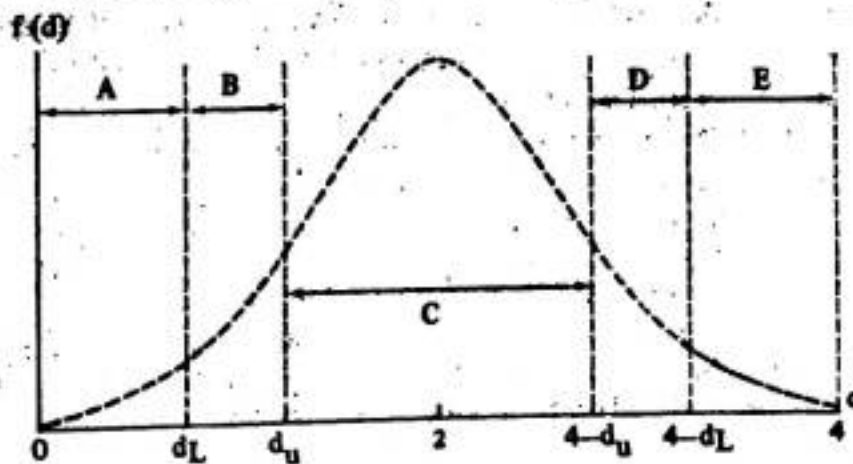
Mengambil keputusan yang tepat jika

$$d < d_L, \text{ tolak } H_0$$

$$d > 4 - d_L, \text{ tolak } H_0$$

$$d_U < d < 4 - d_U, \text{ terima } H_0$$

$$d_L \leq d \leq d_U, \text{ atau } 4 - d_U \leq d \leq 4 - d_L, \text{ tidak dapat disimpulkan}$$



Gambar 5. Statistik Durbin-Watson

Kelemahan dari pada pengujian Durbin Watson (*d test*) ialah jika jatuh pada daerah yang tidak dapat disimpulkan, kita tidak dapat mengambil kesimpulan apakah terjadi autokorelasi atau tidak. Perlu dicatat bahwa banyaknya nilai observasi agar dapat mempergunakan table Durbin-Watson harus minimum 15 (Jhon Neter, 1990).

2.3 Prosedur Cochrane-Orcutt

Prosedur Cochran-Orcutt merupakan salah satu alternatif pemecahan dalam permasalahan penaksiran koefisien regresi pada persamaan *Generalized Least Square* yang tidak dapat diestmasi dengan *Ordinary Least Square*. *Generalized Least Square* adalah sebuah metode untuk membuang autokorelasi tahap pertama pada sebuah estimasi persamaan regresi. Metode ini juga melakukan meminimumkan varian dari persamaan regresi tersebut. *Generalized Least Square* diawali dengan sebuah persamaan yang tidak memenuhi asumsi ketiadaan autokorelasi dan melakukan transformasi persamaan menjadi sebuah persamaan yang memenuhi asumsi tersebut.

Prosedur Cochrane-Orcutt terdiri atas 3 tahap

1. Pendugaan ρ , suatu kenyataan bahwa proses autoregresif *error term* dapat ditunjukkan sebagai suatu regresi sampai pada asal. $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + V_t$. Jika $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}$ adalah variabel bebas, V_t merupakan *error term* yang memenuhi asumsi klasik dan ρ slope garis menuju asal. Sebab ε_t dan ε_{t-1} tidak diketahui, digunakan e_t dan e_{t-1} diperoleh dari *ordinary least square*, masing-masing sebagai variabel dependen dan variabel independen dan

dugaan ρ dengan fitting garis lurus menuju asal, dengan dugaannya dilambangkan $\hat{\rho}$ adalah

$$\hat{\rho} = \frac{\sum e_t e_{t-1}}{\sum e_{t-1}^2} \dots\dots\dots 2.6$$

2. Model transformasi persamaan menjadi sebuah persamaan yang memenuhi asumsi klasik, dimulai dengan sebuah persamaan yang mengandung autokorelasi

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \rho \varepsilon_{t-1} + V_t \dots\dots\dots 2.7$$

dimana V_t adalah *error term* yang tidak mengandung autokorelasi. Apabila $\rho \varepsilon_t$ dapat dibuang dari persamaan diatas maka autokorelasi akan hilang, sebab V_t tidak mengandung autokorelasi. Untuk menghilangkan $\rho \varepsilon_t$ dari persamaan diatas, maka persamaan 2.1 dikalikan dengan ρ dan melambatkan persamaan baru untuk satu periode

$$\rho Y_{t-1} = \rho \beta_0 + \rho \beta_1 X_{t-1} + \rho \varepsilon_{t-1} \dots\dots\dots 2.8$$

sekarang dengan mengurangkan persamaan 2.7 dengan persamaan 2.8 diperoleh persamaan yang tidak mengandung komponen autokorelasi dalam *error term*,

$$\begin{aligned} Y_t - \rho Y_{t-1} &= \beta_0 - \rho \beta_0 + \beta_1 X_t - \rho \beta_1 X_{t-1} + \rho \varepsilon_{t-1} - \rho \varepsilon_{t-1} + V_t \dots 2.9 \\ &= \beta_0 (1 - \rho) + \beta_1 (X_t - \rho X_{t-1}) + V_t \end{aligned}$$

Sehingga diperoleh

$$Y_t^* = \beta_0^* + \beta_1^* X_t^* + V_t \dots\dots\dots 2.10$$

dimana $Y_t^* = Y_t - \rho Y_{t-1}$

$$\beta_0^* = \beta_0(1 - \rho)$$

$$X_t^* = (X_t - \rho X_{t-1})$$

$$\beta_1^* = \beta_1$$

penggunaan dugaan $\hat{\rho}$ pada persamaan 2.6 dan menggunakan *ordinary least square* dengan variabel transformasi tersebut untuk menghasilkan fungsi regresi yang sesuai

3. Uji memerlukan iterasi. Uji Durbin Watson lalu digunakan untuk menguji apakah galat untuk model transformasi tidak berkorelasi. Jika uji menunjukkan tidak ada korelasi, prosedur berakhir. Model regresi yang telah disesuaikan pada variabel asal, kemudian diperoleh dengan mentransformasikan koefisien regresi. Jika uji Durbin Watson menunjukkan autokorelasi masih ada setelah iterasi pertama, maka parameter ρ diduga kembali dari nilai *error term* untuk model regresi dengan variabel yang telah ditransformasi. Sekumpulan variabel-variabel transformasi yang baru diperoleh dengan nilai $\hat{\rho}$ yang baru. Proses ini dilanjutkan dengan iterasi yang lain sehingga uji Durbin Watson memperoleh bahwa sebaran *error term* pada persamaan regresi yang ditransformasi tidak berautokorelasi.

