Belajar Olah Data dengan EViews

Prana Ugiana Gio

USU Press

Art Design, Publishing & Printing

Gedung F, Pusat Sistem Informasi (PSI) Kampus USU Jl. Universitas
No. 9 Medan 20155, Indonesia

Telp. 061-8213737; Fax 061-8213737

usupress.usu.ac.id

© USU Press 2015

Hak cipta dilindungi oleh undang-undang; dilarang memperbanyak
menyalin, merekam sebagian atau seluruh bagian buku ini dalam bahasa
atau bentuk apapun tanpa izin tertulis dari penerbit.

ISBN 979 458 790 7

Perpustakaan Nasional: Katalog Dalam Terbitan (KDT)

Penulis

Belajar Olah Data dengan Eviews / Prana Ugiana Gio --Medan:
USU Press 2015.

v, 62 p. ; illus.: 24 cm

Bibliografi

ISBN: 979-458-790-7

Dicetak di Medan, Indonesia

KATA PENGANTAR

Ahamdulillah, puji syukur atas kehadiran Allah SWT, karena atas izin-Nya, penulis dapat terus mempertahankan semangat untuk menulis, dan akhirnya dapat menyelesaikan buku ini. Hadirnya buku ini, tidak semata-mata atas usaha penulis sendiri, melainkan atas izin-Nya. Sungguh suatu kebahagiaan bagi penulis bisa berbagi sebagian kecil ilmu pengetahuan milik-Nya melalui buku yang berjudul “**Belajar Olah Data dengan EViews**”.

Dalam buku ini, membahas secara ringkas teori-teori mengenai regresi linear berganda dan regresi data panel, serta diberikan langkah-langkah dalam menggunakan *software* EViews 7. Dengan hadirnya buku ini semoga mempermudah bagi mahasiswa yang sedang menyelesaikan tugas akhir, skripsi, tesis, atau disertasi, yang mensyaratkan penggunaan *software* EViews dalam pengolahan data, yang mana menggunakan regresi linear berganda atau regresi data panel.

Ucapan terima kasih penulis sampaikan kepada semua pihak yang telah membantu dalam rangka penyelesaian buku ini. Penulis menyadari bahwa buku ini tentunya masih perlu perbaikan, sehingga penulis mengharapkan kritik dan saran yang membangun dari para pembaca agar buku ini dapat menjadi lebih baik. Kritik dan saran dapat ditujukan ke alamat email gioprana89@gmail.com atau website www.olahdatamedan.com.

Medan, April 2015

Prana Ugiana Gio

“Ikatlah Ilmu dengan Menuliskannya”

~Ali bin Abi Thalib r.a.~

*“Tinggalkan Jejakmu dalam Suatu Karya
yang Bermanfaat”*

~Prana Ugiana Gio~

DAFTAR ISI

Kata Pengantar	
Daftar Isi	

Bab 1. PERNAK PERNIK STATISTIK1

Pendekatan Nilai Probabilitas (P-Value) dan Nilai Kritis (<i>Critical Value</i>) dalam Pengambilan Keputusan terhadap Hipotesis	1
Distribusi Populasi (<i>Population Distribution</i>)	3
Distribusi Sampling Rata-Rata Sampel $\bar{x}$ (<i>Sampling Distribution of $\bar{x}$</i>)	4
Rata-Rata dari Distribusi Sampling $\bar{x}$	6
Standar Deviasi dari Distribusi Sampling $\bar{x}$	7
Bentuk Distribusi Sampling dari Rata-Rata $\bar{x}$	13
Referensi	17

Bab 2. REGRESI LINEAR BERGANDA18

Sekilas Regresi Linear Berganda	18
Mengukur Kecocokkan Model Regresi Linear Berganda terhadap Data dengan Koefisien Determinasi (r^2)	20
Menguji Signifikansi Kecocokkan Model Regresi Linear Berganda terhadap Data dengan Uji F	20
Uji Signifikansi Koefisien Regresi Secara Individu dengan Uji t	22
Contoh Kasus dalam Regresi Linear Berganda	23
Asumsi-Asumsi dalam Regresi Linear Berganda	26
Asumsi Normalitas	26
Multikolinearitas	28

Asumsi Non-Autokorelasi	31
Asumsi Homoskedastisitas	32
Penyelesaian Dalam Eviews	36
Interpretasi Output Eviews	54
Referensi	62
Bab 3. REGRESI DATA PANEL	63
Sekilas Mengenai Data Cross-Section, Data Time Series, dan Data Panel.....	63
Keuntungan Menggunakan Data Panel	65
Estimasi Model Regresi Data Panel (<i>Pendekatan Fixed Effects</i>)	66
Model Regresi Data Panel dengan Intersep dan Koefisien-Koefisien Kemiringan Konstan	66
Model Regresi Data Panel dengan Intersep Bervariasi sepanjang Unit Cross-Sectional, namun Koefisien-Koefisien Kemiringan Konstan (Fixed Effects Model)	67
Estimasi Model Regresi Data Panel (<i>Pendekatan Random Effects</i> (<i>REM</i>))	68
Pemilihan Model antara FEM (<i>Fixed Effects Model</i>) dan CEM (Common Effects Model)	69
Pemilihan Model antara FEM (<i>Fixed Effects Model</i>) dan ECM (<i>Error</i> <i>Component Model</i>)	70
Penyelesaian Dalam Eviews	73
Referensi	90

Bab 1

PERNAK PERNIK STATISTIK

Pendekatan Nilai Probabilitas (P-Value) dan Nilai Kritis (Critical Value) dalam Pengambilan Keputusan terhadap Hipotesis

Penentuan dalam pengambilan keputusan terhadap hipotesis dapat digunakan pendekatan nilai kritis (*critical value approach*) atau pendekatan nilai probabilitas (*probability value approach*). Perlu diperhatikan bahwa pendekatan nilai kritis dan pendekatan nilai probabilitas tidak saling berbeda. Mann dan Christopher (2011:391) menyatakan sebagai berikut.

“Note that two approaches—the p-value approach and the critical-value approach—are not mutually exclusive”.

Dalam pendekatan nilai probabilitas (*p-value*), jika nilai probabilitas (*p-value*) lebih besar atau sama dengan tingkat signifikansi (α), maka hipotesis nol (H_0) diterima. Namun jika nilai probabilitas (*p-value*) lebih kecil dibandingkan tingkat signifikansi, maka hipotesis nol ditolak. Mann dan Christopher (2011:391) menyatakan sebagai berikut.

“Using p-value approach, we reject the null hypothesis if

$$p\text{-value} < \alpha \text{ or } \alpha > p\text{-value},$$

and we do not reject the null hypothesis if

$$p\text{-value} \geq \alpha \text{ or } \alpha \leq p\text{-value”}.$$

Untuk uji satu sisi (*one-tailed test*), nilai probabilitas (*p-value*) dapat direpresentasikan sebagai luas pada sisi (*tail*) dari kurva distribusi sampling di luar (*beyond*) dari nilai statistik sampel (*value of statistic sample*). Pada Gambar 1.1, nilai probabilitas (*p-value*) menunjukkan luas pada sisi dari kurva distribusi sampling di sebelah kanan dari nilai rata-rata sampel teramati ($\bar{x}$).

Untuk uji dua sisi (*two-tailed test*), nilai probabilitas (*p-value*) dapat direpresentasikan sebagai dua kali luas pada bagian sisi (*tail*) dari kurva distribusi sampling di luar (*beyond*) dari nilai statistik sampel (*value of statistic sample*). Pada Gambar 1.2 menunjukkan nilai probabilitas (*p-value*) untuk uji dua sisi (*two-tailed test*).

Gambar 1.1

Gambar 1.2

Dalam pendekatan nilai kritis (*critical-value approach*), nilai tingkat signifikansi (α) ditentukan lebih dahulu sebelum menghitung nilai kritis. Nilai dari tingkat signifikansi dapat direpresentasikan sebagai luas total daerah penolakan hipotesis nol (Mann dan Christopher, 2011:394). Pada kasus distribusi normal (standar), nilai kritis normal (z_{kritis}) dihitung berdasarkan tabel distribusi normal pada suatu tingkat signifikansi tertentu. Selanjutnya menghitung nilai statistik dari uji z atau z_{hitung} berdasarkan nilai rata-rata sampel $\bar{x}$ yang diamati. Untuk uji dua sisi (*two-tailed test*), daerah penerimaan dan penolakan hipotesis nol digambarkan sebagai berikut.

Gambar 1.3

Jika $z_{hitung} > +z_{kritis}$, maka hipotesis nol ditolak dan hipotesis alternatif diterima atau jika $z_{hitung} < -z_{kritis}$, maka hipotesis nol ditolak dan hipotesis alternatif diterima. Namun jika $-z_{kritis} \leq z_{hitung} \leq +z_{kritis}$, maka hipotesis nol diterima dan hipotesis alternatif ditolak. Atau dapat juga dinyatakan

$$\begin{aligned} \text{Jika } |z_{hitung}| &\leq |z_{kritis}|, \text{ maka } H_0 \text{ diterima, } H_1 \text{ ditolak.} \\ \text{Jika } |z_{hitung}| &> |z_{kritis}|, \text{ maka } H_0 \text{ ditolak, } H_1 \text{ diterima.} \end{aligned}$$

Distribusi Populasi (Population Distribution)

Distribusi populasi dapat diartikan sebagai distribusi probabilitas dari data populasi. Andaikan dalam suatu kelas hanya terdiri lima mahasiswa jurusan matematika. Berikut disajikan nilai ujian matakuliah kalkulus dari lima mahasiswa tersebut.

70, 75, 80, 80, 90

Andaikan x menyatakan nilai ujian matakuliah kalkulus dan $P(x)$ menyatakan probabilitas dari suatu nilai ujian matakuliah kalkulus. Berikut disajikan distribusi probabilitas dari data populasi nilai ujian matakuliah kalkulus (Tabel 1.1).

Tabel 1.1 Distribusi Probabilitas dari Data Populasi Nilai Ujian Kalkulus

x	$P(x)$
70	0.2
75	0.2
80	0.4
90	0.2
$\sum P(x) = 1$	

Nilai rata-rata dan standar deviasi berdasarkan data pada Tabel 1.1 dihitung sebagai berikut.

$$\mu = \frac{70 + 75 + 80 + 80 + 90}{5} = 79$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{(70 - 79)^2 + (75 - 79)^2 + \dots + (90 - 79)^2}{5}} = 6,633.$$

Perhatikan bahwa μ dan σ merupakan nilai-nilai parameter populasi. Parameter dapat diartikan sebagai suatu nilai atau ukuran yang dihitung berdasarkan populasi.

Distribusi Sampling Rata-Rata Sampel $\bar{x}$ (Sampling Distribution of $\bar{x}$)

Berbeda dengan statistik deskriptif yang rangkaian pengerjaannya meliputi mengorganisasi (*organizing*), menampilkan (*displaying*), dan menjelaskan data dengan menggunakan tabel, grafik, serta ukuran-ukuran seperti rata-rata, median, serta modus, pada statistik inferensi sampai pada tahap pengambilan keputusan atau prediksi mengenai populasi berdasarkan sampel yang diteliti. Konsep mengenai distribusi sampling memberikan teori yang penting dalam prosedur-prosedur statistik inferensi.

Daniel (2005:129) menyatakan sebagai berikut.

“Sampling distributions serve two purposes: (1) they allow us to answer probability questions about sample statistics, and (2) they provide the necessary theory for making statistical inference procedures valid”.

Nilai dari parameter suatu populasi bersifat konstan. Dalam hal ini, untuk setiap data populasi hanya memiliki satu nilai rata-rata populasi μ . Namun hal ini belum tentu berlaku untuk rata-rata sampel $\bar{x}$. Sampel-sampel yang ditarik dari populasi yang sama dan dengan ukuran yang sama dapat menghasilkan nilai rata-rata sampel yang berbeda-beda. Jadi, nilai rata-rata sampel bergantung pada nilai-nilai yang berada dalam sampel tersebut. Oleh karena itu, rata-rata sampel $\bar{x}$ bersifat variabel acak (*random variable*). Sebagaimana pada variabel acak, maka rata-rata sampel $\bar{x}$ memiliki distribusi probabilitas. Distribusi probabilitas $\bar{x}$ sering disebut dengan istilah **distribusi sampling dari $\bar{x}$** . Ukuran-ukuran statistik lainnya seperti median, modus, dan standar deviasi juga memiliki distribusi sampling (Mann dan Christopher, 2011:302).

Pada pembahasan sebelumnya mengenai “Distribusi Populasi”, diketahui data populasi

70, 75, 80, 80, 90.

Andaikan masing-masing nilai diberi kode huruf sebagai berikut.

$V = 70$, $W = 75$, $X = 80$, $Y = 80$, dan $Z = 90$.

Maka, V, W, X, Y, dan Z merupakan kode-kode huruf yang menyatakan kelima nilai ujian matakuliah kalkulus. Kemudian misalkan akan diambil sampel yang terdiri tiga nilai tanpa pengembalian (*without replacement*). Maka banyaknya kemungkinan sampel yang terambil sebagai berikut.

$$C_3^5 = \frac{5!}{(5-3)!3!} = \frac{5.4.3.2.1}{(2.1)(3.2.1)} = 10 \text{ kemungkinan sampel}$$

VWX, VWY, VWZ, VXY, VXZ, VYZ, WXY, WXZ, WYZ, XYZ

Perhatikan bahwa terdapat 10 kemungkinan sampel. Sampel VWX berarti mengandung nilai 70, 75, dan 80, sampel WYZ berarti mengandung nilai 75, 80, dan 90, dan seterusnya. Tabel 1.2 menyajikan sampel-sampel yang mungkin terambil beserta penghitungan nilai rata-rata.

Tabel 1.2 Sampel-Sampel yang Mungkin Terambil beserta Nilai Rata-Rata

Sampel	Nilai-Nilai dalam Sampel			$\bar{x}$
VWX	70	75	80	75
VWY	70	75	80	75
VWZ	70	75	90	78.33
VXy	70	80	80	76.67
VXZ	70	80	90	80
VYZ	70	80	90	80
WXY	75	80	80	78.33
WXZ	75	80	90	81.67
WYZ	75	80	90	81.67
XYZ	80	80	90	83.33

Berdasarkan Tabel 1.2, selanjutnya dibentuk tabel distribusi frekuensi dan frekuensi relatif berdasarkan nilai rata-rata sampel (Tabel 1.3). Tabel 1.4 menyajikan distribusi sampling dari rata-rata sampel $\bar{x}$ berdasarkan data pada Tabel 1.2.

Tabel 1.3 Distribusi Frekuensi dan Frekuensi Relatif Berdasarkan Nilai Rata-Rata Sampel

$\bar{x}$	f	Frekuensi Relatif
75	2	0.2
76.67	1	0.1
78.33	2	0.2
80	2	0.2
81.67	2	0.2
83.33	1	0.1
Jumlah	10	1

Tabel 1.4 Distribusi Sampling dari $\bar{x}$ dengan Ukuran Sampel sebanyak 3

$\bar{x}$	$P(x)$
75	0.2
76.67	0.1
78.33	0.2
80	0.2
81.67	0.2
83.33	0.1
$\sum P(x) = 1$	

Tabel 1.4 menyajikan distribusi probabilitas dari rata-rata sampel $\bar{x}$. Sebagai contoh probabilitas untuk memperoleh sampel yang memiliki nilai rata-rata 81,67 sebesar 0,2. Atau dapat dinyatakan

$$P(\bar{x} = 81.67) = 0.20.$$

Rata-Rata dari Distribusi Sampling $\bar{x}$

Rata-rata dari distribusi sampling $\bar{x}$ (*mean of the sampling distribution of $\bar{x}$*) atau rata-rata dari $\bar{x}$ dilambangkan dengan $\mu_{\bar{x}}$. Berdasarkan Tabel 1.2, berikut akan dihitung rata-rata dari distribusi sampling $\bar{x}$ serta rata-rata populasinya.

$$\mu_{\bar{x}} = \frac{75 + 75 + 78,33 + \dots + 83,33}{10} = 79$$

$$\mu = \frac{70 + 75 + 80 + 80 + 90}{5} = 79.$$

Perhatikan bahwa berdasarkan perhitungan diperoleh $\mu_{\bar{x}} = 79$ dan $\mu = 79$. Mann dan Christopher (2011:307) menyatakan sebagai berikut.

“The mean of the sampling distribution of $\bar{x}$ is always equal to the mean of the population. Thus, $\mu_{\bar{x}} = \mu$ ”.

Rata-rata sampel $\bar{x}$ disebut juga sebagai *estimator* atau penduga terhadap rata-rata populasi μ . Suatu statistik dikatakan sebagai estimator tak-bias atau *unbiased estimator* jika nilai rata-rata dari distribusi sampling statistik tersebut sama dengan nilai parameter tertentu. Perhatikan bahwa statistik rata-rata sampel $\bar{x}$ merupakan estimator tak-bias dari parameter rata-rata populasi (μ),

karena nilai rata-rata dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ selalu sama dengan rata-rata populasi, yakni

$$\mu_{\bar{x}} = \mu.$$

Standar Deviasi dari Distribusi Sampling $\bar{x}$

Diketahui pada pembahasan sebelumnya bahwa rata-rata dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ dilambangkan dengan simbol $\mu_{\bar{x}}$, sedangkan rata-rata populasi dilambangkan dengan simbol μ . Standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ dilambangkan dengan simbol $\sigma_{\bar{x}}$, sedangkan standar deviasi populasi dilambangkan dengan simbol σ . Pada pembahasan sebelumnya diketahui bahwa rata-rata dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ sama dengan rata-rata populasi μ , yakni

$$\mu_{\bar{x}} = \mu.$$

Namun pada standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ tidak sama dengan standar deviasi populasi (kecuali jika $n = 1$). Sebagai contoh untuk kasus $n = 1$, misalkan suatu populasi terdiri dari tiga angka, yakni 1, 2, 3. Misalkan dari populasi yang terdiri dari tiga angka tersebut, akan diambil sampel yang terdiri atas satu angka. Maka sampel-sampel yang mungkin adalah

$$1 \quad 2 \quad 3.$$

Diketahui rata-rata dari setiap sampel tersebut adalah

$$1 \quad 2 \quad 3.$$

Maka rata-rata dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ tersebut adalah

$$\mu_{\bar{x}} = \frac{1 + 2 + 3}{3} = 2.$$

Sedangkan standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ tersebut adalah

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{(1-2)^2 + (2-2)^2 + (3-2)^2}{3}} = 0,8165,$$

yang mana

$$\sigma_{\bar{x}} = \sigma \quad (\text{ketika } n = 1).$$

Mann dan Christopher (2011:307) menyatakan rumus

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

berlaku ketika paling tidak memenuhi salah satu dari kriteria:

- ⇒ Jumlah elemen dalam populasi berhingga (*finite*) dan pengambilan elemen untuk sampel dari suatu populasi dengan pengembalian (*with replacement*).
- ⇒ Jumlah elemen dalam populasi tak berhingga (*infinite*) dan pengambilan elemen untuk sampel dari suatu populasi tanpa pengembalian (*without replacement*).

Namun kriteria-kriteria tersebut dapat diganti ketika ukuran sampel kecil (*sample size is small*) dalam perbandingannya terhadap ukuran populasi (*in comparison to the population size*). Ukuran sampel dapat dipandang (*is considered*) kecil dalam perbandingannya terhadap ukuran populasi ketika ukuran sampel lebih kecil atau sama dengan 5% dari ukuran populasi, yakni

$$\frac{n}{N} \leq 0,05,$$

dengan n merupakan ukuran sampel dan N ukuran populasi (Mann dan Christopher, 2011:307). Namun ketika tidak terpenuhi, maka penghitungan $\sigma_{\bar{x}}$ dihitung dengan rumus

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

di mana

$$\sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

merupakan faktor koreksi populasi berhingga (Mann dan Christopher, 2011:307).

Berikut diberikan contoh kasus untuk perhitungan standar deviasi dari distribusi sampling $\bar{x}$ dengan rumus $\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$. Misalkan suatu populasi terdiri dari tiga angka, yakni 1, 2, 3. Misalkan dari populasi yang terdiri dari tiga angka tersebut, akan diambil sampel yang terdiri atas dua angka dengan pengembalian (*with replacement*). Maka sampel-sampel yang mungkin adalah sebagai berikut.

(1,1)	(1,2)	(1,3)
(2,1)	(2,2)	(2,3)
(3,1)	(3,2)	(3,3)

Perhatikan bahwa karena jumlah elemen dalam populasi berhingga, yakni tiga, dan pengambilan elemen sampel dengan pengembalian, maka standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ dihitung dengan rumus sebagai berikut.

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Hasil perhitungan rata-rata untuk setiap sampel sebagai berikut.

1	1,5	2
1,5	2	2,5
2	2,5	3

Maka rata-rata dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ tersebut adalah

$$\mu_{\bar{x}} = \frac{1 + 1,5 + 2 + 1,5 + 2 + 2,5 + 2 + 2,5 + 3}{9} = \frac{18}{9} = 2.$$

Berikut perhitungan standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$.

$$\begin{array}{cc} (1-2)^2(1,5-2)^2 & (2-2)^2 \\ (1,5-2)^2 & (2-2)^2(2,5-2)^2 \\ (2-2)^2(2,5-2)^2 & (3-2)^2 \end{array}$$

Maka diperoleh hasil sebagai berikut.

1	0,25	0
0,25	0	0,25
0	0,25	1

Sehingga

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{(1-2)^2 + (1,5-2)^2 + (2-2)^2 + \dots + (3-2)^2}{9}}$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{1 + 0,25 + 0 + 0,25 + 0 + 0,25 + 0 + 0,25 + 1}{9}}$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{3}{9}} = \sqrt{0,3333333} = 0,57735$$

Perhatikan bahwa berdasarkan perhitungan sebelumnya diperoleh

$$\mu_{\bar{x}} = 2$$

$$\sigma_{\bar{x}} = 0,57735.$$

Diketahui

$$\mu = \frac{1 + 2 + 3}{3} = 2$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{(1-2)^2 + (2-2)^2 + (3-2)^2}{3}} = \sqrt{0,6666666} = 0,81649658.$$

Perhatikan bahwa

$$\sigma_{\bar{x}} \neq \sigma,$$

namun

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$0,57735 = \frac{0,81649658}{\sqrt{2}}$$

$$0,57735 = 0,57735.$$

Berikut diberikan contoh kasus untuk perhitungan standar deviasi dari distribusi sampling $\bar{x}$ dengan rumus $\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$. Misalkan suatu populasi terdiri dari tiga angka, yakni 1, 2, 3. Misalkan dari populasi yang terdiri dari tiga angka tersebut, akan diambil sampel yang terdiri atas dua angka tanpa pengembalian (*without replacement*). Maka sampel-sampel yang mungkin adalah

$$(1,2) \quad (1,3) \quad (2,3)$$

Perhatikan bahwa karena jumlah elemen dalam populasi berhingga, yakni tiga, namun pengambilan elemen sampel tanpa pengembalian, maka standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ dihitung dengan rumus sebagai berikut.

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

Diketahui rata-rata dari setiap sampel tersebut adalah

$$1,5 \quad 2 \quad 2,5,$$

sehingga rata-rata dari distribusi sampling rata-rata ($\bar{x}$) tersebut adalah

$$\mu_{\bar{x}} = \frac{1,5 + 2 + 2,5}{3} = \frac{6}{3} = 2.$$

Standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ tersebut adalah

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{(1,5 - 2)^2 + (2 - 2)^2 + (2,5 - 2)^2}{3}}$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{0,25 + 0 + 0,25}{3}}$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{0,5}{3}} = \sqrt{0,16666667} = 0,408248.$$

Perhatikan bahwa berdasarkan perhitungan sebelumnya diperoleh

$$\mu_{\bar{x}} = 2$$

$$\sigma_{\bar{x}} = 0,408248.$$

Diketahui

$$\mu = \frac{1 + 2 + 3}{3} = 2$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{(1 - 2)^2 + (2 - 2)^2 + (3 - 2)^2}{3}} = \sqrt{0,66666666} = 0,81649658.$$

Perhatikan bahwa

$$\sigma_{\bar{x}} \neq \sigma.$$

Namun

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

$$0,408248 = \frac{0,81649658}{\sqrt{2}} \sqrt{\frac{3-2}{3-1}}$$

$$0,408248 = \frac{0,81649658}{\sqrt{2}} \sqrt{\frac{1}{2}}$$

$$0,408248 = \frac{0,81649658}{2}$$

$$0,408248 = 0,408248$$

Beberapa hal penting mengenai distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$, yakni:

- ⇒ Nilai standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ lebih kecil dibandingkan nilai standar deviasi populasi, yakni $\sigma_{\bar{x}} < \sigma$ ketika n lebih besar dari 1. Hal ini terlihat jelas dari rumus

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Sebagai contoh misalkan $\sigma = 20$ dan $n = 4$, maka

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{20}{\sqrt{4}} = 10.$$

Perhatikan bahwa

$$\sigma_{\bar{x}} < \sigma$$

$$10 < 20.$$

- ⇒ Nilai dari standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ akan semakin mengecil ketika ukuran sampel n semakin besar.

$$\text{ketika } n \uparrow \text{ maka } \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \downarrow$$

Sebagai contoh misalkan $\sigma = 20$ dan $n = 4$, maka

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{20}{\sqrt{4}} = 10.$$

Untuk $n = 20$ maka

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{20}{\sqrt{20}} = 4,4721.$$

Untuk $n = 50$ maka

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{20}{\sqrt{50}} = 2,828.$$

Untuk $n = 100$ maka

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{20}{\sqrt{100}} = 2.$$

Perhatikan bahwa nilai $\sigma_{\bar{x}}$ semakin mengecil ketika ukuran sampel n semakin besar. Suatu statistik dikatakan estimator konsisten jika nilai standar deviasi dari distribusi sampling statistik tersebut semakin mengecil ketika ukuran sampel n semakin besar, sehingga statistik rata-rata $\bar{x}$ merupakan estimator konsisten dari parameter rata-rata μ (Mann dan Christopher, 2011:307)

Standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ merupakan suatu nilai yang mengukur pencaran atau sebaran dari rata-rata sampel dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ terhadap rata-rata populasinya μ . Semakin kecil nilai standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$, maka rata-rata sampel dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ semakin mengumpul atau lebih dekat terhadap rata-rata populasinya μ . Pada pembahasan sebelumnya, diketahui untuk untuk $n = 20$ diperoleh $\sigma_{\bar{x}} = 4,4721$, untuk $n = 50$ diperoleh $\sigma_{\bar{x}} = 2,828$, dan untuk $n = 100$ diperoleh $\sigma_{\bar{x}} = 2$. Perhatikan ilustrasi gambar berikut ini (Gambar 1.4).

Gambar 1.4

Bentuk Distribusi Sampling dari Rata-Rata $\bar{x}$

Mann dan Christopher (2011:310) menyatakan bentuk distribusi sampling dari rata-rata $\bar{x}$ berkenaan (*relates*) atas dua hal, yakni:

⇒ Sampel yang ditarik dari populasi yang berdistribusi normal.

⇒ Sampel yang ditarik dari populasi yang tidak berdistribusi normal.

Jika sampel-sampel yang ditarik berasal dari populasi yang berdistribusi normal dengan rata-rata dan standar deviasi masing-masing μ dan σ , maka:

⇒ Rata-rata distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ sama dengan rata-rata populasi, yakni $\mu_{\bar{x}} = \mu$.

⇒ Standar deviasi distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ sama dengan $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$, dengan $n/N \leq 0,05$.

⇒ Bentuk dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ berbentuk normal, untuk berapapun ukuran sampel n .

Jadi, jika sampel-sampel yang ditarik berasal dari populasi yang berdistribusi normal dengan rata-rata adalah μ dan standar deviasi adalah σ , maka distribusi sampling dari rata-rata $\bar{x}$ juga terdistribusi secara normal, dengan rata-rata dan standar deviasi

$$\mu_{\bar{x}} = \bar{x}; \quad \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad ; \quad \frac{n}{N} \leq 0,05.$$

Perhatikan gambar berikut ini.

Gambar 1.5

Gambar 1.6

Gambar 1.7

Gambar 1.8

Perhatikan bahwa pada Gambar 1.5 menjelaskan data x berasal dari populasi berdistribusi normal. Pada Gambar 1.6 merupakan kurva dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ dengan $n = 5$. Pada Gambar 1.7 merupakan kurva dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ dengan $n = 30$. Pada Gambar 1.8 merupakan kurva dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ dengan $n = 100$. Perhatikan bahwa karena sampel-sampel ditarik dari populasi yang berdistribusi normal, maka kurva dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ membentuk kurva normal (Gambar 1.6 sampai Gambar 1.8).

Perhatikan bahwa standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ pada Gambar 1.7 lebih kecil daripada Gambar 1.6, standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ pada Gambar 1.8 lebih kecil daripada Gambar 1.7. Perhatikan bahwa semakin besar ukuran sampel, maka akan semakin kecil nilai standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$. Dalam prakteknya, seringkali populasi yang diteliti tidak berdistribusi normal. Teorema yang sangat penting untuk menyimpulkan bentuk dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ adalah **Teorema Limit Sentral** (*Central Limit Theorem*).

Teorema limit sentral menyatakan bahwa untuk sampel berukuran besar, distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ akan mendekati normal, tidak peduli apakah sampel-sampel tersebut ditarik dari populasi yang berdistribusi normal atau tidak, dengan rata-rata dan standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ sebagai berikut.

$$\mu_{\bar{x}} = \mu \quad \text{dan} \quad \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Ukuran sampel n dipertimbangkan cukup besar, yakni $n \geq 30$.

Berdasarkan teorema limit sentral, perlu diperhatikan bahwa, jika populasi tidak berdistribusi normal, bentuk dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ tidak secara tepat normal, namun mendekati normal, ketika sampel berukuran besar. Semakin besar ukuran sampel, maka bentuk dari distribusi sampling rata-rata ($\bar{x}$) akan semakin mendekati normal (Mann dan Christopher, 2011:313).

Berdasarkan teori limit sentral,

- ⇒ Ketika ukuran sampel $n \geq 30$, maka bentuk dari distribusi sampling rata-rata ($\bar{x}$) mendekati normal, tidak peduli apakah sampel-sampel tersebut ditarik dari populasi berdistribusi normal atau tidak.
- ⇒ Rata-rata dari distribusi sampling rata-rata ($\bar{x}$), yakni $\mu_{\bar{x}}$ sama dengan rata-rata populasi, yakni μ .
- ⇒ Standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata ($\bar{x}$), yakni $\sigma_{\bar{x}}$ sama dengan $\sigma/\sqrt{n}$ dengan syarat $n/N \leq 0,05$.

Perhatikan ilustrasi gambar berikut.

Populasi tidak berdistribusi normal.

Distribusi sampling dari $\bar{x}$ untuk $n = 4$.

Distribusi sampling dari $\bar{x}$ untuk $n = 15$.

Distribusi sampling dari $\bar{x}$ untuk $n = 30$.

Berdasarkan gambar tersebut, populasi tidak berdistribusi normal. Semakin meningkat ukuran sampel, maka distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$ semakin

berbentuk distribusi normal. Semakin meningkat ukuran sampel, semakin kecil nilai standar deviasi dari distribusi sampling rata-rata $\bar{x}$.

Referensi

1. Agresti, A. dan B. Finlay. 2009. *Statistical Methods for the Social Sciences, 4th Edition*. United States of America: Prentice Hall.
2. Daniel, W.W. 2005. *Biostatistics, A Foundation for Analysis in the Health Sciences, 8th Edition*, John Wiley & Sons, Inc.
3. Field, A. 2009. *Discovering Statistics Using SPSS, 3rd Edition*. London: Sage.
4. Gio, P.U. 2013. *Aplikasi Statistika dalam SPSS*. Medan: USUPress.
5. Mann, P. S. dan Christopher, J.L. 2011. *Introductory Statistics, International Student Version, 7th Edition*. Asia: John Wiley & Sons, Inc.
6. Montgomery, D. C. dan G. C. Runger. 2011. *Applied Statistics and Probability for Engineers, 5th Edition*. United States of America: John Wiley & Sons, Inc.
7. Ott, R.L. dan M. Longnecker. 2001. *An Introduction to Statistical Methods and Data Analysis, 5th Edition*. United States of America: Duxbury.
8. Smidth, R. K. dan D. H. Sanders. 2000. *Statistics a First Course, 6th Edition*. United States of America: McGraw-Hill Companies.