B A B III

METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Jenis dan Sumber Data

Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data sekunder, diperoleh dari perusahaan Blaisdell. Perusahaan Blaisdell mencoba meneliti pengaruh harga bahan pokok dan biaya produksi terhadap harga penjualan barang produksinya. Data yang diteliti pada tahun 1967 sampai 2000. Data tersebut terdiri atas variabel dependen yakni harga penjualan (Y), variabel ini merupakan hasil pengukuran pada penelitian yang dilakukan. Variabel independennya terdiri atas harga bahan pokok (X_1) dan biaya produksi (X_2). Kedua variabel independen ini juga merupakan data kuantitatif.

3.2 Prosedur Kerja

Langkah-langkah yang ditempuh dalam penelitian ini dapat dijelaskan sebagai berikut :

1. Menaksir persamaan regresi dari data yang diperoleh dengan menggunakan *metode ordinary least square*, tentunya dengan harga penjualan (Y), harga bahan pokok (X_1) dan biaya produksi (X_2). Adapun persamaan regresinya adalah: $y = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2$
2. Mendeteksi adanya autokorelasi pada persamaan regresi yang diperoleh, dengan menggunakan statistik Durbin Watson
3. Jika terdapat autokorelasi setelah uji Durbin Watson digunakan, maka dari persamaan regresi yang diperoleh, nilai $\hat{\rho}$ dapat dihitung.

4. Dengan menggunakan nilai $\hat{\rho}$, maka persamaan regresi tersebut di transformasi sehingga menghasilkan

$$Y_t^* = \beta_0^* + \beta_1^* X_t^* + V_t$$

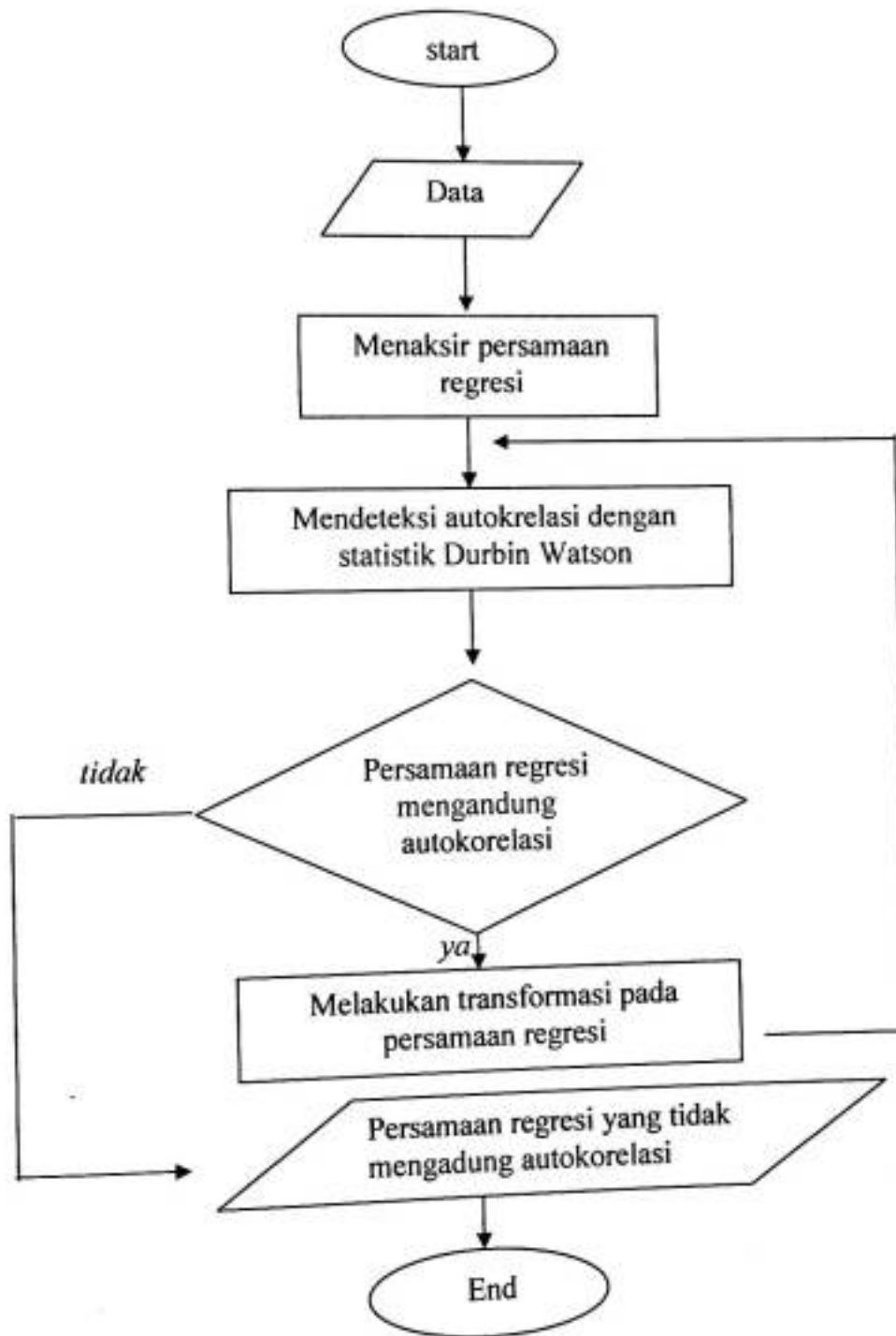
dimana $Y_t^* = Y_t - \rho Y_{t-1}$

$$\beta_0^* = \beta_0(1 - \rho)$$

$$X_t^* = (X_t - \rho X_{t-1}) \text{ dan } \beta_1^* = \beta_1$$

5. Persamaan hasil transformasi tersebut kembali diuji dengan statistik Durbin Watson, jika masih terdapat autokorelasi maka persamaan hasil transformasi di transformasi kembali dengan menggunakan nilai $\hat{\rho}$ yang diperoleh dari persamaan hasil transformasi diatas. Iterasi ini dilakukan sampai diperoleh persamaan yang tidak mengandung autokorelasi.