REGRESI LINEAR BERGANDA

Sekilas Regresi Linear Berganda

Persamaan regresi merupakan suatu persamaan yang menerangkan atau menjelaskan hubungan antara variabel bebas dan variabel tak bebas. Persamaan regresi dapat digunakan untuk memprediksi atau mengestimasi nilai dari variabel tak bebas berdasarkan informasi dari variabel bebas. Persamaan regresi linear merupakan suatu persamaan yang berupa garis lurus, sedangkan persamaan regresi nonlinear bukan merupakan persamaan garis lurus (Gambar 2.1).

Gambar 2.1

Persamaan regresi linear hanya melibatkan satu variabel tak bebas, namun jumlah variabel bebas dapat lebih dari satu. Jika persamaan regresi linear hanya menggunakan satu variabel bebas, maka persamaan regresi linear tersebut disebut **persamaan regresi linear sederhana** (*simple linear regression*). Namun, jika jumlah variabel bebas pada persamaan regresi linear lebih dari satu, maka persamaan regresi linear tersebut disebut **persamaan regresi linear berganda** (*multiple linear regression*). Dalam regresi linear sederhana atau berganda, baik variabel bebas maupun variabel tak bebas bersifat metrik (interval atau rasio) (Hair, 2010:151). Sebagai contoh data bersifat metrik, seperti gaji pegawai, tinggi badan, berat badan, umur manusia, jumlah produksi beras, dan sebagainya. Berikut diberikan contoh aplikasi dari regresi linear sederhana.

- ⇒ Membuat persamaan atau model untuk memprediksi atau mengestimasi nilai indeks prestasi mahasiswa berdasarkan jumlah jam belajar dalam sehari. Di samping itu dapat diketahui seberapa besar kontribusi yang diberikan faktor jumlah jam belajar dalam sehari terhadap indeks prestasi.
- ⇒ Membuat persamaan atau model untuk memprediksi atau mengestimasi laba perusahaan berdasarkan tingkat penjualan perusahaan. Di samping itu dapat diketahui seberapa besar kontribusi yang diberikan dari faktor tingkat penjualan perusahaan terhadap naik/turunnya laba perusahaan.
- ⇒ Membuat persamaan atau model untuk memprediksi atau mengestimasi *return* saham suatu perusahaan berdasarkan laba kotor perusahaan.

Dalam regresi linear sederhana hanya melibatkan satu variabel bebas dalam membuat persamaan regresi, sedangkan pada regresi linear berganda melibatkan dua atau lebih variabel bebas. Variabel bebas bersifat metrik (interval atau rasio) (Hair, 2010:151). Penggunaan lebih dari satu variabel bebas dalam pembuatan persamaan regresi linear dimaksudkan agar persamaan regresi linear yang dihasilkan lebih mampu menerangkan atau menjelaskan karakteristik dari variabel tak bebas. Contoh aplikasi dari regresi linear berganda sebagai berikut.

- ⇒ Membuat persamaan untuk memprediksi atau mengestimasi nilai indeks prestasi mahasiswa berdasarkan jumlah jam belajar dalam sehari dan *intelligence quotient* (IQ). Di samping itu dapat diketahui faktor-faktor yang memberikan kontribusi paling besar dalam hal pengaruhnya terhadap indeks prestasi mahasiswa.
- ⇒ Membuat model untuk memprediksi atau mengestimasi laba perusahaan berdasarkan umur perusahaan, tingkat penjualan, dan besarnya perusahaan. Di samping itu, dapat diketahui seberapa besar kontribusi yang diberikan dari faktor umur perusahaan terhadap naik/turunnya laba perusahaan, dengan mengontrol pengaruh tingkat penjualan dan besarnya perusahaan. Dapat juga diketahui seberapa besar kontribusi yang diberikan dari faktor tingkat penjualan perusahaan terhadap naik/turunnya laba perusahaan, dengan mengontrol pengaruh umur perusahaan dan besarnya perusahaan.
- ⇒ Membuat persamaan untuk memprediksi atau mengestimasi harga saham suatu perusahaan berdasarkan laba per-lembar saham dan jumlah kas dividen yang diberikan. Di samping itu, dapat diketahui seberapa besar kontribusi yang diberikan dari faktor laba per-lembar saham terhadap naik/turunnya harga saham, dengan mengontrol pengaruh jumlah kas dividen yang diberikan.

Mengukur Kecocokkan Model Regresi Linear Berganda terhadap Data dengan Koefisien Determinasi (r^2)

Dalam regresi linear, baik sederhana maupun berganda, koefisien determinasi (r^2) digunakan untuk mengukur kemampuan model regresi linear dalam mencocokkan atau menyesuaikan (*fits*) data. Jika koefisien determinasi dari model regresi linear bernilai 1, maka model tersebut menyesuaikan atau mencocokkan data secara sempurna (Gambar 2.2). Jika koefisien determinasi dari model regresi linear bernilai mendekati 0, maka model tersebut kurang baik dalam menyesuaikan atau mencocokkan data (Gambar 2.3).

Pada Gambar 2.2, model regresi linear secara sempurna dalam mencocokkan atau menyesuaikan data (titik-titik). Nilai koefisien determinasi bernilai 1. Pada Gambar 2.3, model regresi linear kurang baik dalam mencocokkan atau menyesuaikan data (titik-titik). Hal ini karena titik-titik menyebar cukup jauh dari model regresi linear. Nilai koefisien determinasi yang semakin dekat dengan 1 menunjukkan semakin baik kemampuan model regresi linear dalam mencocokkan atau menyesuaikan (*fits*) data. Dengan kata lain kemampuan variabel-variabel bebas dalam menjelaskan variabel tak bebas semakin baik.

Gambar 2.2

Gambar 2.3

Menguji Signifikansi Kecocokkan Model Regresi Linear Berganda terhadap Data dengan Uji F

Dalam regresi linear berganda, uji F digunakan untuk menguji signifikansi kecocokkan model regresi linear berganda terhadap data. Dengan kata lain, uji F menguji signifikansi seluruh koefisien regresi populasi secara simultan (*simultaneously*) atau bersamaan. Berikut perumusan hipotesis untuk uji F .

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0.$$

H_1 : Paling tidak terdapat satu koefisien regresi populasi yang tidak sama dengan nol.

Perhatikan bahwa hipotesis nol menyatakan seluruh koefisien regresi populasi bernilai nol. Dengan kata lain, seluruh variabel memiliki pengaruh yang tidak signifikan secara statistik terhadap variabel tak bebas. Hipotesis alternatif menyatakan bahwa paling tidak terdapat satu koefisien regresi populasi yang tidak bernilai nol. Dengan kata lain, paling tidak terdapat satu variabel bebas yang memiliki pengaruh signifikan secara statistik terhadap variabel tak bebas.

Untuk pengambilan keputusan terhadap hipotesis, dapat dilakukan dengan membandingkan nilai statistik dari uji F (F_{hitung}) terhadap nilai kritis berdasarkan tabel distribusi F (atau F tabel). Sebelum menghitung nilai kritis F , terlebih dahulu menghitung nilai derajat bebas pembilang dan derajat bebas penyebut. Berikut rumus untuk menghitung nilai derajat bebas pembilang dan penyebut.

$$\text{Derajat bebas pembilang} = k - 1.$$

$$\text{Derajat bebas penyebut} = n - k.$$

Perhatikan bahwa n menyatakan jumlah elemen atau pengamatan dalam sampel dan k menyatakan jumlah variabel. Andaikan melibatkan 2 variabel bebas, 1 variabel tak bebas, serta jumlah elemen sampel sebanyak 10, maka derajat bebas pembilang adalah $k - 1 = (2 + 1) - 1 = 2$ dan derajat bebas penyebut adalah $10 - 3 = 7$. Misalkan tingkat signifikansi yang digunakan adalah 5%. Maka nilai kritis F (atau F tabel) dengan derajat bebas pembilang adalah 2, derajat bebas penyebut adalah 7, dan tingkat signifikansi 5% adalah 4,74. Berikut aturan pengambilan keputusan terhadap hipotesis berdasarkan uji F .

Jika $F_{hitung} \leq F_{kritis}$, H_0 diterima dan H_1 ditolak.

Jika $F_{hitung} > F_{kritis}$, H_0 ditolak dan H_1 diterima.

Pengambilan keputusan terhadap hipotesis juga dapat dilakukan dengan menggunakan pendekatan nilai probabilitas dari uji F . Nilai probabilitas dari uji F dibandingkan dengan tingkat signifikansi yang digunakan. Berikut aturan pengambilan keputusan terhadap hipotesis berdasarkan pendekatan nilai probabilitas.

Jika nilai probabilitas $\geq \alpha$, H_0 diterima dan H_1 ditolak.

Jika nilai probabilitas $< \alpha$, H_0 ditolak dan H_1 diterima.

Perhatikan bahwa α merupakan tingkat signifikansi.

Uji Signifikansi Koefisien Regresi Secara Individu dengan Uji t

Dalam regresi linear berganda, uji t digunakan untuk menguji signifikansi dari masing-masing koefisien regresi populasi. Signifikansi koefisien regresi populasi diuji berdasarkan koefisien regresi sampel. Berikut perumusan hipotesis untuk uji signifikansi koefisien regresi secara individu.

$$H_0: \beta_i = 0.$$

$$H_1: \beta_i \neq 0.$$

Perhatikan bahwa hipotesis nol menyatakan koefisien regresi populasi ke- i (β_i) bernilai nol. Dengan kata lain, variabel bebas ke- i memiliki pengaruh yang tidak signifikan secara statistik terhadap variabel tak bebas, dengan mengontrol pengaruh dari variabel bebas lain. Hipotesis alternatif menyatakan koefisien regresi populasi ke- i (β_i) tidak bernilai nol. Dengan kata lain, variabel bebas ke- i memiliki pengaruh yang signifikan secara statistik terhadap variabel tak bebas, dengan mengontrol pengaruh dari variabel bebas lain.

Untuk pengambilan keputusan terhadap hipotesis, dapat dilakukan dengan membandingkan nilai statistik dari uji t terhadap nilai kritis berdasarkan tabel distribusi t (t tabel). Sebelum menghitung nilai kritis t , terlebih dahulu menghitung nilai derajat. Berikut rumus untuk menghitung nilai derajat bebas.

$$\text{Derajat bebas} = n - k.$$

Perhatikan bahwa n menyatakan jumlah elemen dalam sampel, sedangkan k merupakan jumlah variabel. Andaikan jumlah elemen dalam sampel sebanyak 10 dan jumlah variabel adalah 3 (jumlah variabel bebas adalah 2 dan variabel tak bebas adalah 1), sehingga derajat bebas adalah $10 - 3 = 7$. Misalkan tingkat signifikansi yang digunakan adalah 5%, sehingga nilai kritis t (t tabel) dengan derajat bebas 7 dan tingkat signifikansi 5% berdasarkan tabel distribusi t adalah $\pm 2,365$. Berikut aturan pengambilan keputusan terhadap hipotesis berdasarkan uji t .

Jika $|t_{\text{hitung}}| \leq |t_{\text{kritis}}|$, H_0 diterima dan H_1 ditolak.

Jika $|t_{\text{hitung}}| > |t_{\text{kritis}}|$, H_0 ditolak dan H_1 diterima.

Pengambilan keputusan terhadap hipotesis juga dapat dilakukan dengan menggunakan pendekatan nilai probabilitas dari uji t . Nilai probabilitas dari uji t dibandingkan dengan tingkat signifikansi yang digunakan. Berikut aturan pengambilan keputusan terhadap hipotesis berdasarkan pendekatan nilai probabilitas.

*Jika nilai probabilitas $\geq \alpha$, H_0 diterima dan H_1 ditolak.
Jika nilai probabilitas $< \alpha$, H_0 diterima dan H_1 ditolak.*

Contoh Kasus dalam Regresi Linear Berganda

Berikut diberikan contoh kasus yang dapat diselesaikan dengan pendekatan regresi linear berganda.

[1] Misalkan seorang peneliti bernama Ugi ingin membuat model regresi linear berganda dengan menggunakan variabel berat badan (Y) sebagai variabel tak bebas, variabel tinggi badan (X_1) dan usia (X_2) sebagai variabel bebas. Data yang telah dikumpulkan oleh Ugi disajikan dalam Tabel 2.1.

Berdasarkan data pada Tabel 2.1, jumlah responden yang diteliti sebanyak $n = 30$ responden. Responden yang diteliti dalam hal ini adalah anak laki-laki. Diketahui responden ke-2 memiliki tinggi 130 cm, usia 15 tahun, dan berat 52 kg. Responden ke-28 memiliki tinggi 127 cm, usia 14 tahun, dan berat 59 kg.

Tabel 2.1 (Data Fiktif)

Responden	Y	X_1	X_2	Responden	Y	X_1	X_2
1	45	128	13	16	46	129	14
2	52	130	15	17	53	131	16
3	34	120	10	18	35	121	11
4	48	133	13	19	49	134	14
5	36	122	11	20	37	123	12
6	39	121	12	21	40	122	13
7	58	126	16	22	59	127	17
8	38	119	11	23	39	120	12
9	37	123	10	24	38	124	11
10	32	123	8	25	33	124	9
11	57	132	14	26	58	133	15
12	49	128	12	27	50	129	13
13	58	126	13	28	59	127	14
14	38	119	8	29	39	120	9
15	37	123	11	30	38	124	12

Berikut hal-hal yang ingin dilakukan oleh peneliti.

- ⇒ Membuat persamaan regresi linear berganda yang menerangkan hubungan berat (kg) terhadap tinggi (cm) dan usia (tahun).
- ⇒ Menentukan seberapa besar faktor tinggi berkontribusi dalam hal naik/turunnya berat badan, dengan mengontrol pengaruh usia.
- ⇒ Menentukan seberapa besar faktor usia berkontribusi dalam hal naik/turunnya berat badan, dengan mengontrol pengaruh tinggi.
- ⇒ Menentukan faktor yang memberikan kontribusi paling besar terhadap naik/turunnya berat badan.
- ⇒ Mengestimasi atau memprediksi berat badan seorang anak laki-laki, ketika memiliki tinggi 135 cm dan usia 14 tahun.

[2] Misalkan seorang peneliti bernama Ugi ingin membuat persamaan regresi linear berganda dengan menggunakan variabel indeks prestasi (Y) sebagai variabel tak bebas, variabel jumlah jam belajar dalam sehari (X_1) dan IQ (X_2) sebagai variabel bebas. Data yang telah dikumpulkan oleh Ugi disajikan dalam Tabel 2.2.

Berdasarkan data pada Tabel 2.2, jumlah responden yang diteliti sebanyak $n = 20$ responden. Responden yang diteliti dalam hal ini adalah mahasiswa matematika semester 2. Diketahui responden ke-2 menghabiskan waktu untuk belajar dalam sehari selama 12 jam, memiliki IQ 106, dan meraih IP 3,15. Responden ke-15 menghabiskan waktu untuk belajar dalam sehari selama 9 jam, memiliki IQ 99, dan meraih IP 2,75.

Tabel 2.2 (Data Fiktif)

Responden	X_1	X_2	Y	Responden	X_1	X_2	Y
1	10	103	3.01	11	11	105	3.06
2	12	106	3.15	12	13	108	3.2
3	9	104	2.9	13	10	106	2.95
4	10	109	3.1	14	11	111	3.15
5	8	97	2.7	15	9	99	2.75
6	11	114	3.25	16	12	116	3.3
7	15	118	3.6	17	16	120	3.65
8	17	117	3.7	18	18	119	3.75
9	16	112	3.65	19	17	114	3.7
10	10	107	3.15	20	11	109	3.2

Berikut hal-hal yang ingin dilakukan oleh peneliti.