Diagram alur langkah-langkah yang ditempuh adalah :



B A B IV

HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Deskripsi Data

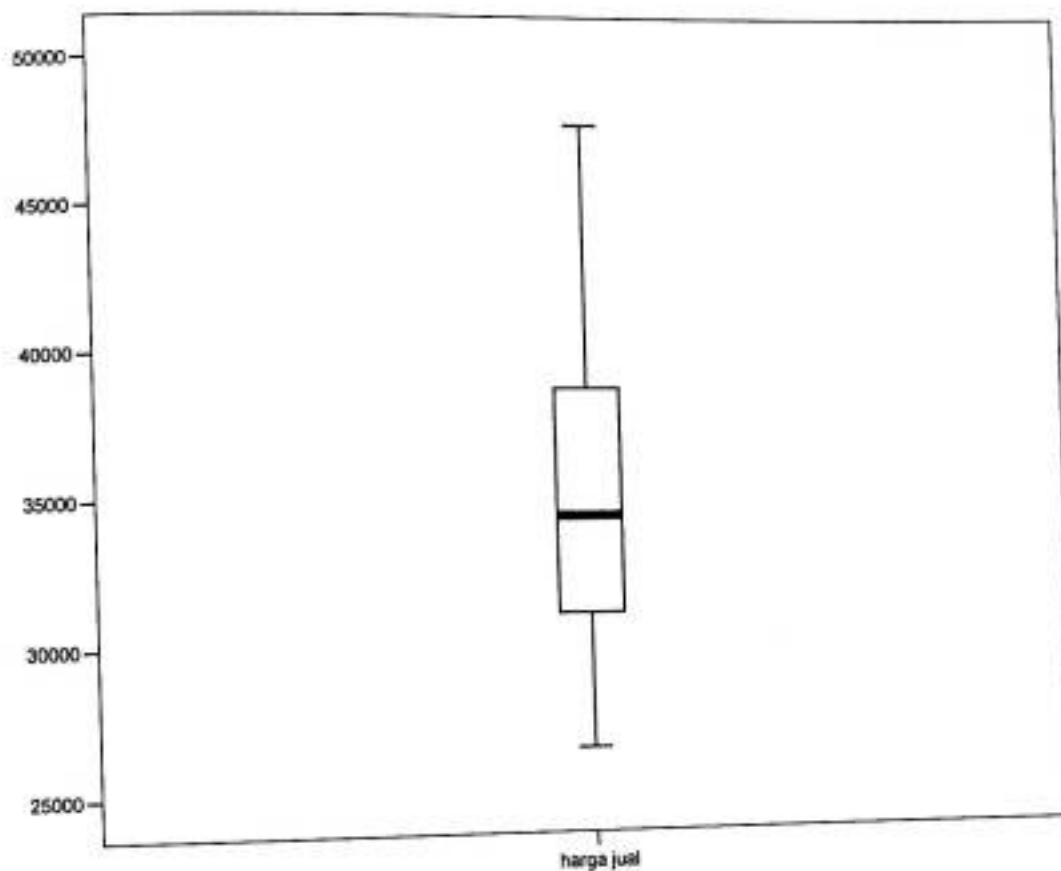
Data yang digunakan pada penelitian ini dapat dideskripsikan sebagai berikut :

Tabel 1. Deskripsi Data

	N	Range	Minimum	Maximum	Mean		Std.	Variance
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Statistic
harga jual	25	21200	26472	47672	35642.80	165.662	328.310	3E+007
harga pokok	25	127	121	248	200.36	9.949	49.745	474.573
biaya produk	25	65	55	120	80.28	3.085	15.423	237.877
Valid N (listw)	25							

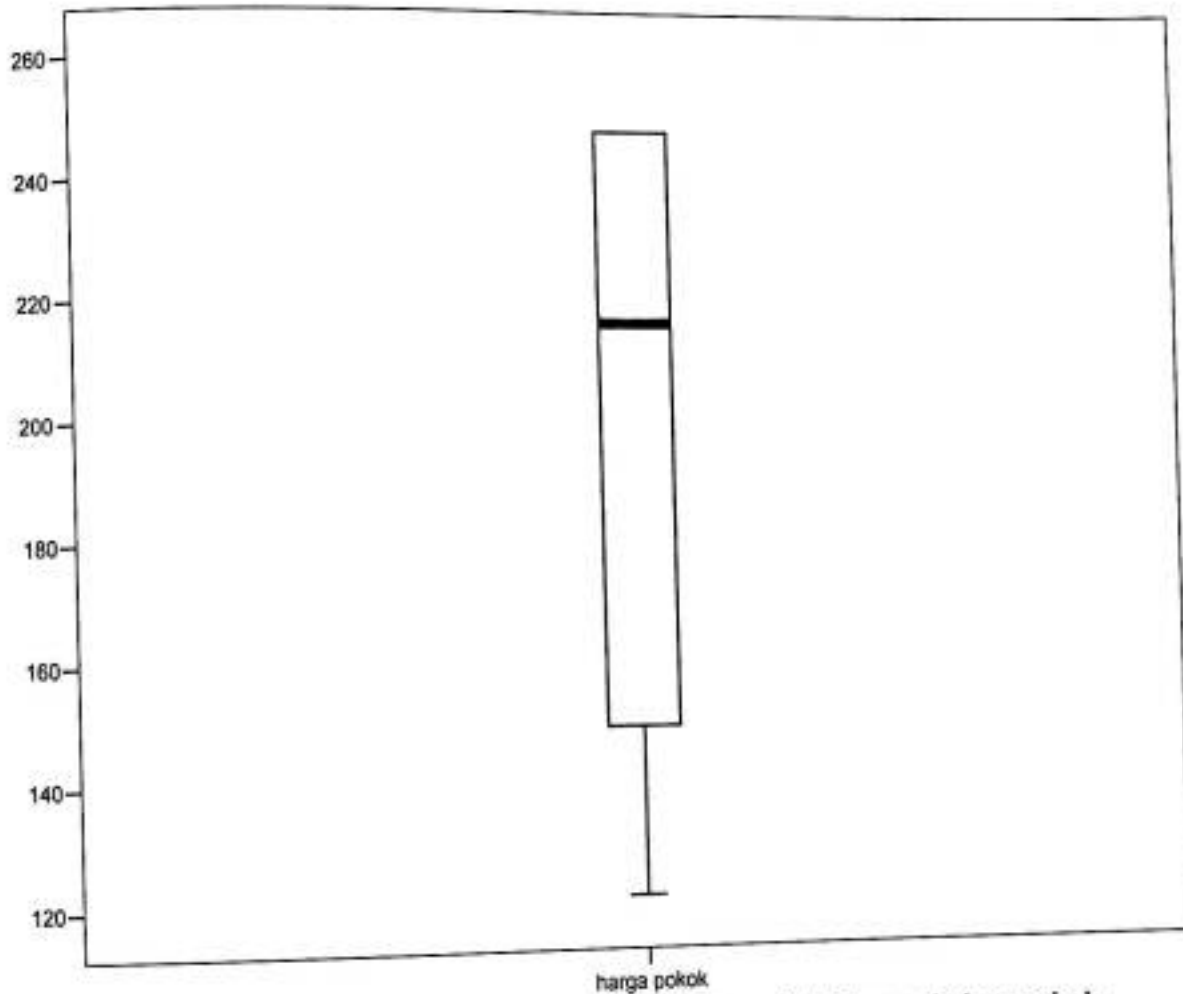
Dari tabel 1 diperoleh jumlah data N sebanyak 25 dengan kata lain untuk semua variabel yang digunakan baik variabel bebas maupun variabel tak bebas atau sering disebut respon jumlah data masing-masing 25. Nilai range yang merupakan jangkauan data, selisih antara nilai maksimum dan nilai minimum untuk semua variabel dapat ditunjukkan pada kolom kedua pada tabel 1. Rata-rata untuk tiap variabel tersebut, yakni 35642.80 untuk variabel harga jual yang merupakan variabel respon dengan standar *error* yaitu 165.662, 200.36 untuk rata-rata variabel bebas, harga pokok dan 80.28 untuk rata-rata variabel biaya produksi yang juga merupakan variabel bebas dengan standar *error* yaitu 3.085. Begitu pula keterangan lainnya mengenai data seperti variansi dan standar deviasi juga dapat diperoleh dari tabel 1.

Untuk keterangan yang lebih jelas mengenai data, dapat ditunjukkan dengan diagram batang dan daun (*boxplot*).



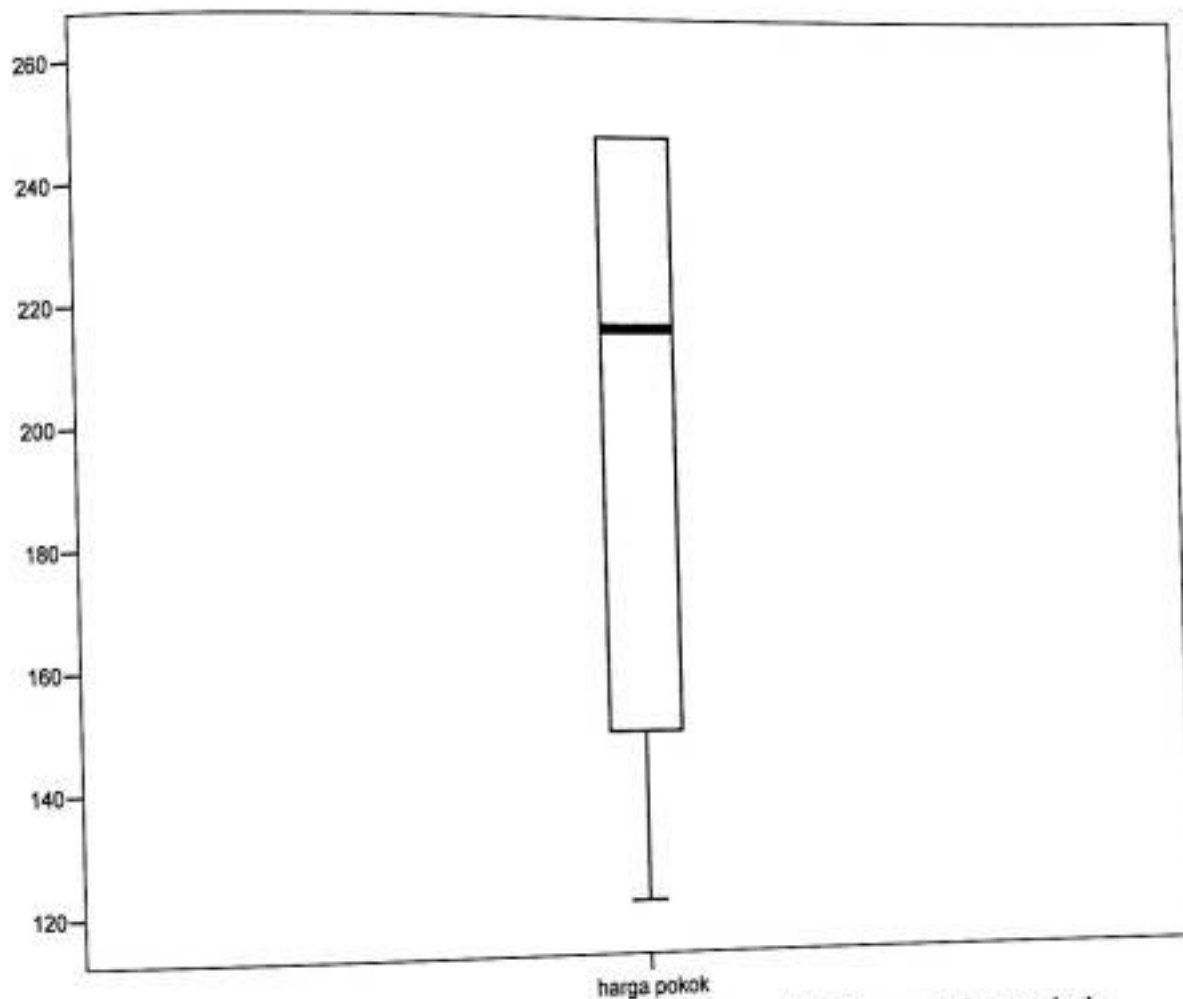
Gambar 6. Diagram batang dan daun untuk variabel harga jual

Nilai median (kuartil kedua) 34359 dengan kuartil pertama 30948,50 dan kuartil ketiga 38789,00 . Dengan nilai median tersebut menunjukkan 50% dari data berada dibawah 34359 dan lainnya berada di atas nilai median. Dari gambar 6, Penyebaran data cenderung seimbang, hal ini ditandai dengan selisih median dan kuartil pertama hampir sama dengan selisih kuartil ketiga dengan median, walaupun jarak nilai minimum dan kuartil pertama cukup besar.