- ⇒ Membuat persamaan regresi linear berganda yang menerangkan hubungan IP terhadap jumlah jam belajar dalam sehari dan IQ.
- ⇒ Menentukan seberapa besar faktor jumlah jam belajar dalam sehari berkontribusi dalam hal naik/turunnya IP, dengan mengontrol pengaruh IQ.
- ⇒ Menentukan seberapa besar faktor IQ berkontribusi dalam hal naik/turunnya IP, dengan mengontrol pengaruh jumlah jam belajar dalam sehari.
- ⇒ Menentukan faktor yang memberikan kontribusi paling besar terhadap naik/turunnya IP.
- ⇒ Mengestimasi atau memprediksi IP mahasiswa, ketika mahasiswa menghabiskan waktu belajar dalam sehari 11 jam dan IQ 113.

[3] Misalkan seorang peneliti bernama Ugi ingin membuat persamaan regresi linear berganda dengan menggunakan variabel pengeluaran per-bulan (Y) sebagai variabel tak bebas, variabel penghasilan per-bulan (X_1), jumlah anggota keluarga (X_2) dan jumlah kendaraan (X_3) sebagai variabel bebas. Data yang telah dikumpulkan oleh Ugi disajikan dalam Tabel 2.3.

Tabel 2.3 (Data Fiktif)

Keluarga	X_1	X_2	X_3	Y	Keluarga	X_1	X_2	X_3	Y
1	8	4	5	5.5	11	8	4	5	5.5
2	8.1	5	6	6.5	12	8.1	5	6	6.5
3	9	4	7	7	13	9	4	7	7
4	6	4	2	4.5	14	6	4	2	4.5
5	5.2	3	2	3.6	15	5.2	3	2	3.6
6	5	4	3	3.4	16	5	4	3	3.4
7	4.5	2	3	4	17	4.5	2	3	4
8	4	4	4	4.5	18	4	4	4	4.5
9	5	5	4	4	19	5	5	4	4
10	4.2	3	3	3	20	4.2	3	3	3

Berdasarkan data pada Tabel 2.3, jumlah responden yang diteliti sebanyak $n = 20$ responden (keluarga). Diketahui keluarga ke-2 memiliki penghasilan per-bulan 8,1 juta, jumlah anggota keluarga sebanyak 5, jumlah kendaraan yang dimiliki sebanyak 6 kendaraan, dan pengeluaran per-bulan sebesar 6,5 juta.

Berikut hal-hal yang ingin dilakukan oleh peneliti.

- ⇒ Membuat persamaan regresi linear berganda yang menerangkan hubungan pengeluaran per-bulan terhadap penghasilan per-bulan, jumlah anggota keluarga, dan jumlah kendaraan.
- ⇒ Menentukan seberapa besar faktor penghasilan per-bulan berkontribusi dalam hal naik/turunnya pengeluaran per-bulan, dengan mengontrol pengaruh jumlah anggota keluarga dan jumlah kendaraan.
- ⇒ Menentukan seberapa besar faktor jumlah kendaraan berkontribusi dalam hal naik/turunnya pengeluaran per-bulan, dengan mengontrol pengaruh jumlah anggota keluarga dan penghasilan per-bulan.
- ⇒ Menentukan faktor yang memberikan kontribusi paling besar terhadap naik/turunnya pengeluaran per-bulan.
- ⇒ Mengestimasi atau memprediksi pengeluaran per-bulan suatu keluarga, ketika memiliki penghasilan per-bulan 5 juta, jumlah anggota keluarga sebanyak 3, dan jumlah kendaraan sebanyak 2 kendaraan.

Asumsi-Asumsi dalam Regresi Linear Berganda

Terdapat beberapa asumsi yang dikenakan dalam penggunaan regresi linear berganda. Beberapa di antaranya adalah asumsi normalitas dari *error*, tidak terjadi multikolinearitas, non-autokorelasi, dan homoskedastisitas.

Asumsi Normalitas

Gujarati (2003:107) mengemukakan dalam penggunaan metode estimasi *ordinary least squares* (OLS) pada regresi linear berganda untuk tujuan pengujian hipotesis (*hypothesis testing*) terhadap estimasi-estimasi parameter dikenakan asumsi normalitas. Asumsi normalitas yang dimaksud adalah distribusi dari *error* (*e*) menyebar secara normal. Field (2009:221) menyatakan sebagai berikut.

*“Normally distributed errors: It is assumed that the residuals in the model are random, normally distributed variables, with mean of 0. This assumption simply means that the differences between the model and the observed data are most frequently zero or very close to zero, and that differences much greater than zero happen only occasionally. Some people confuse this assumption with the idea that predictors have to be normally distributed. In fact, **predictors do not need to be normally distributed**”.*

Dalam hal ini, asumsi normalitas berarti distribusi dari *error* (e) menyebar secara normal, dan **variabel-variabel bebas tidak harus berdistribusi normal**. Stevens (2009:90) juga menyatakan sebagai berikut.

“Recal that in linear regression model, it is assumed that the errors are independent and follow a normal distribution with constant variance. The normality assumption can be checked through use of the histogram of the standardized or studentized residuals”.

Error merupakan selisih antara nilai variabel tak bebas (Y) dan estimasi dari nilai variabel tak bebas ($\hat{Y}$). Nilai estimasi dari variabel tak bebas diperoleh berdasarkan persamaan regresi. Untuk menguji asumsi normalitas dapat digunakan pendekatan analisis grafik, yakni $Q-Q$ (*quantile-quantile*) *plot* atau dapat juga digunakan uji Jarque-Bera (JB). Pada pendekatan $Q-Q$ *plot*, jika titik-titik (*dots*) menyebar jauh (menyebarkan berliku-liku pada garis diagonal seperti ular) dari garis diagonal, maka diindikasikan asumsi normalitas *error* tidak dipenuhi. Jika titik-titik menyebar sangat dekat pada garis diagonal, maka asumsi normalitas dipenuhi.

Dalam pendekatan uji Jarque-Bera, pengujian normalitas dilakukan dengan menggunakan data residual ($\hat{e}$). Hipotesis nol menyatakan *error* berdistribusi normal, sedangkan hipotesis alternatif menyatakan *error* tidak berdistribusi normal. Untuk pengambilan keputusan terhadap hipotesis, dapat dibandingkan antara nilai probabilitas dari uji Jarque-Bera dan tingkat signifikansi yang digunakan (α). Berikut aturan pengambilan keputusan terhadap hipotesis.

Jika nilai probabilitas $\geq \alpha$, H_0 diterima dan H_1 ditolak.

Jika nilai probabilitas $< \alpha$, H_0 ditolak dan H_1 diterima.

Gambar 2.4 menunjukkan nilai probabilitas dari uji Jarque-Bera. Diketahui nilai probabilitas (*Probability*) dari uji Jarque-Bera adalah 0,739403.

Gambar 2.4

Pengambilan keputusan terhadap hipotesis, juga dapat dilakukan dengan membandingkan nilai statistik dari uji Jarque-Bera terhadap nilai kritis chi-kuadrat χ^2_{kritis} (atau chi-kuadrat tabel). Statistik dari uji Jarque-Bera berdistribusi sampling chi-kuadrat dengan derajat bebas 2 untuk ukuran sampel yang besar. Gujarati (2003:148) menyatakan sebagai berikut.

“Under the null hypothesis that the residuals are normally distributed, Jarque and Bera showed that asymptotically (i.e., in large samples) the JB statistic given in (5.12.1) follows the chi-square distribution with 2 df”.

Berikut aturan pengambilan keputusan terhadap hipotesis.

*Jika nilai statistik $JB \leq \chi^2_{kritis}, H_0$ diterima dan H_1 ditolak.
Jika nilai statistik $JB > \chi^2_{kritis}, H_0$ ditolak dan H_1 diterima.*

Berdasarkan Gambar 2.4, diketahui nilai statistik dari uji Jarque-Bera adalah 0,603823.

Multikolinearitas

Multikolinearitas merupakan suatu kejadian di mana terjadi korelasi atau hubungan linear yang kuat di antara variabel-variabel bebas. Salah satu asumsi yang dikenakan pada penggunaan regresi linear berganda adalah asumsi tidak terjadi multikolinearitas. Multikolinearitas dapat membuat beberapa permasalahan, yakni koefisien-regresi tidak dapat diestimasi secara tepat, serta tanda dari koefisien regresi dapat berubah dari sampel ke sampel. Apabila terjadi multikolinearitas sempurna (*perfect multicollinearity*), maka koefisien-regresi tidak dapat ditentukan (*indeterminate*), serta nilai *standard error* dari koefisien-regresi tidak terhingga (*infinite*). Jika terjadi multikolinearitas kuat (tidak sempurna), maka koefisien-regresi dapat ditentukan (*determinate*), namun memiliki *standard error* yang besar, sehingga mengakibatkan koefisien-regresi tidak diestimasi dengan tingkat ketelitian yang akurat. Perhatikan data pada Tabel 2.4.

Tabel 2.4

Y	1	2	4	5	6	8	10	12
X_1	1	2	3	4	5	6	7	8
X_2	3	5	7	9	11	13	15	17

Berdasarkan data pada Tabel 2.4, misalkan Y merupakan variabel tak bebas, sedangkan X_1 dan X_2 merupakan variabel bebas. Perhatikan bahwa terjadi korelasi atau hubungan linear yang sempurna antara variabel bebas X_1 dan variabel bebas X_2 , yakni dapat dinyatakan dalam bentuk persamaan linear $X_2 =$

$2X_1 + 1$. Jika dihitung nilai korelasi antara variabel bebas X_1 dan variabel bebas X_2 , maka diperoleh nilai korelasi sebesar 1, yang berarti terjadi korelasi linear yang sempurna antara variabel bebas X_1 dan variabel bebas X_2 . Salah satu akibat dari terjadinya hubungan linear yang sempurna di antara variabel-variabel bebas adalah koefisien-koefisien regresi tidak dapat ditentukan nilainya, serta *standard error* dari koefisien-koefisien regresi bernilai tak terhingga (*infinite*). Persamaan regresi linear berganda untuk data pada Tabel 2.4 adalah sebagai berikut.

$$\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 \quad [2.1]$$

Berikut akan dihitung nilai dari koefisien regresi $\hat{\beta}_1$ dan $\hat{\beta}_2$ untuk data pada Tabel 2.4.

Tabel 2.5

									Total
Y	1	2	4	5	6	8	10	12	48
X_1	1	2	3	4	5	6	7	8	36
X_2	3	5	7	9	11	13	15	17	80
$X_1 Y$	1	4	12	20	30	48	70	96	281
$X_2 Y$	3	10	28	45	66	104	150	204	610
$X_1 X_2$	3	10	21	36	55	78	105	136	444
X_1^2	1	4	9	16	25	36	49	64	204
X_2^2	9	25	49	81	121	169	225	289	968
Y^2	1	4	16	25	36	64	100	144	390

$$p = n \sum X_1 Y - \sum X_1 \sum Y = (8)(281) - (36)(48) = 520$$

$$q = n \sum X_2^2 - \left(\sum X_2 \right)^2 = (8)(968) - (80)^2 = 1344$$

$$r = n \sum X_1 X_2 - \sum X_1 \sum X_2 = (8)(444) - (36)(80) = 672$$

$$s = n \sum X_2 Y - \sum X_2 \sum Y = (8)(610) - (80)(48) = 1040$$

$$t = n \sum X_1^2 - \left(\sum X_1 \right)^2 = (8)(204) - (36)^2 = 336$$

$$u = tq - r^2 = 0.$$

Sehingga nilai $\hat{\beta}_1$ dan $\hat{\beta}_2$ adalah

$$\hat{\beta}_1 = \frac{pq - rs}{u} = \frac{(520)(1344) - (672)(1040)}{0} = \frac{0}{0}$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{st - pr}{u} = \frac{(1040)(336) - (520)(672)}{0} = \frac{0}{0}.$$

Perhatikan bahwa koefisien regresi $\hat{\beta}_1$ dan $\hat{\beta}_2$ berdasarkan perhitungan di atas tidak dapat ditentukan. Hal ini disebabkan karena terjadi hubungan linear yang sempurna antara variabel bebas X_1 dan variabel bebas X_2 . Berikut akan dihitung *standard error* dari koefisien regresi $\hat{\beta}_1$ dan $\hat{\beta}_2$.

Tabel 2.6

									Total
$(X_1 - \bar{X}_1)^2$	12,25	6,25	2,25	0,25	0,25	2,25	6,25	12,25	42
$(X_2 - \bar{X}_2)^2$	49	25	9	1	1	9	25	49	168
$(X_1 - \bar{X}_1)(X_2 - \bar{X}_2)$	24,5	12,5	4,5	0,5	0,5	4,5	12,5	24,5	84

$$s_{\hat{\beta}_1} = \frac{s \sqrt{\sum (X_2 - \bar{X}_2)^2}}{\left[\sqrt{(\sum (X_1 - \bar{X}_1)^2)(\sum (X_2 - \bar{X}_2)^2) - (\sum (X_1 - \bar{X}_1)(X_2 - \bar{X}_2))^2} \right]}$$

$$s_{\hat{\beta}_1} = \frac{s \sqrt{\sum (X_2 - \bar{X}_2)^2}}{\left[\sqrt{(42)(168) - (84)^2} \right]}$$

$$s_{\hat{\beta}_1} = \frac{s \sqrt{\sum (X_2 - \bar{X}_2)^2}}{0} = \infty$$

$$s_{\hat{\beta}_2} = \frac{s \sqrt{\sum (X_1 - \bar{X}_1)^2}}{\left[\sqrt{(\sum (X_1 - \bar{X}_1)^2)(\sum (X_2 - \bar{X}_2)^2) - (\sum (X_1 - \bar{X}_1)(X_2 - \bar{X}_2))^2} \right]}$$

$$s_{\hat{\beta}_2} = \frac{s \sqrt{\sum (X_1 - \bar{X}_1)^2}}{\left[\sqrt{(42)(168) - (84)^2} \right]}$$

$$s_{\hat{\beta}_2} = \frac{s \sqrt{\sum (X_1 - \bar{X}_1)^2}}{0} = \infty.$$

Perhatikan bahwa nilai *standard error* dari koefisien regresi β_1 dan β_2 adalah tak terhingga (*infinite*). Hal ini berarti tingkat ketelitian dalam memperkirakan parameter koefisien regresi sangat buruk. Interval keyakinan (*confidence interval*) dalam memperkirakan koefisien regresi populasi sangat lebar.

Untuk mendeteksi apakah terindikasi terjadi gejala multikolinearitas, dapat digunakan pendekatan matriks korelasi dari variabel bebas. Jika terdapat nilai korelasi di atas 0,8 antar variabel bebas, maka diindikasikan terjadi multikolinearitas. Gujarati (2003:359) menyatakan sebagai berikut.

“Another suggested rule of thumb is that if the pair-wise or zero-order correlation coefficient between two regressors is high, say, in excess of 0,8, then multicollinearity is a serious problem”.

Asumsi Non-Autokorelasi

Selain asumsi normalitas dari *error* dan tidak terjadi multikolinearitas, asumsi lain yang dikenakan pada penggunaan regresi linear berganda adalah asumsi independensi dari *error* (*independent errors*). Stevens (2009:90) menyatakan sebagai berikut.

“Recall that in linear regression model, it is assumed that the errors are independent and follow a normal distribution with constant variance”.

Senada dengan Stevens, Field (2009:220) menyatakan sebagai berikut.

“Independent errors: For any two observations the residual terms should be uncorrelated (or independent). This eventually is sometimes described as a lack of autocorrelation”.

Asumsi ini disebut juga dengan asumsi non-autokorelasi (*non-autocorrelation*). Untuk menguji asumsi independensi dari *error*, dapat digunakan uji Durbin-Watson. Nilai statistik dari uji Durbin-Watson berkisar di antara 0 dan 4. Field (2009:220) menyatakan sebagai berikut.

“Specifically, it (Durbin-Watson) tests whether adjacent residuals are correlated. The test statistic can vary between 0 dan 4 with a value 2 meaning that the residuals are uncorrelated”.

Nilai statistik dari uji Durbin-Watson yang lebih kecil dari 1 atau lebih besar dari 3 diindikasikan terjadi autokorelasi. Field (2009:220-221) menyatakan sebagai berikut.