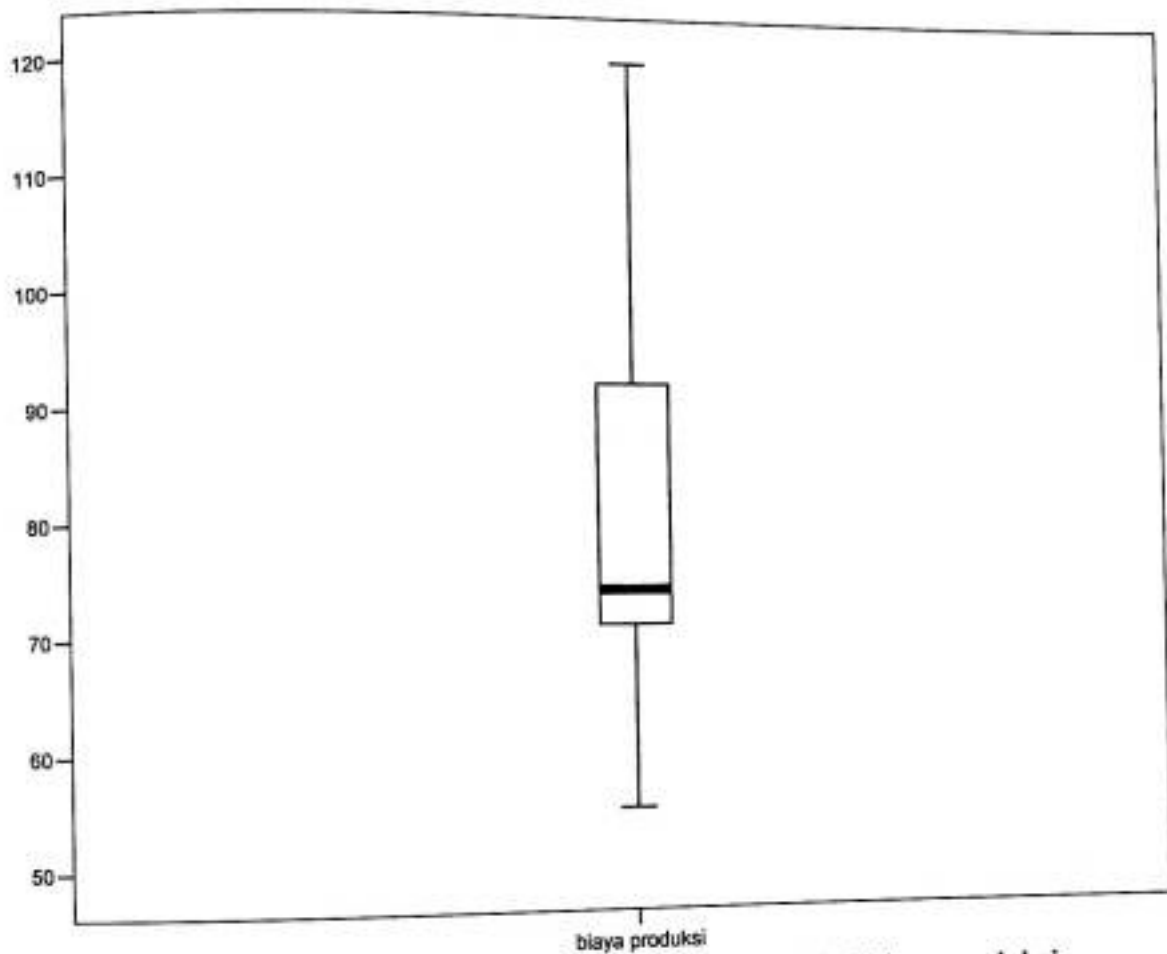
Gambar 7. Diagram batang dan daun untuk variabel harga bahan pokok

Nilai median yang diperoleh 216 dengan kuartil pertama 146.5 dan kuartil ketiga 248. Nilai median tersebut menunjukkan setengah dari jumlah data yang ada memiliki nilai di atas 216. Dari gambar 7, penyebaran data tidak seimbang dapat dilihat dengan membandingkan besarnya jarak median dengan kuartil ketiga dan jarak kuartil ketiga dengan median. Gambar 7 juga menunjukkan bahwa nilai minimum untuk variabel harga pokok sama dengan nilai kuartil pertama.



Gambar 7. Diagram batang dan daun untuk variabel harga bahan pokok

Nilai median yang diperoleh 216 dengan kuartil pertama 146.5 dan kuartil ketiga 248. Nilai median tersebut menunjukkan setengah dari jumlah data yang ada memiliki nilai di atas 216. Dari gambar 7, penyebaran data tidak seimbang dapat dilihat dengan membandingkan besarnya jarak median dengan kuartil ketiga dan jarak kuartil ketiga dengan median. Gambar 7 juga menunjukkan bahwa nilai minimum untuk variabel harga pokok sama dengan nilai kuartil pertama.



Gambar 8. Diagram batang dan daun untuk variabel biaya produksi

Dari data diperoleh nilai kuartil ketiga 92.5 dan nilai kuartil pertama 71 serta nilai median 74, hal ini menunjukkan jangkauan data pada selang kuartil pertama hingga median lebih panjang jika dibandingkan dengan selang kuartil ketiga dengan median sebagaimana yang ditunjukkan pada gambar 8. Gambar 8 juga menunjukkan bahwa penyebaran data tidak seimbang, range data pada median hingga nilai minimum jauh lebih besar dibandingkan range data pada kuartil ketiga hingga median.

4.2 Analisis Data dengan Prosedure Cochran-Orcutt

Tahap pertama

Berdasarkan data yang digunakan pada penelitian, diperoleh persamaan regresi yang menggambarkan hubungan variabel harga jual dengan variabel harga bahan pokok dan variabel biaya produksi sebagaimana yang disajikan berikut :

Tabel 2. Koefisien persamaan regresi

Persamaan	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1 (Constant)	18032.148	4033.670		4.470	.000	9666.828	26397.469
harga pokok	98.318	19.782	.839	4.970	.000	57.293	139.343
biaya produksi	-26.013	63.803	-.068	-.408	.687	-158.333	106.307

Dari tabel 2, diperoleh persamaan regresi $y = 18032.148 + 98.318 x_1 - 26.013 x_2$ dengan x_1 menyatakan variabel harga bahan pokok dan x_2 menyatakan variabel biaya produksi. Persamaan regresi $y = 18032.148 + 98.318 x_1 - 26.013 x_2$ menunjukkan nilai awal untuk harga jual produk perusahaan Braisdell adalah 18032.148 . Nilai koefisien variabel harga pokok sebesar 98.318 menandakan setiap peningkatan harga pokok sebesar satu satuan maka harga jual akan meningkat sebesar 98.318 satuan, demikian pula dengan nilai koefisien biaya produksi -26.013 yang berarti peningkatan biaya produksi sebesar satu satuan dapat menurunkan harga jual sebesar 26.013 satuan.

Tabel 3. Koefisien Determinasi, Variansi dan Durbin Watson

Persamaan	R	R ²	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				Durbin-Watson	
					R Square Change	F Change	df1	df2		Sig. F Change
1	.796(a)	.634	.601	3681.201	.634	19.081	2	22	.000	.294

Dari tabel 3, diperoleh nilai R^2 sebesar 0.634, hal ini berarti bahwa 63.4% persamaan regresi $y = 18032.148 + 98.318 x_1 - 26.013x_2$ dapat menjelaskan data yang digunakan.

Tabel 4. Analisis Variansi

Persamaan		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	517133453.512	2	258566726.756	19.081	.000(a)
	Residual	298127296.488	22	13551240.749		
	Total	815260750.000	24			

Berdasarkan pada tabel 4 dilakukan pengujian hipotesis pada persamaan regresi $y = 18032.148 + 98.318 x_1 - 26.013x_2$

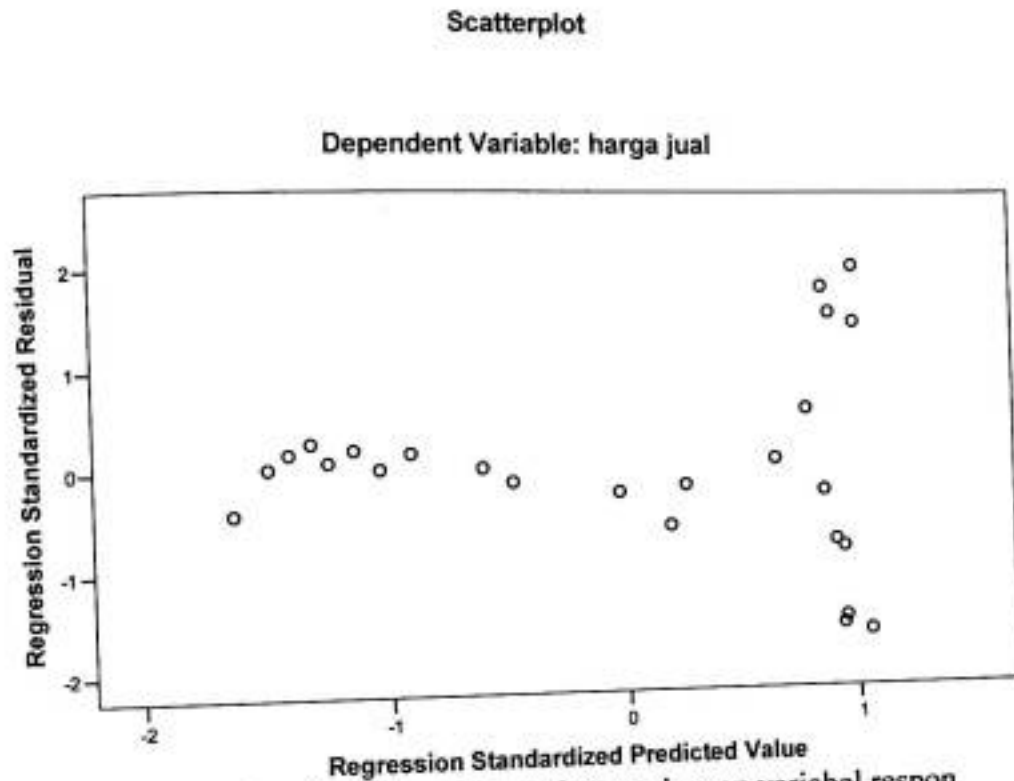
Hipotesis

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1 : \text{Terdapat } \beta_i \neq 0, i = 0,1,2$$

Berdasarkan pada tabel 4 diperoleh nilai F hitung = 19.081 dan Sig. $\alpha = 0.00 < \alpha = 0.05$, sehingga disimpulkan bahwa H_0 ditolak, dengan kata lain hubungan linear variabel harga jual terhadap variabel harga bahan pokok dan variabel biaya produksi yang dinyatakan dengan persamaan regresi $y = 18032.148 + 98.318 x_1 - 26.013x_2$ dapat merepresentasikan hubungan data.

Setelah memperoleh persamaan regresi $y = 18032.148 + 98.318 x_1 - 26.013 x_2$, langkah selanjutnya mendeteksi autokorelasi pada persamaan regresi tersebut. Mendeteksi adanya autokorelasi pada persamaan tersebut dapat dilakukan dengan menggunakan plot antara nilai variabel respon dari persamaan regresi dengan errornya



Gambar 9. Plot *error* : : dengan dugaan variabel respon

Dari gambar 9, plot *error* : : dengan dugaan variabel respon membentuk suatu pola trend, hal ini mengindikasikan adanya autokorelasi pada persamaan regresi tersebut sebagaimana telah dijelaskan sebelumnya. Untuk pendeteksian yang lebih terperinci dapat digunakan statistik Durbin Watson.

Nilai Statistik Durbin Watson yang tercantum dalam tabel 3 sebesar 0.294, selanjutnya dilakukan pengujian hipotesis untuk menentukan adanya autokorelasi pada data.

Hipotesis

$$H_0 : \rho \leq 0$$

$$H_1 : \rho > 0$$

Berdasarkan nilai d_L dan d_U yang diperoleh dari tabel statistik Durbin Watson masing-masing sebesar 1.21 dan 1.55 untuk taraf keberartian sebesar



5%. Dikarenakan nilai $d = 0.294 < d_L = 1.21$ maka dapat disimpulkan bahwa persamaan regresi $y = 18032.148 + 98.318 x_1 - 26.013x_2$ mengandung autokorelasi, lebih tepatnya autokorlasi positif.

Nilai koefisien autokorelasi pada persamaan regresi yang diperoleh dari data dapat ditunjukkan dengan menggunakan rumus berikut :

$$\hat{\rho} = \frac{\sum e_t e_{t-1}}{\sum e_{t-1}^2} = 0.891$$

Tahap kedua

Dengan adanya autokorelasi pada persamaan regresi $y = 18032.148 + 98.318 x_1 - 26.013x_2$, maka persamaan regresi tersebut perlu ditransformasi sebagaimana yang telah dijelaskan sebelumnya pada prosedur Cochrane-Orcutt. Dari transformasi persamaan regresi tersebut diperoleh persamaan regresi yang baru yang ditunjukkan dalam tabel berikut :

Tabel 5. Koefisien Persamaan Regresi

Persamaan	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1 (Constant)	16840.4	1887.723		2.089	.030	-3757.335	4094.134
harga_pokok	159.676	68.078	.450	2.345	.039	18.101	301.251
biaya_produk	-25.901	28.809	-.172	-.899	.379	-85.813	34.011

Dari tabel 5, diperoleh persamaan regresi $y = 16840.4 + 159.676 x_1 - 25.901 x_2$. Persamaan regresi $y = 16840.4 + 159.676 x_1 - 25.901x_2$ menunjukkan nilai awal untuk harga jual produk perusahaan Braidell adalah 16840.4 . Nilai koefisien variabel harga pokok sebesar 159.676 menandakan setiap peningkatan harga pokok sebesar satu satuan maka harga jual akan meningkat sebesar 159.676

satuan, demikian pula dengan nilai koefisien biaya produksi -25.901 yang berarti peningkatan biaya produksi sebesar satu satuan dapat menurunkan harga jual sebesar 25.901 satuan.

Tabel 6. Koefisien Determinasi, Variansi dan Durbin Watson

Model	R	R ²	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics					Durbin-Watson
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	.701(a)	.628	.601	1960.99031	.628	13.097	2	21	.026	1.009

Dari tabel 6, diperoleh nilai R² sebesar 0.628, hal ini berarti bahwa 62.8% persamaan regresi $y = 16840.4 + 159.676 x_1 - 25.901x_2$ dapat menjelaskan data yang digunakan.

Tabel 7. Analisis Variansi

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	23817636.424	2	11908818.212	13.097	.026(a)
	Residual	80755142.943	21	3845482.997		
	Total	104572779.367	23			

Berdasarkan pada tabel 7 dilakukan pengujian hipotesis pada persamaan regresi $y = 16840.4 + 159.676 x_1 - 25.901x_2$.