“The size of the Durbin-Watson statistic depends upon the number of predictors in the model and the number of observations. For accuracy, you should look up the exact acceptable values in Durbin and Watson's (1951)

original paper. As very conservative rule of thumb, values less than 1 or greater than 3 are definitely cause for concern; however, values closer to 2 may still be problematic depending on your sample and model”.

Gujarati (2003:489) mengemukakan dalam keadaan pelanggaran asumsi independensi dari *error*, estimator-estimator yang dihasilkan dengan metode kuadrat terkecil (*ordinary least square*) masih bersifat tak bias, konsisten, secara asimtotik terdistribusi normal, namun estimator-estimator tersebut tidak lagi efisien. Sebagai akibatnya, uji signifikansi *t* dan *F* yang biasa tidak lagi valid.

Asumsi Homoskedastisitas

Asumsi homoskedastisitas menyatakan terjadi kesamaan varians dari *error* (*errors with constant variance*) untuk setiap tingkatan atau level dari variabel-variabel bebas. Ketika asumsi homoskedastisitas tidak dipenuhi, maka peristiwa tersebut disebut heteroskedastisitas. Untuk mendeteksi terjadinya gejala heteroskedastisitas dapat dilakukan dengan menggunakan uji Park. Berikut langkah-langkah untuk melakukan uji asumsi homoskedastisitas dengan menggunakan uji Park.

- ⇒ Tentukan persamaan regresi dari variabel tak bebas berdasarkan variabel-variabel bebas. Misalkan Y sebagai variabel tak bebas, sedangkan X_1 dan X_2 merupakan variabel bebas.
- ⇒ Setelah diperoleh persamaan regresi, yakni $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2$, hitung nilai residual, yakni selisih antara variabel tak bebas dan estimasi dari variabel tak bebas ($\hat{e} = Y - \hat{Y}$).
- ⇒ Kuadratkan untuk tiap-tiap nilai residual ($\hat{e}^2$).
- ⇒ Hitung logaritma natural ($\ln$) untuk kuadrat residual dan variabel bebas X_1 dan X_2 , sehingga diperoleh $\ln(\hat{e}^2)$, $\ln(X_1)$, dan $\ln(X_2)$.
- ⇒ Lakukan regresi dari logaritma natural kuadrat residual terhadap logaritma natural dari variabel-variabel bebas. Dalam hal ini, lakukan regresi $\ln(\hat{e}^2)$ terhadap $\ln(X_1)$ dan $\ln(X_2)$, sehingga diperoleh persamaan regresi sebagai berikut.

$$\ln(\hat{e}^2) = a + b_1 \ln X_1 + b_2 \ln X_2 \quad [2.2]$$

- ⇒ Jika terdapat koefisien regresi b yang signifikan secara statistik (*statistically significant*), maka diindikasikan terjadi heteroskedastisitas. Namun jika tidak terdapat koefisien regresi b yang signifikan secara

statistik (*statistically significant*), maka asumsi homoskedastisitas dipenuhi (Gujarati, 2003:404).

Selain uji Park, dapat juga digunakan uji Glejser. Berikut langkah-langkah untuk melakukan uji asumsi homoskedastisitas dengan menggunakan uji Glejser.

- ⇒ Tentukan persamaan regresi dari variabel tak bebas berdasarkan variabel-variabel bebas. Misalkan Y sebagai variabel tak bebas, sedangkan X_1 dan X_2 merupakan variabel bebas.
- ⇒ Setelah diperoleh persamaan regresi, yakni $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2$, hitung nilai residual, yakni selisih antara variabel tak bebas dan estimasi dari variabel tak bebas ($\hat{e} = Y - \hat{Y}$).
- ⇒ Absolutkan untuk tiap-tiap nilai residual ($|\hat{e}|$).
- ⇒ Lakukan regresi dari $|\hat{e}|$ terhadap X_1 dan X_2 , sehingga diperoleh persamaan regresi sebagai berikut.

$$|\hat{e}| = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 \quad [2.3]$$

- ⇒ Jika terdapat koefisien regresi b yang signifikan secara statistik, maka diindikasikan terjadi heteroskedastisitas. Namun jika tidak terdapat koefisien regresi b yang signifikan secara statistik, maka asumsi homoskedastisitas dipenuhi (Gujarati, 2003:406).

Selain uji Park dan uji Glejser, dapat juga digunakan uji White. Berikut langkah-langkah untuk melakukan uji asumsi homoskedastisitas dengan menggunakan uji White.

- ⇒ Tentukan persamaan regresi dari variabel tak bebas berdasarkan variabel-variabel bebas. Misalkan Y sebagai variabel tak bebas, sedangkan X_1 dan X_2 merupakan variabel bebas.
- ⇒ Setelah diperoleh persamaan regresi, yakni $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2$, hitung nilai residual, yakni selisih antara variabel tak bebas dan estimasi dari variabel tak bebas ($\hat{e} = Y - \hat{Y}$).
- ⇒ Kuadratkan untuk tiap-tiap nilai residual ($\hat{e}^2$).
- ⇒ Peroleh persamaan regresi sebagai berikut.

$$\hat{e}^2 = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_1^2 + b_4 X_2^2 + b_5 X_1 X_2 \quad [2.4]$$

- ⇒ Peroleh nilai koefisien determinasi (r^2) dari persamaan regresi [2.4]. Gujarati (2003:413) mengemukakan bahwa dengan **hipotesis nol menyatakan tidak terjadi heteroskedastisitas**, serta nilai perkalian antara jumlah elemen sampel (*sample size*) dan r^2 pada persamaan regresi [2.4] secara asimtotis mengikuti distribusi chi-kuadrat dengan derajat bebas merupakan jumlah *regressors* (tidak termasuk konstanta) pada persamaan regresi [2.4]. Berdasarkan persamaan regresi [2.4], diketahui nilai derajat bebas adalah 5.
- ⇒ Jika nilai dari hasil perkalian antara jumlah elemen sampel (*sample size*) dan r^2 pada persamaan regresi [2.4] lebih besar dari nilai kritis chi-kuadrat, maka disimpulkan terjadi heteroskedastisitas (Gujarati, 2003:413)

Misalkan diberikan **data populasi** sebagai berikut.

Tabel 2.7

<i>X</i>	1	1	1	2	2	2	3	3	3	4	4	4	5	5	5
<i>Y</i>	1	2	3	2	3	4	3	4	5	4	5	6	5	6	7

Berdasarkan data pada Tabel 2.7, misalkan *X* adalah variabel bebas, sedangkan *Y* adalah variabel tak bebas. Berikut disajikan dalam grafik berdasarkan data pada Tabel 2.7 (Gambar 2.5).

Gambar 2.5

Berikut akan dihitung nilai varians *Y* untuk masing-masing nilai *X*.

- ⇒ Menghitung varians *Y* untuk $X = 1$.

$$Var(Y/X = 1) = \frac{(1-2)^2 + (2-2)^2 + (3-2)^2}{3} = \frac{2}{3} = 0,667.$$

⇒ Menghitung varians Y untuk $X = 2$.

$$Var(Y/X = 2) = \frac{(2-3)^2 + (3-3)^2 + (4-3)^2}{3} = \frac{2}{3} = 0,667.$$

⇒ Menghitung varians Y untuk $X = 3$.

$$Var(Y/X = 3) = \frac{(3-4)^2 + (4-4)^2 + (5-4)^2}{3} = \frac{2}{3} = 0,667.$$

⇒ Menghitung varians Y untuk $X = 4$.

$$Var(Y/X = 4) = \frac{(4-5)^2 + (5-5)^2 + (6-5)^2}{3} = \frac{2}{3} = 0,667.$$

⇒ Menghitung varians Y untuk $X = 5$.

$$Var(Y/X = 5) = \frac{(5-6)^2 + (6-6)^2 + (7-6)^2}{3} = \frac{2}{3} = 0,667.$$

Perhatikan bahwa nilai varians dari Y untuk setiap X bersifat konstan atau dapat dinyatakan $Var(Y_i) = Var(e_i) = \sigma^2$ untuk setiap $i = 1, 2, 3, \dots, n$. Fenomena ini disebut dengan istilah **homoskedastisitas**.

Gambar 2.6

Pada Gambar 2.6 memperlihatkan varians dari Y untuk setiap X . Nilai-nilai varians tersebut berbeda-beda atau dapat dinyatakan dengan $Var(Y_i) = Var(e_i) = \sigma_i^2$. Fenomena ini disebut dengan istilah **heteroskedastisitas**.

PENYELESAIAN DALAM EVIEWS

Andaikan diberikan data mengenai pengeluaran per-bulan, pendapatan per-bulan, dan jumlah anak, dari 20 keluarga (Tabel 2.1).

Tabel 2.1 Data Mengenai Pengeluaran Per-Bulan, Pendapatan Per-Bulan, dan Jumlah Anak dari 20 Keluarga (Data Fiktif)

Keluarga Ke	Pengeluaran (dalam juta)	Pendapatan (dalam juta)	Jumlah Anak
1	3.3	3.6	4
2	4.2	4.7	2
3	5.4	6.5	5
4	5.3	8.4	3
5	5.7	6.2	5
6	3.5	4.5	2
7	6.2	7.8	5
8	3.6	3.9	2
9	7.5	8.9	5
10	5.4	6.2	2
11	5.3	8.5	5
12	4.3	5	3
13	7.8	8	6
14	4.2	6.4	3
15	3.5	4	3
16	5.3	8.9	5
17	4.3	10	3
18	7.8	8	6
19	4.2	5	3
20	3.5	4	3

Berdasarkan data pada Tabel 2.1, diketahui pada keluarga ke-1 memiliki pendapatan per-bulan sebesar 3,6 juta, 4 orang anak, dan pengeluaran per-bulan sebesar 3,3 juta. Keluarga ke-19 memiliki pendapatan per-bulan sebesar 5 juta, 3 orang anak, dan pengeluaran per-bulan sebesar 4.2 juta. Misalkan variabel pengeluaran sebagai variabel tak bebas (*dependent*), sedangkan variabel

pendapatan dan jumlah anak sebagai variabel bebas (*independent*). Berikut hal-hal yang ingin diketahui.

- ⇒ Membuat persamaan regresi linear berganda yang menerangkan hubungan pengeluaran terhadap pendapatan, dan jumlah anak.
- ⇒ Menentukan seberapa besar faktor pendapatan berkontribusi dalam hal naik/turunnya pengeluaran, dengan mengontrol pengaruh jumlah anak. Kemudian menentukan apakah kontribusi tersebut signifikan secara statistik.
- ⇒ Menentukan seberapa besar faktor jumlah anak berkontribusi dalam hal naik/turunnya pengeluaran, dengan mengontrol pengaruh pendapatan. Kemudian menentukan apakah kontribusi tersebut signifikan secara statistik.
- ⇒ Menentukan faktor yang memberikan kontribusi paling besar terhadap naik/turunnya pengeluaran.

Sajikan data pada Tabel 2.1 dalam *Microsoft Excel* sebagai berikut (Gambar 2.1).

Gambar 2.1

	A	B	C
1	Pengeluaran	Pendapatan	Jumlah Anak
2	3.3	3.6	4
3	4.2	4.7	2
4	5.4	6.5	5
5	5.3	8.4	3
6	5.7	6.2	5
7	3.5	4.5	2
8	6.2	7.8	5
9	3.6	3.9	2
10	7.5	8.9	5
11	5.4	6.2	2
12	5.3	8.5	5
13	4.3	5	3
14	7.8	8	6
15	4.2	6.4	3
16	3.5	4	3
17	5.3	8.9	5

15	4.2	6.4	3
16	3.5	4	3
17	5.3	8.9	5
18	4.3	10	3
19	7.8	8	6
20	4.2	5	3
21	3.5	4	3

Selanjutnya simpan dengan format *Excel 97-2003 Workbook* dan ketik nama file dengan **data regresi ugi** (Gambar 2.2).

Gambar 2.2

Kemudian disimpan (pilih *Save*), selanjutnya keluar dari program *Microsoft Excel*, dan aktifkan *EViews 7*. Pilih *File => New => Workfile...* (Gambar 2.3), sehingga muncul kotak *Workfile Create* (Gambar 2.4).

Gambar 2.3

Gambar 2.4

Pada Gambar 2.4, yakni pada *Workfile structure type*, atur menjadi *Unstructured / Undated*, dan pada *Observations:*, ketik **20**. Dalam hal ini, jumlah keluarga yang diteliti sebanyak 20. Selanjutnya pilih OK, sehingga muncul kotak *Workfile: UNTITLED* (Gambar 2.5).

Gambar 2.5

Gambar 2.6

Pada Gambar 2.6, pilih *Proc => Import => Load Workfile Page...*, sehingga muncul kotak *Open* (Gambar 2.7). Pada Gambar 2.7, pilih file *Microsoft Excel* yang telah disimpan sebelumnya, yakni dengan nama **data regresi ugi**, dengan *Files of type: Excel 97-2003 file (*.xls)*. Kemudian pilih *Open*, sehingga muncul kotak *Excel 97-2003 Read – Step 1 of 3* (Gambar 2.8).

Gambar 2.7

Pada Gambar 2.8, kemudian pilih *Finish*, sehingga muncul kotak seperti pada Gambar 2.9.

Gambar 2.8

Gambar 2.9

Statistik Deskriptif

Selanjutnya pilih *Quick => Group Statistics => Descriptive Statistics => Common sample* (Gambar 2.10), sehingga muncul kotak *Series List* (Gambar 2.11).

Gambar 2.10

Pada kotak *Series List* (Gambar 2.11), ketik nama-nama variabel yang dilibatkan, yakni **pendapatan**, **pengeluaran**, dan **jumlah_anak**. Kemudian pilih OK, sehingga diperoleh hasil statistik deskriptif, seperti pada Gambar 2.12.

Gambar 11

Gambar 12

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Sample	Sheet	Stats	Spec
				PENGELUA...		PENDAPATAN		JUMLAH_AN...	
Mean				5.015000		6.425000		3.750000	
Median				4.800000		6.300000		3.000000	
Maximum				7.800000		10.00000		6.000000	
Minimum				3.300000		3.600000		2.000000	
Std. Dev.				1.431699		2.013866		1.371707	
Skewness				0.736983		0.117837		0.211834	
Kurtosis				2.518769		1.658397		1.653137	
Jarque-Bera				2.003466		1.546202		1.661279	
Probability				0.367242		0.461580		0.435771	
Sum				100.3000		128.5000		75.00000	
Sum Sq. Dev.				38.94550		77.05750		35.75000	
Observations				20		20		20	

Output statistik deskriptif

Estimasi Persamaan Regresi

Selanjutnya pilih *Quick => Estimate Equation...* (Gambar 2.13), sehingga muncul kotak *Equation Estimation* (Gambar 2.14).

Gambar 2.13

Gambar 2.14

Pada Gambar 2.14, yakni *Equation Estimation*, ketik **pengeluaran pendapatan jumlah_anak C**, dan pilih OK. Hasilnya seperti pada Gambar 2.15.

Gambar 2.15

EViews - [Equation: UNTITLED Workfile: DATA REGRESI UGI::Untitled]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: PENGELUARAN
Method: Least Squares
Date: 04/22/15 Time: 20:16
Sample: 1 20
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PENDAPATAN	0.265841	0.114497	2.321809	0.0329
JUMLAH_ANAK	0.590938	0.168099	3.515419	0.0027
C	1.090953	0.671823	1.623868	0.1228

R-squared	0.698578	Mean dependent var	5.015000
Adjusted R-squared	0.663116	S.D. dependent var	1.431699
S.E. of regression	0.830983	Akaike info criterion	2.605066
Sum squared resid	11.73905	Schwarz criterion	2.754425
Log likelihood	-23.05066	Hannan-Quinn criter.	2.634222
F-statistic	19.69963	Durbin-Watson stat	1.924282
Prob(F-statistic)	0.000037		

Uji Asumsi Normalitas dengan Uji Jarque-Bera

Pilih View => Residual Diagnostics => Histogram – Normality Test (Gambar 2.16). Hasilnya seperti pada Gambar 2.17.

Gambar 2.16

Gambar 2.17

Uji Asumsi Multikolinearitas

Pilih *Quick => Group Statistics => Correlations* (Gambar 2.18), sehingga muncul kotak *Series List* (Gambar 2.19). Pada kotak *Series List*, ketik nama-nama variabel bebas, yakni **pendapatan** dan **jumlah_anak**. Kemudian pilih OK. Hasilnya seperti pada Gambar 2.20.

Gambar 2.18

Gambar 2.19

Gambar 2.20

	PENDAPATAN	JUMLAH_AN...
PENDAPATAN	1.000000	0.562528
JUMLAH_AN...	0.562528	1.000000

Uji Asumsi Homoskedastisitas dengan Uji Glesjer, Uji White, dan Uji Park

Pilih View => Residual Diagnostics => Heteroskedasticity Tests...(Gambar 2.22), sehingga muncul kotak Heteroskedasticity Tests (Gambar 2.23).

Gambar 2.21

Dependent Variable: PENGELUARAN
Method: Least Squares
Date: 04/22/15 Time: 20:20
Sample: 1 20
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PENDAPATAN	0.265841	0.114497	2.321809	0.0329
JUMLAH_ANAK	0.590938	0.168099	3.515419	0.0027
C	1.090953	0.671823	1.623868	0.1228

R-squared 0.698578 Mean dependent var 5.015000
Adjusted R-squared 0.663116 S.D. dependent var 1.431699

Gambar 2.22

tion: UNTITLED Workfile: DATA PANEL REGRESI::Untitled1\]

View Proc Quick Options Window Help

Representations

Estimation Output

Actual,Fitted,Residual

ARMA Structure...

Gradients and Derivatives

Covariance Matrix

Coefficient Diagnostics

Residual Diagnostics

Stability Diagnostics

Label

0.540538 Akaike info criterion

2.045271 Schwarz criterion

-6.254111 Hannan-Quinn criter.

1.751242

Correlogram - Q-statistics...

Correlogram Squared Residuals...

Histogram - Normality Test

Serial Correlation LM Test...

Heteroskedasticity Tests...

Gambar 2.25

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	-.067	.372		-.181	.859		
Pendapatan	.103	.063	.431	1.632	.121	.684	1.463
Jumlah Anak	.002	.093	.005	.020	.985	.684	1.463

a. Dependent Variable: abs_res

Untuk uji asumsi homoskedastisitas dengan uji White, pilih *View => Residual Diagnostics => Heteroskedasticity Tests* (Gambar 2.26), sehingga muncul kotak *Heteroskedasticity Tests* (Gambar 2.27). Pilih *White*. Kemudian OK. Hasil berdasarkan uji White diperlihatkan pada Gambar 2.28.

Gambar 2.26

Gambar 2.27

Gambar 2.28

EViews - [Equation: UNTITLED Workfile: DATA REGRESI UGL::Untitled1\]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View

Proc

Object

Print

Name

Freeze

Estimate

Forecast

Stats

Resids

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic

1.866458

Prob. F(5,14)

0.1644

Obs*R-squared

7.999464

Prob. Chi-Square(5)

0.1563

Scaled explained SS

3.455134

Prob. Chi-Square(5)

0.6302

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/22/15 Time: 20:23

Sample: 1 20

Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.550089	2.597563	1.366700	0.1933
PENDAPATAN	-0.537388	0.660791	-0.813249	0.4297
PENDAPATAN^2	0.079940	0.046927	1.703486	0.1106
PENDAPATAN*JUMLAH_ANAK	-0.108521	0.101651	-1.067593	0.3038
JUMLAH_ANAK	-1.115085	0.770178	-1.447829	0.1697
JUMLAH_ANAK^2	0.242150	0.132626	1.825806	0.0893

R-squared

0.399973

Mean dependent var

0.586952

Adjusted R-squared

0.185678

S.D. dependent var

0.658475

S.E. of regression

0.594206

Akaike info criterion

2.040145

Sum squared resid

4.943136

Schwarz criterion

2.338864

Log likelihood

-14.40145

Hannan-Quinn criter.

2.098458

F-statistic

1.866458

Durbin-Watson stat

1.069479

Prob(F-statistic)

0.164366

Gambar 2.29 merupakan hasil uji White berdasarkan SPSS.

Gambar 2.29

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.632 ^a	.400	.186	.59421	1.069

a. Predictors: (Constant), X1X2, x1_pangkat2, Jumlah Anak, Pendapatan, x2_pangkat2

b. Dependent Variable: res_kuadrat

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3.295	5	.659	1.866	.164 ^a
	Residual	4.943	14	.353		
	Total	8.238	19			

a. Predictors: (Constant), X1X2, x1_pangkat2, Jumlah Anak, Pendapatan, x2_pangkat2

b. Dependent Variable: res_kuadrat

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	3.550	2.598		1.367	.193		
	Pendapatan	-.537	.661	-.1644	-.813	.430	.010	95.295
	Jumlah Anak	-1.115	.770	-.2323	-1.448	.170	.017	60.060
	x1_pangkat2	.080	.047	.3221	1.703	.111	.012	83.435
	x2_pangkat2	.242	.133	.3961	1.826	.089	.009	109.826
	X1X2	-.109	.102	-.2412	-1.068	.304	.008	119.093

a. Dependent Variable: res_kuadrat

Untuk uji asumsi homoskedastisitas dengan uji Park, pilih *View => Residual Diagnostics => Heteroskedasticity Tests*, sehingga muncul kotak *Heteroskedasticity Tests* (Gambar 2.30). Pilih *Harvey*, pada *Regressors:* ketika **log(pendapatan) log(jumlah_anak)**. Kemudian pilih OK. Hasilnya seperti pada Gambar 2.31.

Gambar 2.30

Gambar 2.31

EViews - [Equation: UNTITLED Workfile: DATA REGRESI UGL::Untitled1]

File

Edit

Object

View

Proc

Quick

Options

Window

Help

View

Proc

Object

Print

Name

Freeze

Estimate

Forecast

Stats

Resids

Heteroskedasticity Test: Harvey

F-statistic	0.658260	Prob. F(2,17)	0.5305
Obs*R-squared	1.437521	Prob. Chi-Square(2)	0.4874
Scaled explained SS	3.056733	Prob. Chi-Square(2)	0.2169

Test Equation:
Dependent Variable: LRESID2
Method: Least Squares
Date: 04/22/15 Time: 21:15
Sample: 1 20
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.298607	4.370310	-1.670043	0.1132
LOG(PENDAPATAN)	2.938970	2.878152	1.021131	0.3215
LOG(JUMLAH_ANAK)	-0.355650	2.459170	-0.144622	0.8867

R-squared	0.071876	Mean dependent var	-2.422546
Adjusted R-squared	-0.037315	S.D. dependent var	3.323493
S.E. of regression	3.384933	Akaike info criterion	5.414026
Sum squared resid	194.7821	Schwarz criterion	5.563386
Log likelihood	-51.14026	Hannan-Quinn criter.	5.443183
F-statistic	0.658260	Durbin-Watson stat	1.381187
Prob(F-statistic)	0.530458		

Gambar 2.32 merupakan hasil uji Park berdasarkan SPSS.

Gambar 2.32

Coefficients ^a					
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-7.299	4.370		-1.670	.113
lnX1	2.939	2.878	.289	1.021	.322
lnX2	-.356	2.459	-.041	-.145	.887

a. Dependent Variable: ln_kuadrat_RES1

Uji Asumsi Normalitas dengan Q-Q Plot

Gambar 2.33 menyajikan nilai residual. Untuk uji asumsi normalitas dengan *Q-Q Plot*, pilih *View => Graph...* (Gambar 2.34), sehingga muncul kotak *Graph Options* (Gambar 2.35). Pada Gambar 2.35, pilih *Quantile-Quantile* dan pada *Q-Q graph*: pilih *Theoretical*. Pada Gambar 2.36, atur menjadi *Normal*, pada *Distributions*:

Gambar 2.33

EViews - [Series: RESID Workfile: DATA REGRESI UGI::Untitled1]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View Proc Object Properties Print Name Freeze Default Sort Edit+/-

Last updated: 04/22/15 - 20:24

1	-1.111734			
2	0.677718			
3	-0.373611			
4	0.203168			
5	0.006141			
6	0.030886			
7	0.080796			
8	0.290391			
9	1.088371			
10	1.478956			
11	-1.005293			
12	0.107027			
13	1.036689			
14	-0.365150			
15	-0.427132			
16	-1.111629			
17	-1.222178			
18	1.036689			
19	0.007027			
20	-0.427132			

Gambar 2.34

Gambar 2.35

Gambar 2.36

Kemudian pilih OK. Hasilnya seperti pada Gambar 2.37.

Gambar 2.37

INTERPRETASI OUTPUT EViews

Asumsi Normalitas Error

Pengujian asumsi normalitas *error* akan diuji dengan pendekatan analisis grafik, yakni *Q-Q plot* (Gambar 2.1). Gambar 2.1 merupakan *output* dari EViews. Pada *Q-Q plot* (Gambar 2.1), titik-titik menyebar cukup dekat pada garis diagonal, maka disimpulkan bahwa asumsi normalitas dipenuhi.

Gambar 2.1

Pada pengujian asumsi normalitas *error* dengan pendekatan analisis grafik *Q-Q plot*, disimpulkan bahwa asumsi normalitas *error* dipenuhi. Berikut akan digunakan pendekatan uji Jarque-Bera untuk menguji asumsi normalitas *error*. Gambar 2.3 merupakan *output* EViews untuk uji normalitas dengan uji Jarque-Bera. Diketahui nilai statistik dari uji Jarque-Bera adalah 0,603823. Gambar 2.2 merupakan perhitungan nilai kritis chi-kuadrat dengan bantuan *Microsoft Excel*. Berikut aturan pengambilan keputusan terhadap hipotesis.

Jika nilai statistik $JB \leq \chi^2_{kritis}, H_0$ diterima dan H_1 ditolak.
Jika nilai statistik $JB > \chi^2_{kritis}, H_0$ ditolak dan H_1 diterima.

Karena nilai statistik dari uji Jarque-Bera, yakni 0,603823, lebih kecil dibandingkan nilai kritis chi-kuadrat, yakni 5,991, maka disimpulkan bahwa

asumsi normalitas *error* dipenuhi. Dengan pendekatan probabilitas, diketahui nilai probabilitas, yakni 0,739403 lebih besar dibandingkan tingkat signifikansi, yakni 0,05. Maka disimpulkan bahwa asumsi normalitas *error* dipenuhi.

Gambar 2.2

C2			f_x	=CHIINV(B2,A2)
	A	B	C	
1	df	tingkat signifikansi	nilai kritis chi-kuadrat	
2	2	0.05	5.991464547	

Gambar 2.3

Asumsi Tidak Terjadi Multikolinearitas

Untuk mendeteksi apakah terindikasi terjadi gejala multikolinearitas, dapat digunakan pendekatan matriks korelasi dari variabel bebas. Jika terdapat nilai korelasi di atas 0,8 antar variabel bebas, maka diindikasikan terjadi multikolinearitas. Gujarati (2003:359) menyatakan sebagai berikut.

“Another suggested rule of thumb is that if the pair-wise or zero-order correlation coefficient between two regressors is high, say, in excess of 0,8, then multicollinearity is a serious problem”.

Output EViews untuk uji asumsi tidak terjadi multikolinearitas disajikan pada Gambar 2.4.

Gambar 2.4

	PENDAPATAN	JUMLAH_ANAK
PENDAPATAN	1.000000	0.562528
JUMLAH_ANAK	0.562528	1.000000

Berdasarkan Gambar 2.4, dapat dilihat bahwa nilai korelasi antara **Pendapatan** dan **Jumlah Anak** adalah 0,56, yang mana tidak lebih dari 0,8.

Gambar 2.5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PENDAPATAN	0.265841	0.114497	2.321809	0.0329
JUMLAH_ANAK	0.590938	0.168099	3.515419	0.0027
C	1.090953	0.671823	1.623868	0.1228

R-squared	0.698578	Mean dependent var	5.015000
Adjusted R-squared	0.663116	S.D. dependent var	1.431699
S.E. of regression	0.830983	Akaike info criterion	2.605066
Sum squared resid	11.73905	Schwarz criterion	2.754425
Log likelihood	-23.05066	Hannan-Quinn criter.	2.634222
F-statistic	19.69963	Durbin-Watson stat	1.924282
Prob(F-statistic)	0.000037		

Asumsi Non-Autokorelasi

Untuk menguji asumsi independensi dari *error* atau non-autokorelasi, dapat digunakan uji Durbin-Watson. Nilai statistik dari uji Durbin-Watson yang lebih kecil dari 1 atau lebih besar dari 3 diindikasikan terjadi autokorelasi. Field (2009:220-221) menyatakan sebagai berikut.

“The size of the Durbin-Watson statistic depends upon the number of predictors in the model and the number of observations. For accuracy, you should look up the exact acceptable values in Durbin and Watson's (1951)

original paper. As very conservative rule of thumb, values less than 1 or greater than 3 are definitely cause for concern; however, values closer to 2 may still be problematic depending on your sample and model”.

Gambar 2.5 merupakan *output* EViews yang menyajikan nilai statistik dari uji Durbin-Watson. Diketahui nilai statistik dari uji Durbin-Watson adalah 1,924282, yang mana nilai tersebut berada di antara 1 dan 3. Maka disimpulkan bahwa asumsi non-autokorelasi dipenuhi atau tidak terjadi autokorelasi.

Asumsi Homoskedastisitas

Asumsi homoskedastisitas menyatakan terjadi kesamaan varians dari *error* (*errors with constant variance*) untuk setiap tingkatan atau level dari variabel-variabel bebas. Ketika asumsi homoskedastisitas tidak dipenuhi, maka peristiwa tersebut disebut heteroskedastisitas. Untuk mendeteksi terjadinya gejala heteroskedastisitas dapat dilakukan dengan menggunakan uji Park, uji Glejser, dan uji White. Gambar 2.6 merupakan *output* EViews untuk uji asumsi homoskedastisitas dengan uji Park. Diketahui nilai probabilitas untuk koefisien regresi **LOG(PENDAPATAN)** dan **LOG(JUMLAH_ANAK)** masing-masing adalah 0,3215 dan 0,8867, yang mana keduanya tidak signifikan secara statistik pada tingkat signifikansi 0,05. Maka disimpulkan bahwa asumsi homoskedastisitas dipenuhi.

Gambar 2.7 merupakan *output* EViews untuk uji asumsi homoskedastisitas dengan uji Glejser. Diketahui nilai probabilitas untuk koefisien regresi **PENDAPATAN** dan **JUMLAH_ANAK** masing-masing adalah 0,1210 dan 0,9846, yang mana keduanya tidak signifikan secara statistik pada tingkat signifikansi 0,05. Maka disimpulkan bahwa asumsi homoskedastisitas dipenuhi.

Gambar 2.8 merupakan *output* EViews untuk uji asumsi homoskedastisitas dengan uji White. Berikut hasil kali antara nilai koefisien determinasi (*R-Squared*) dan ukuran sampel (*sample size*).

$$0,399973 \times 20 = 7,99946.$$

Selanjutnya akan dihitung nilai kritis chi-kuadrat dengan nilai derajat bebas 5 dengan bantuan *software Microsoft Excel* (Gambar 2.9). Diketahui nilai kritis chi-kuadrat adalah 11,07. Perhatikan bahwa karena hasil kali antara nilai koefisien determinasi (*R-Squared*) dan ukuran sampel (*sample size*), yakni 7,99946, lebih kecil dibandingkan nilai kritis chi-kuadrat, yakni 11,07, maka disimpulkan bahwa hipotesis nol diterima, yakni tidak terjadi heteroskedastisitas.