Hipotesis

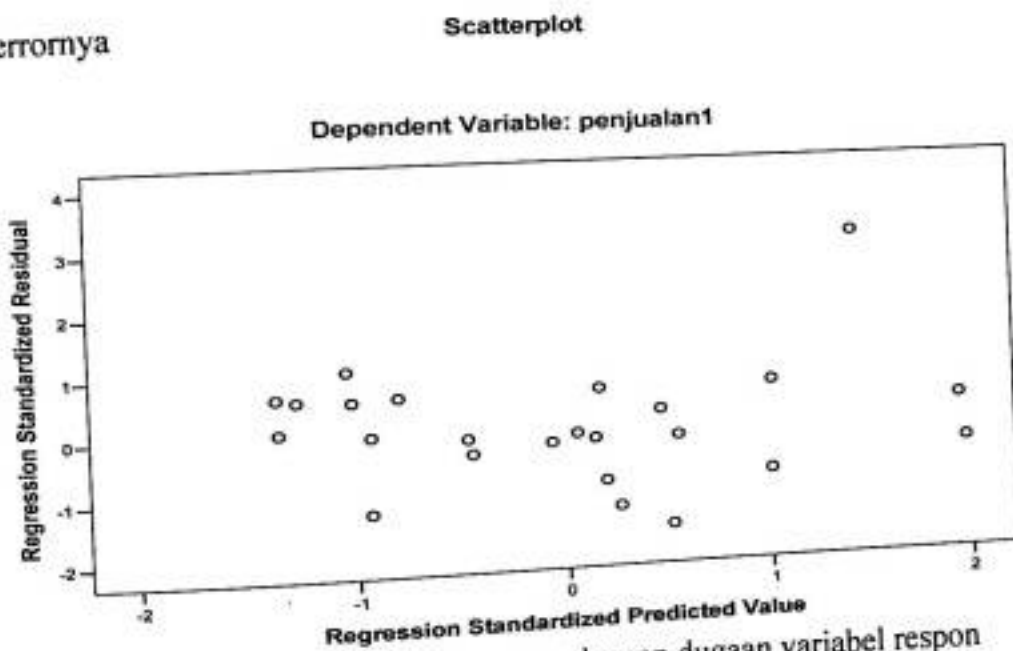
$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1 : \text{Terdapat } \beta_i \neq 0, i = 0,1,2$$

Berdasarkan pada tabel 7 diperoleh $\text{Sig. } \alpha = 0.026 < \alpha = 0.05$, sehingga disimpulkan bahwa H_0 ditolak, dengan kata lain hubungan linear variabel harga jual terhadap variabel harga bahan pokok dan variabel biaya produksi yang

dinyatakan dengan persamaan regresi $y = 16840.4 + 159.676 x_1 - 25.901x_2$ dapat merepresentasikan hubungan data.

Setelah memperoleh persamaan regresi $y = 16840.4 + 159.676 x_1 - 25.901x_2$, langkah selanjutnya mendeteksi autokorelasi pada persamaan regresi tersebut. Mendeteksi adanya autokorelasi pada persamaan tersebut dapat dilakukan dengan menggunakan plot antara nilai variabel respon dari persamaan regresi dengan errornya



Gambar 10. Plot error dengan dugaan variabel respon

Dari gambar 10, plot error dengan dugaan variabel respon membentuk suatu pola trend yang agak acak, hal ini mengindikasikan adanya autokorelasi pada persamaan regresi tersebut sebagaimana telah dijelaskan sebelumnya. Untuk pendeteksian yang lebih terperinci dapat digunakan statistik Durbin Watson.

Nilai Statistik Durbin Watson yang tercantum dalam tabel 6 sebesar 1.009, selanjutnya dilakukan pengujian hipotesis untuk menentukan adanya autokorelasi pada data.

Hipotesis

$$H_0 : \rho \leq 0$$

$$H_1 : \rho > 0$$

Berdasarkan nilai d_L dan d_U yang diperoleh dari tabel statistik Durbin Watson masing-masing sebesar 1.19 dan 1.55 untuk taraf keberartian sebesar 5%. Dikarenakan nilai $d = 1.009 < d_L = 1.19$ maka dapat disimpulkan bahwa persamaan regresi $y = 16840.4 + 159.676 x_1 - 25.901x_2$ mengandung autokorelasi, lebih tepatnya autokorlasi positif.

Nilai koefisien autokorelasi pada persamaan regresi yang diperoleh dari data dapat ditunjukkan dengan menggunakan rumus berikut :

$$\hat{\rho} = \frac{\sum e_t e_{t-1}}{\sum e_{t-1}^2} = 0.941$$

Tahap ketiga

Persamaan regresi hasil transformasi $y = 16840.4 + 159.676 x_1 - 25.901 x_2$ menunjukkan adanya korelasi diantara variabel *error term*, maka persamaan regresi tersebut perlu ditransformasi lagi sebagaimana yang telah dijelaskan sebelumnya pada prosedur Cochrane-Orcutt. Dari transformasi persamaan regresi tersebut diperoleh persamaan regresi yang baru yang ditunjukkan dalam tabel berikut :

Tabel 8. Konstanta Persamaan Regresi

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1 (Constant)	15173.5	537.583		2.13	.047	-1316.553	926.206
harga_pokok2	161.280	148.354	.311	1.438	.046	-96.182	522.742
biaya_produk2	-14.268	20.334	-.152	-.702	.491	-56.685	28.149

Dari tabel 8, diperoleh persamaan regresi $y = 15173.5 + 161.28 x_1 - 14.268 x_2$. Persamaan regresi $y = 15173.5 + 161.28 x_1 - 14.268 x_2$ menunjukkan nilai awal untuk harga jual produk perusahaan Braisdell adalah = 15173.5. Nilai koefisien variabel harga pokok sebesar 161.28 menandakan setiap peningkatan harga pokok sebesar satu satuan maka harga jual akan meningkat sebesar 161.28 satuan, demikian pula dengan nilai koefisien biaya produksi -14.268 yang berarti peningkatan biaya produksi sebesar satu satuan dapat menurunkan harga jual sebesar 14.268 satuan.

Tabel 9. Koefisien Determinasi, Variansi dan Durbin Watson

Model	R	R ²	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics					Durbin-Watson
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	.686(a)	.549	.508	2191.50834	.549	10.751	2	20	.041	2.449

Dari tabel 9, diperoleh nilai R² sebesar 0.549, hal ini berarti bahwa 54.9% persamaan regresi $y = 15173.5 + 161.28 x_1 - 14.268 x_2$ dapat menjelaskan data yang digunakan. Standar error term yang dimiliki sebesar 2191.50834, semakin kecil error term yang diperoleh maka semakin baik persamaan regresi dalam merepresentasikan data.

Tabel 10. Analisis Variansi

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	16807596.673	2	8403798.336	10.751	.041(a)
	Residual	96054175.730	20	802708.787		
	Total	112861772.403	22			

Berdasarkan pada tabel 10 dilakukan pengujian hipotesis pada persamaan regresi $y = 15173.5 + 161.28 x_1 - 14.268 x_2$ untuk melihat kelayakan persamaan regresi ini terhadap data

Hipotesis

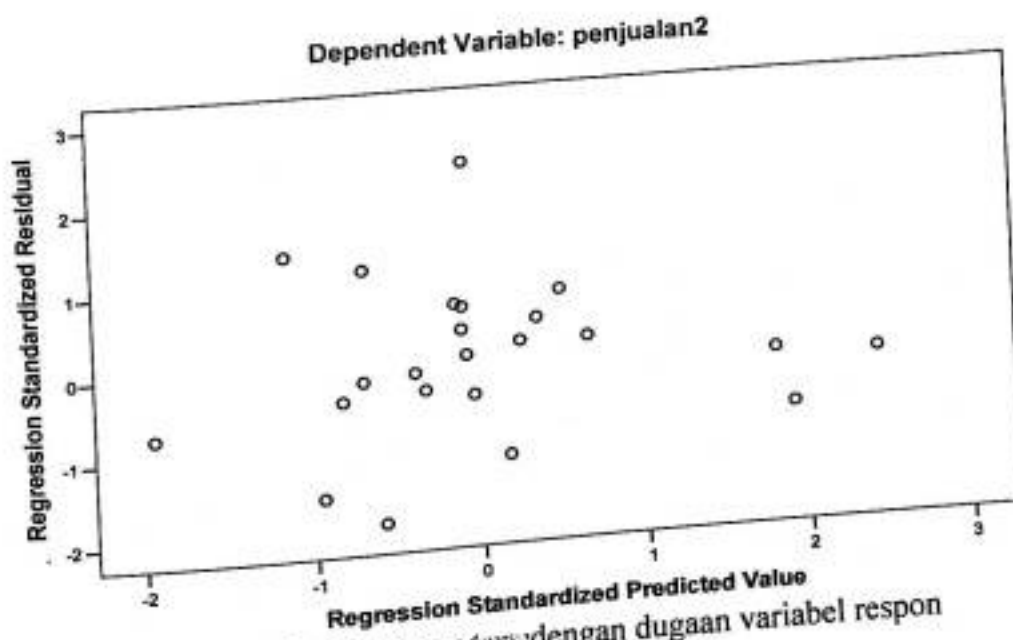
$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1 : \text{Terdapat } \beta_i \neq 0, i = 0,1,2$$

Berdasarkan pada tabel 10 diperoleh $\text{Sig.}\alpha = 0.41 < \alpha = 0.05$, sehingga disimpulkan bahwa H_0 ditolak, dengan kata lain hubungan linear variabel harga jual terhadap variabel harga bahan pokok dan variabel biaya produksi yang dinyatakan dengan persamaan regresi $y = 15173.5 + 161.28 x_1 - 14.268x_2$ dapat merepresentasikan hubungan data.

Setelah memperoleh persamaan regresi $y = 15173.5 + 161.28 x_1 - 14.268 x_2$, langkah selanjutnya mendeteksi autokorelasi pada persamaan regresi tersebut. Mendeteksi adanya autokorelasi pada persamaan tersebut dapat dilakukan dengan menggunakan plot antara nilai variabel respon dari persamaan regresi dengan errornya

Scatterplot



Gambar 11. Plot error terdistribusi dengan dugaan variabel respon

Dari gambar 11, plot *error* \hat{e}_t dengan dugaan variabel respon tidak membentuk suatu pola tertentu (acak), hal ini mengindikasikan tidak adanya autokorelasi pada persamaan regresi tersebut sebagaimana telah dijelaskan sebelumnya. Untuk pendeteksian yang lebih terperinci dapat digunakan statistik Durbin Watson.

Nilai Statistik Durbin Watson yang tercantum dalam tabel 9 sebesar 2.449, selanjutnya dilakukan pengujian hipotesis untuk menentukan adanya autokorelasi pada data.

Hipotesis

$$H_0 : \rho \leq 0$$

$$H_1 : \rho > 0$$

Berdasarkan nilai d_L dan d_U yang diperoleh dari tabel statistik Durbin Watson masing-masing sebesar 1.17 dan 1.54 untuk taraf keberartian sebesar 5%. Dikarenakan nilai $d = 2.449 > d_U = 1.55$ maka dapat disimpulkan bahwa persamaan regresi $y = 15173.5 + 161.28 x_1 - 14.268x_2$ yang tidak mengandung autokorelasi.

B A B V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Beberapa kesimpulan yang dapat diperoleh dari penelitian ini sebagai berikut :

1. Setelah melalui Prosedur Cochrane-Orcutt untuk mendapatkan persamaan regresi yang tidak mengandung autokorelasi urutan pertama, dilakukan iterasi sebanyak 3 kali.
2. Melalui uji Durbin Watson, Persamaan regresi yang tidak mengandung autokorelasi adalah $y = 15173.5 + 161.28 x_1 - 14.268x_2$ yang menunjukkan nilai awal untuk harga jual produk perusahaan Braisdell adalah 15173.5 . Nilai koefisien variabel harga pokok sebesar 161.28 menandakan setiap peningkatan harga pokok sebesar satu satuan maka harga jual akan meningkat sebesar 161.28 satuan, demikian pula dengan nilai koefisien biaya produksi -14.268 yang berarti peningkatan biaya produksi sebesar satu satuan dapat menurunkan harga jual sebesar 14.268 satuan.

5.2 Saran

Adapun saran kami dalam penelitian ini sebagai berikut :

1. Dalam penyelesaian masalah autokorelasi pada suatu persamaan regresi dapat menggunakan metode lainnya seperti metode AR, dan Hildren Lu.

2. Penyelesaian persamaan yang mengandung autokorelasi tidak hanya melibatkan *error term* satu periode sebelumnya, namun dapat juga memperhatikan *error term* dua periode sebelumnya atau seterusnya.

DAFTAR PUSTAKA



- Jhon Neter. 1990. " *Applied Linear Statistical Model* " . Donnelley and Sons Company, Boston Amerika.
- Sarwoko. 2002. " *Dasar-dasar Ekonometrika* ". ANDI yogyakarta. Yogyakarta
- Sembiring, R.K. 1995. " *Analisis Regresi* ". ITB, Bandung.
- Soegyantoro Mangkuatmojo. 2004. " *Statistika Lanjutan* " . Rineka Cipta, Jakarta.
- Supranto, J. 1983. " *Ekonometrik* " . Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia, Jakarta.

LAMPIRAN

Data yang digunakan pada penelitian ini sebagaimana yang terdapat dibawah ini dengan y adalah harga jual perusahaan Braisdell, x_1 adalah harga bahan pokok dan x_2 adalah biaya produksi yang dibutuhkan

y	x_1	x_2
26472	121	72
28770	128	73
29681	132	73
30481	136	72
30111	139	71
31052	144	71
30845	149	71
32012	153	63
32846	165	55
32909	176	74
34593	194	61
34359	208	75
36161	216	93
38892	228	69
46278	240	76
47672	248	82
45462	248	101
45599	248	82
41368	248	120
38686	248	107
37072	248	98
36968	248	92
34348	248	72
34058	248	93
34375	248	91