Gambar 2.6

EViews - [Equation: UNTITLED Workfile: DATA REGRESI UGI::Untitled1]

File

Edit

Object

View

Proc

Quick

Options

Window

Help

View

Proc

Object

Print

Name

Freeze

Estimate

Forecast

Stats

Resids

Heteroskedasticity Test: Harvey

F-statistic	0.658260	Prob. F(2,17)	0.5305
Obs*R-squared	1.437521	Prob. Chi-Square(2)	0.4874
Scaled explained SS	3.056733	Prob. Chi-Square(2)	0.2169

Test Equation:

Dependent Variable: LRESID2

Method: Least Squares

Date: 04/22/15 Time: 21:15

Sample: 1 20

Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.298607	4.370310	-1.670043	0.1132
LOG(PENDAPATAN)	2.938970	2.878152	1.021131	0.3215
LOG(JUMLAH_ANAK)	-0.355650	2.459170	-0.144622	0.8867

R-squared	0.071876	Mean dependent var	-2.422546
Adjusted R-squared	-0.037315	S.D. dependent var	3.323493

Gambar 2.7

EViews - [Equation: UNTITLED Workfile: DATA REGRESI UGI::Unitt

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View

Proc

Object

Print

Name

Freeze

Estimate

Forecast

Stats

Resids

Heteroskedasticity Test: Glejser

F-statistic	1.975675	Prob. F(2,17)	0.1692
Obs*R-squared	3.771928	Prob. Chi-Square(2)	0.1517
Scaled explained SS	3.332156	Prob. Chi-Square(2)	0.1890

Test Equation:

Dependent Variable: ARESID

Method: Least Squares

Date: 04/22/15 Time: 20:21

Sample: 1 20

Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.067194	0.371900	-0.180678	0.8588
PENDAPATAN	0.103465	0.063382	1.632395	0.1210
JUMLAH_ANAK	0.001819	0.093054	0.019546	0.9846

Gambar 2.8

Gambar 2.9

Mengukur Kecocokkan Model Regresi Linear Berganda terhadap Data dengan Koefisien Determinasi (r^2)

Berdasarkan Gambar 2.5, diketahui nilai koefisien determinasi (*R-Squared*) 0,698578. Nilai tersebut dapat diinterpretasikan sebagai variabel pendapatan dan jumlah anak mampu menjelaskan atau menerangkan variabel pengeluaran sebesar 69,86%, sisanya sebesar 30,14% dijelaskan oleh variabel-variabel lain.

Menguji Signifikansi Kecocokkan Model Regresi Linear terhadap Data dengan Uji F

Berdasarkan Gambar 2.5, diketahui nilai statistik dari uji F adalah 19,69.

$$df1 = \text{Derajat bebas pembilang} = k - 1 = 3 - 1 = 2.$$

$$df2 = \text{Derajat bebas penyebut} = n - k = 20 - 3 = 17.$$

Berikut perhitungan nilai kritis F (F tabel) berdasarkan *Microsoft Excel* (Gambar 2.10).

Gambar 2.10

Clipboard		Font			
D2		fx =FINV(C2,A2,B2)			
	A	B	C	D	E
1	df1	df2	tingkat signifikansi	Nilai Kritis F	
2	2	17	0.05	3.591530569	

Perhatikan bahwa karena nilai statistik dari uji F , yakni 19,69 lebih besar dibandingkan nilai kritis F , yakni 3,591, maka disimpulkan bahwa pengaruh simultan atau bersama-sama dari variabel bebas pendapatan dan jumlah anak terhadap pengeluaran signifikan secara statistik pada tingkat signifikansi 5%.

Selain pendekatan nilai kritis, dapat juga digunakan pendekatan nilai probabilitas. Berdasarkan Gambar 2.5, diketahui nilai probabilitas dari nilai statistik dari uji F ($Prob(F\text{-statistic})$) adalah 0,000037. Karena nilai probabilitas tersebut lebih kecil dibandingkan tingkat signifikansi, yakni 0,05, maka disimpulkan bahwa pengaruh simultan atau bersama-sama dari variabel bebas pendapatan dan jumlah anak terhadap pengeluaran signifikan secara statistik pada tingkat signifikansi 5%.

Uji Signifikansi Koefisien Regresi Secara Individu dengan Uji t

Berikut akan ditentukan apakah faktor pendapatan mempengaruhi pengeluaran secara signifikan (signifikan secara statistik), dengan mengontrol pengaruh jumlah anak. *Output* EViews untuk uji signifikansi koefisien regresi populasi secara individu dengan uji t disajikan pada Gambar 2.5. Berdasarkan Gambar 2.5, nilai statistik dari uji t untuk variabel pendapatan adalah 2,3218. Nilai kritis t dengan derajat bebas $n - k = 20 - 3 = 17$ dan tingkat signifikansi 5% adalah $\pm 2,110$.

Gambar 2.11

	A	B	C
1	derajat bebas	tingkat signifikansi	Nilai Kritis T
2	17	0.05	2.109815559
3			

Berikut aturan pengambilan keputusan terhadap hipotesis berdasarkan uji t .

Jika $|t_{hitung}| \leq |t_{kritis}|$, maka H_0 diterima dan H_1 ditolak.

Jika $|t_{hitung}| > |t_{kritis}|$, maka H_0 ditolak dan H_1 diterima.

Perhatikan bahwa karena $|t_{hitung}| > |t_{kritis}|$, yakni $2,3128 > 2,110$, maka disimpulkan bahwa faktor pendapatan mempengaruhi pengeluaran secara signifikan (signifikan secara statistik), dengan mengontrol pengaruh jumlah anak.

Pengambilan keputusan terhadap hipotesis juga dapat dilakukan dengan menggunakan pendekatan nilai probabilitas dari uji t . Nilai probabilitas dari uji t berdasarkan variabel pendapatan adalah 0,0329. Karena nilai probabilitas tersebut lebih kecil dibandingkan tingkat signifikansi $\alpha = 5\%$, maka disimpulkan bahwa faktor pendapatan mempengaruhi pengeluaran secara signifikan (signifikan secara statistik), dengan mengontrol pengaruh jumlah anak.

Diketahui nilai koefisien regresi untuk variabel pendapatan adalah 0,266. Nilai tersebut dapat diinterpretasikan ketika pendapatan bertambah Rp.1 juta, maka secara rata-rata (*on average*) pengeluaran meningkat sebesar Rp.266.000, ketika pengaruh dari jumlah anak dipertahankan konstan.

Selanjutnya akan ditentukan apakah faktor jumlah anak mempengaruhi pengeluaran secara signifikan (signifikan secara statistik), dengan mengontrol pengaruh pendapatan. Berdasarkan Gambar 2.5, nilai statistik dari uji t untuk variabel jumlah anak adalah 3,515. Nilai kritis t dengan derajat bebas $n - k = 20 - 3 = 17$ dan tingkat signifikansi 5% adalah $\pm 2,110$.

Perhatikan bahwa karena $|t_{hitung}| > |t_{kritis}|$, yakni $3,515 > 2,110$, maka disimpulkan bahwa faktor jumlah anak mempengaruhi pendapatan secara signifikan (signifikan secara statistik), dengan mengontrol pengaruh pendapatan. Nilai probabilitas (*Sig*) dari uji t berdasarkan variabel jumlah anak adalah 0,0027. Karena nilai probabilitas tersebut lebih kecil dibandingkan tingkat signifikansi $\alpha = 5\%$, maka disimpulkan bahwa faktor jumlah anak

mempengaruhi pengeluaran secara signifikan (signifikan secara statistik), dengan mengontrol pengaruh pendapatan.

Diketahui nilai koefisien regresi untuk variabel jumlah anak adalah 0,59. Nilai tersebut dapat diinterpretasikan ketika jumlah anak bertambah satu, maka secara rata-rata (*on average*) pengeluaran meningkat sebesar Rp.590.000, ketika pengaruh dari pendapatan dipertahankan konstan. Perhatikan bahwa variabel jumlah anak memberikan kontribusi yang terbesar terhadap kenaikan pengeluaran dalam suatu keluarga.

Referensi

1. Agresti, A. dan B. Finlay. 2009. *Statistical Methods for the Social Sciences, 4th Edition*. United States of America: Prentice Hall.
2. Field, A. 2009. *Discovering Statistics Using SPSS, 3rd Edition*. London: Sage.
3. Gio, P.U. 2013. *Aplikasi Statistika dalam SPSS*. Medan: USUpress.
4. Gujarati, D.N. 2003. *Basic Econometrics, 4th Edition*. New York: McGraw-Hill.
5. Hair, J.F Jr., R.E. Anderson, B.J. Babin, dan W.C. Black. 2010. *Multivariate Data Analysis, 7th Edition*. Pearson Prentice Hall.
6. Johnson, R.A. dan D.W. Wichern. 2007. *Applied Multivariate Statistical Analysis, 6th Edition*. United States of America: Prentice Hall.
7. Malhotra, N.K. dan D.F. Birks. 2006. *Marketing Research, An Applied Approach, 2nd European Edition*. London: Prentice Hall.
8. Montgomery, D.C. dan G.C. Runger. 2011. *Applied Statistics and Probability for Engineers, 5th Edition*. United States of America: John Wiley & Sons, Inc.
9. Stevens, J.P. 2009. *Applied Multivariate Statistics For The Social Science, 5th Edition*. New York: Routledge.
10. Supranto, J. 2004. *Ekonometri, Buku Kedua*. Jakarta: Ghalia Indonesia.
11. Supranto, J. 2005. *Ekonometri, Buku Kesatu*. Jakarta: Ghalia Indonesia.

Bab 3

REGRESI DATA PANEL

Sekilas Mengenai Data Cross-Section, Data Time Series, dan Data Panel

Gujarati (2003:27) menyatakan **data cross-section** merupakan suatu data yang terdiri dari satu atau lebih variabel yang dikumpulkan pada waktu yang sama (*at the same point in time*). Tabel 3.1 merupakan contoh dari data *cross-section*.

Tabel 3.1 Pendapatan dan pengeluaran dari 4 perusahaan pada tahun 2000 (dalam milyar) (data fiktif)

Nama Perusahaan	Pendapatan (X)	Pengeluaran (Y)
Perusahaan A	35	22
Perusahaan B	21	15
Perusahaan C	99	56
Perusahaan D	27	12

Data *cross-section* pada Tabel 3.1 terdiri atas dua variabel, yakni pendapatan (X) dan pengeluaran (Y). Data pendapatan dan pengeluaran dari empat perusahaan tersebut dikumpulkan pada waktu yang sama, yakni pada tahun 2000. Selain data *cross-section*, terdapat jenis data lain, yakni **data time series**. Pada data *time series*, serangkaian nilai-nilai pengamatan dari suatu variabel dikumpulkan berdasarkan waktu yang berbeda-beda (Gujarati, 2003:25). Tabel 3.2 merupakan contoh dari data *time series*.

Tabel 3.2 Pendapatan dan pengeluaran pada perusahaan A dalam periode 2000-2005 (dalam milyar) (data fiktif)

Tahun	Pendapatan (X)	Pengeluaran (Y)
2000	35	22
2001	21	15
2002	99	56
2003	27	12
2004	46	27
2005	66	36

Data *time series* pada Tabel 3.2 menyajikan tingkat pendapatan (X) dan pengeluaran (Y) dari perusahaan A **selama enam tahun**, yakni dari tahun 2000 sampai tahun 2005.

Data yang memuat unsur *time series* dan *cross-section* disebut dengan **data panel**. Data panel disebut juga dengan *pooled data* (*pooling of time series and cross sectional observations*), *combination of time series and cross section data*, *micropanel data* (Gujarati, 636:2003). Tabel 3.3 merupakan contoh dari data panel.

Tabel 3.3 Pendapatan dan pengeluaran pada perusahaan A, B, C, dan D dalam periode 2000-2002 (dalam milyar)

Nama Perusahaan	Tahun	Pendapatan (X)	Pengeluaran (Y)
Perusahaan A	2000	35	26
Perusahaan A	2001	36	27
Perusahaan A	2002	32	24
Perusahaan B	2000	41	33
Perusahaan B	2001	42	32
Perusahaan B	2002	44	36
Perusahaan C	2000	43	39
Perusahaan C	2001	41	31
Perusahaan C	2002	46	36
Perusahaan D	2000	23	19
Perusahaan D	2001	28	18
Perusahaan D	2002	25	19

Berdasarkan data pada Tabel 3.3, diketahui terdapat 4 unit *cross-sectional* dan 3 waktu pengamatan, maka jumlah pengamatan (*observation*) sebanyak

$$3 \times 4 = 12 \text{ pengamatan.}$$

Untuk setiap pengamatan dapat dinyatakan dalam persamaan sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \text{Pengeluaran}_{i,t} &= \beta_1 + \beta_2 \text{Pendapatan}_{i,t} + u_{i,t}, & [3.1] \\ i &= 1,2,3,4 \\ t &= 1,2,3. \end{aligned}$$

Misalkan i menyatakan unit *cross-sectional* ke- i dan t menyatakan waktu pengamatan ke- t . Perhatikan bahwa

$$\text{Pengeluaran}_{1,1} = \beta_1 + \beta_2 \text{Pendapatan}_{1,1} + u_{1,1},$$

$$26 = \beta_1 + 35\beta_2 + u_{1,1},$$

$$Pengeluaran_{3,2} = \beta_1 + \beta_2 Pendapatan_{3,2} + u_{3,2},$$

$$31 = \beta_1 + 41\beta_2 + u_{3,2},$$

dan seterusnya. Berdasarkan data pada Tabel 3.3, perhatikan bahwa masing-masing unit *cross-sectional* memiliki jumlah waktu pengamatan yang sama. Pada unit *cross-sectional* Perusahaan A, memiliki 3 waktu pengamatan, yakni mulai dari tahun 2000, 2001, dan 2002. Begitu juga pada unit *cross-sectional* Perusahaan B memiliki 3 waktu pengamatan, yakni dari tahun 2000, 2001, dan 2002. Data panel yang demikian disebut juga dengan istilah ***balanced panel***. Namun, jika jumlah waktu pengamatan tidak sama atau berbeda-beda, maka disebut ***unbalanced panel***.

Keuntungan Menggunakan Data Panel

Beberapa keuntungan menggunakan data panel sebagai berikut (Baltagi dalam Gujarati, 2003:637-638).

1. Unit-unit *cross-sectional* pada data panel dapat berupa individu-individu, perusahaan-perusahaan, negara-negara, dan sebagainya. Karena unit-unit *cross-sectional* pada data panel diamati dalam rangkaian kurun waktu tertentu (*over time*), maka akan terjadi keragaman atau heterogenitas (*heterogeneity*) dalam tiap-tiap unit *cross-sectional*. Teknik-teknik estimasi data panel dapat mengakomodasi atau memperhitungkan tingkat heterogenitas unit-unit *cross-sectional* secara eksplisit.
2. Dengan mengkombinasikan pengamatan-pengamatan *time series* dan *cross-section*, data panel menyajikan data yang lebih informatif (*more informative*) dan beragam (*variability*), pengaruh kolinearitas antar variabel berkurang (*less collinearity among variables*), meningkatkan nilai derajat bebas, serta lebih efisien.
3. Dengan mempelajari pengamatan unit-unit *cross-sectional* yang berulang-ulang (*repeated cross-section of observations*), data panel lebih baik (*panel data are better suited*) untuk mempelajari dinamika perubahan (*dynamics of change*).
4. Data panel dapat lebih baik dalam hal mendeteksi dan mengukur pengaruh-pengaruh yang tidak dapat diobservasi (*cannot be observed*) dalam data *cross-section* murni atau data *time series* murni.
5. Data panel memungkinkan untuk mempelajari model perilaku yang lebih rumit. Sebagai contoh, fenomena mengenai *economies of scale* dan perubahan teknologi dapat ditangani lebih baik (*can be better*).

handled) dengan data panel, daripada menggunakan data *cross-section* murni atau data *time series* murni.

Estimasi Model Regresi Data Panel (Pendekatan Fixed Effects)

Judge dan Hsiao dalam (Gujarati, 2003:640) menyatakan estimasi dari model regresi data panel pada persamaan [3.1] bergantung pada asumsi-asumsi mengenai intersep (*intercept*), koefisien-koefisien kemiringan (*slope coefficients*), dan error u_{it} . Berikut beberapa kemungkinan dari model regresi data panel:

1. Model regresi data panel yang mengasumsikan (*assume*) intersep dan koefisien-koefisien kemiringan bersifat konstan sepanjang unit-unit *cross-sectional* dan waktu pengamatan (*time series*), serta error menangkap perbedaan-perbedaan (*error term captures differences*) sepanjang unit-unit *cross-sectional* dan waktu pengamatan (*time series*).
2. Model regresi data panel yang mengasumsikan koefisien-koefisien kemiringan bersifat konstan, namun intersep bervariasi (*varies*) terhadap unit-unit *cross-sectional* atau individu-individu (*over individuals*).
3. Model regresi data panel yang mengasumsikan koefisien-koefisien kemiringan bersifat konstan, namun intersep bervariasi terhadap individu-individu dan waktu pengamatan (*over individuals and time*).
4. Model regresi data panel yang mengasumsikan seluruh koefisien (intersep dan juga koefisien-koefisien kemiringan) bervariasi terhadap individu-individu (*over individuals*).
5. Model regresi data panel yang mengasumsikan intersep dan juga koefisien-koefisien kemiringan bervariasi terhadap individu-individu (*individuals*) dan waktu pengamatan (*time*).

Model Regresi Data Panel dengan Intersep dan Koefisien-Koefisien Kemiringan Konstan

Pada model regresi data panel dengan intersep dan koefisien-koefisien kemiringan diperlakukan konstan sepanjang unit *cross-sectional* dan *time series*, tidak dapat dilihat apakah terdapat perbedaan yang signifikan (secara statistik) antar unit *cross-sectional* atau antar periode waktu pengamatan. Metode estimasi parameter yang digunakan adalah metode *ordinary least squares* (OLS). Persamaan untuk model regresi data panel dengan intersep dan

koefisien-koefisien kemiringan diperlakukan konstan tersaji pada persamaan [3.1]. Model persamaan [3.1] disebut juga dengan istilah *common effects model* (CEM).

Model Regresi Data Panel dengan Intersep Bervariasi sepanjang Unit Cross-Sectional, namun Koefisien-Koefisien Kemiringan Konstan (Fixed Effects Model)

Gujarati (2003:642) menyatakan salah satu cara untuk melihat ada tidaknya perbedaan antar unit *cross-sectional* adalah dengan cara membiarkan nilai intersep bervariasi untuk setiap unit *cross-sectional*, namun dengan tetap memperlakukan konstan terhadap koefisien-koefisien kemiringan. Berdasarkan model persamaan [3.1], maka model regresi data panel dengan intersep bervariasi sepanjang unit *cross-sectional*, namun koefisien-koefisien kemiringan konstan dapat dinyatakan dalam persamaan sebagai berikut.

$$Pengeluaran_{i,t} = \beta_{1i} + \beta_2 \text{Pendapatan}_{i,t} + u_{i,t}. \quad [3.2]$$

Berdasarkan persamaan [3.2], perhatikan bahwa pada intersep terdapat subskrip i , yang berarti bahwa nilai intersep akan bervariasi untuk setiap unit *cross-sectional* ke- i . Dalam hal ini, β_{11} merupakan intersep untuk unit *cross-sectional* ke-1, β_{12} merupakan intersep untuk unit *cross-sectional* ke-2, dan seterusnya. Gujarati (2003:642) menyatakan model persamaan [3.2] disebut juga dengan istilah *fixed effects (regression) model* (FEM). Istilah “*fixed effects*” dikarenakan intersep dapat berbeda sepanjang unit *cross-sectional*, namun intersep tersebut tidak berubah atau tidak berbeda disepanjang waktu pengamatan (*over time*) (*time invariant*). Seandainya pada intersep dinyatakan dengan β_{1it} , maka intersep untuk setiap unit *cross-sectional* akan bervariasi sepanjang waktu pengamatan (*time variant*).

Gujarati (2003:642) mengemukakan cara untuk menyatakan model regresi data panel *fixed effects model*, yakni dengan menggunakan teknik variabel *dummy*, yang mana persamaannya dinyatakan sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \text{Pengeluaran}_{i,t} = & \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_4 D_{4i} + \beta_2 \text{Pendapatan}_{i,t} \\ & + u_{i,t} \quad [3.3] \end{aligned}$$

Perhatikan bahwa $D_{2i} = 1$ untuk unit *cross-sectional* ke-2, sementara yang lain bernilai 0. $D_{3i} = 1$ untuk unit *cross-sectional* ke-3, sementara yang lain bernilai 0. $D_{4i} = 1$ untuk unit *cross-sectional* ke-4, sementara yang lain bernilai 0. Perlu diperhatikan bahwa untuk unit *cross-sectional* ke-1 tidak memiliki variabel *dummy*. Perhatikan juga bahwa α_1 merupakan intersep untuk unit *cross-sectional* ke-1. Untuk α_2, α_3 , dan α_4 menjelaskan seberapa besar intersep dari unit *cross-sectional* ke-2,3, dan 4 berbeda dari intersep unit *cross-sectional* ke-1. Dengan kata lain, unit *cross-sectional* ke-1 menjadi basis perbandingan.

Namun tentunya, dapat juga diatur untuk menetapkan unit *cross-sectional* tertentu untuk menjadi basis perbandingan. Gujarati (2003:642-643) menyatakan model persamaan [3.33] disebut juga dengan istilah ***least-squares dummy variable (LSDV) model*** atau disebut juga ***covariance model***.

Estimasi Model Regresi Data Panel (Pendekatan Random Effects (REM))

Model regresi data panel *random effect* disebut juga dengan istilah ***error component model*** (ECM). Salah satu perbedaan antara *fix effects model* (FEM) dan *error component model* (ECM) adalah pada FEM, intersep β_{1i} diperlakukan tetap (*treating β_{1i} as fixed*), sementara pada ECM, intersep bersifat *random variable* dengan nilai rata-rata (*mean*) β_1 . Gujarati (2003:647) menyatakan sebagai berikut.

“Instead of treating β_{1i} as fixed, we assumed that it is a random variable with a mean value of β_1 (no subscript i here)”.

Pada ECM, intersep dari unit *cross-sectional* dinyatakan sebagai berikut.

$$\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad [3.4]$$

Perhatikan bahwa ε_i menyatakan ***random error*** dengan nilai rata-rata 0 dan varians σ_ε^2 . Pada ECM mengasumsikan jumlah unit *cross-sectional* dalam sampel ditarik dari populasi yang berukuran besar (jumlah unit *cross-sectional* dari suatu populasi besar atau banyak), dengan β_1 merupakan nilai rata-rata intersep (populasi), serta nilai selisih antara intersep dari suatu unit *cross-sectional* dan β_1 dinyatakan dalam *random error* ε_i (Gujarati, 2003:647).

Dengan mensubstitusikan [3.4] ke dalam [3.2], maka diperoleh

$$Pengeluaran_{i,t} = \beta_{1i} + \beta_2 \text{Pendapatan}_{i,t} + u_{i,t}$$

$$Pengeluaran_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{Pendapatan}_{i,t} + \varepsilon_i + u_{i,t}$$

$$Pengeluaran_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{Pendapatan}_{i,t} + w_{i,t},$$

di mana

$$w_{i,t} = \varepsilon_i + u_{i,t}. \quad [3.5]$$

Perhatikan bahwa $w_{i,t}$ disebut juga dengan istilah *composite error* (kesalahan gabungan), yang mana terdiri dari dua komponen (*component*), yakni ε_i merupakan *cross-sectional error component*, dan $u_{i,t}$ merupakan *combined time series dan cross-sectional error component*. Istilah mengenai *error*

components model (ECM) mengacu pada *composite error* $w_{i,t}$ terdiri dari dua (atau lebih) *error components* (Gujarati, 2003:648).

Gujarati (2003:648) memaparkan asumsi-asumsi dari ECM sebagai berikut.

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$u_{i,t} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

$$E(\varepsilon_i, u_{i,t}) = 0, \quad E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \quad (i \neq j)$$

$$E(u_{i,t}, u_{i,s}) = E(u_{i,t}, u_{j,t}) = E(u_{i,t}, u_{j,s}) = 0, \quad (i \neq j; t \neq s).$$

Perhatikan bahwa pada asumsi $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ berarti *error component* ε_i diasumsikan berdistribusi normal dengan rata-rata 0 dan varians σ_ε^2 . Pada asumsi $u_{i,t} \sim N(0, \sigma_u^2)$ berarti *error component* $u_{i,t}$ diasumsikan berdistribusi normal dengan rata-rata 0 dan varians σ_u^2 . Sementara pada asumsi $E(\varepsilon_i, u_{i,t}) = 0$ berarti antara *error component* ε_i dan *error component* $u_{i,t}$ tidak berkorelasi (*uncorrelated*), serta $E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ berarti antara *error component* ε_i dan ε_j , dengan $i \neq j$, tidak berkorelasi.

Perlu diperhatikan bahwa dalam FEM, setiap unit *cross-sectional* memiliki nilai intersepnya masing-masing, yakni dalam N nilai-nilai tertentu (*in all N such values*), untuk N unit *cross-sectional*, sedangkan dalam ECM, intersep β_1 menyatakan nilai rata-rata dari seluruh nilai intersep unit *cross-sectional* dan *error component* ε_i menyatakan penyimpangan nilai intersep dari suatu *cross-sectional* terhadap β_1 . Perlu diperhatikan juga bahwa nilai ε_i tidak dapat diobservasi secara langsung, yang mana dikenal dengan istilah *unobservable*, atau *latent variable* (Gujarati, 2003:648).

Pemilihan Model antara FEM (Fixed Effects Model) dan CEM (Common Effects Model)

Uji F dapat digunakan dalam pemilihan model antara CEM dan FEM. Berikut rumus untuk menghitung nilai statistik dari uji F (Baltagi, 2011:308).

$$F = \frac{\left(\frac{RRSS - URSS}{(N - 1)} \right)}{\left(\frac{URSS}{(NT - N - K)} \right)}$$

Perhatikan bahwa $RRSS$ merupakan *restricted residuals sums of squares*, $URSS$ merupakan *unrestricted residuals sums of squares*, N merupakan jumlah unit *cross-sectional*, T merupakan jumlah waktu pengamatan, dan K jumlah

variabel bebas yang digunakan. Dengan kata lain, RRSS merupakan *residual sums of squares* dari CEM, sedangkan URSS merupakan *residual sums of squares* dari FEM. Selanjutnya nilai statistik dari uji F dibandingkan dengan nilai kritis F (F tabel). Sebelum menentukan nilai kritis F, maka perlu ditentukan nilai derajat bebas pembilang (*numerator*) dan derajat bebas penyebut (*denominator*). Nilai derajat bebas pembilang dan penyebut ditentukan sebagai berikut.

$$\begin{aligned} df1 &= \text{derajat bebas pembilang} = N - 1. \\ df2 &= \text{derajat bebas penyebut} = NT - N - K. \end{aligned}$$

Jika nilai statistik dari uji F lebih besar atau sama dengan nilai kritis F ($F_{hitung} \geq F_{kritis}$), maka FEM lebih baik dibandingkan CEM. Cara lain adalah dengan membandingkan nilai probabilitas (*probability*) terhadap tingkat signifikansi. Jika nilai probabilitas lebih kecil dibandingkan tingkat signifikansi, maka FEM lebih baik dibandingkan CEM.

Cara lain untuk menghitung nilai statistik dari uji F adalah sebagai berikut (Gujarati, 2003:643).

$$F = \frac{\left(\frac{R_{UR}^2 - R_R^2}{N - 1} \right)}{\left(\frac{1 - R_{UR}^2}{NT - N - K} \right)}$$

Perhatikan bahwa R_{UR}^2 dan R_R^2 masing-masing merupakan nilai koefisien determinasi *unrestricted* dan *restricted*. Dengan kata lain, R_{UR}^2 merupakan nilai koefisien determinasi dari FEM, sedangkan R_R^2 nilai koefisien determinasi dari CEM. Penghitungan nilai kritis F sama seperti sebelumnya.

Pemilihan Model antara FEM (Fixed Effects Model) dan ECM (Error Component Model)

Judge (1980) dalam Gujarati (2003:650) memberikan saran dalam pemilihan model antara FEM dan ECM sebagai berikut.

1. Jika jumlah waktu pengamatan (T) panjang atau besar (*large*) dan jumlah unit *cross-sectional* (N) sedikit atau kecil (*small*), terdapat perbedaan yang tipis (*there is likely to be little difference*) pada nilai-nilai estimasi parameter antara FEM dan ECM. Namun dalam hal ini, FEM mungkin lebih disukai.
2. Ketika jumlah unit *cross-sectional* (N) banyak dan jumlah waktu pengamatan (T) pendek, estimasi-estimasi parameter yang diperoleh antara FEM dan ECM dapat berbeda signifikan. Ingat kembali bahwa pada ECM, $\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i$, di mana ε_i merupakan *cross-sectional*

random component, sedangkan dalam FEM, β_{1i} diperlakukan tetap (*treat β_{1i} as fixed*) dan tidak acak. Pada kasus ini, penentuan FEM dan ECM bergantung pada unit-unit *cross-sectional* yang diamati dalam sampel. Jika sangat yakin bahwa individu-individu atau unit-unit *cross-sectional* dalam sampel tidak berdasarkan pengambilan atau penarikan acak (*are not random drawing*), maka FEM lebih cocok. Namun jika unit-unit *cross-sectional* dalam sampel berdasarkan pengambilan acak (*random drawings*), maka ECM lebih cocok.

3. Jika *cross-sectional error component* ε_i dan satu atau lebih variabel bebas berkorelasi, maka estimator-estimator pada ECM bias (*biased*), sedangkan estimator-estimator pada FEM tak bias (*unbiased*).
4. Jika jumlah unit *cross-sectional* (N) banyak dan jumlah waktu pengamatan (T) pendek, dan jika asumsi-asumsi yang mendasari ECM terpenuhi, maka estimator-estimator ECM lebih efisien dibandingkan estimator-estimator FEM.

Terdapat juga uji formal (*formal test*) dalam pemilihan model antara FEM dan ECM. Terpenuhinya atau tidak asumsi mengenai korelasi antara *individual (cross-sectional) error component* ε_i terhadap variabel-variabel bebas, menentukan dalam pemilihan model antara FEM dan ECM. Gujarati (2003:650) menyatakan sebagai berikut.

“The challenge facing a researcher is: Which model is better, FEM or ECM? The answer to this question hinges around the assumption one makes about the likely correlation between the individual, or cross-section specific, error component ε_i and the X regressors”.

Senada dengan Gujarati, Baltagi (2011:320) menyatakan sebagai berikut.

“A critical assumption in the error components regression model is that $E(u_{it}/X_{it}) = 0$. This is important given that the disturbances contain individual effects which are unobserved and may be correlated with the X_{it} 's”.

Johnston dan DiNardo (1996:403-404) menyatakan sebagai berikut.

*“We have developed two estimators that have different properties depending on the **correlation between α_i and the regressors**. Specifically,*

1. *If the effects are uncorrelated with the explanatory variables, the random effects (RE) estimator is consistent and efficient. The fixed effects (FE) estimator is consistent but not efficient.*
2. *If the effects are correlated with the explanatory variables, the fixed effects estimator is consistent and efficient but the random effects estimator is now inconsistent”.*

Uji Hausman dapat digunakan dalam penentuan model antara FEM dan ECM. Hipotesis nol menyatakan estimator-estimator antara FEM dan ECM tidak berbeda secara substansial. Dengan kata lain, jika hipotesis nol ditolak, maka ECM tidak cocok untuk digunakan, dan lebih baik menggunakan FEM (Gujarati, 2003:651). Nilai statistik dari uji Hausman secara asimtotik berdistribusi chi-kuadrat dengan derajat bebas k , di mana k merupakan jumlah variabel bebas, dengan hipotesis nol menyatakan *random effects estimator* benar. Johnston dan DiNardo (1996:404) menyatakan sebagai berikut.

“The Hausman test statistic (discussed in Chapter 10) will be distributed as χ^2 with k degrees of freedom under the null hypothesis that the random effects estimator is correct”.

PENYELESAIAN DALAM EVIEWS

Misalkan diberikan data panel sebagai berikut (Tabel 3.1).

**Tabel 3.1 Data Pendapatan dan Pengeluaran (Dalam Milyar)
(Data Fiktif)**

Perusahaan	Tahun	Pengeluaran	Pendapatan
Perusahaan A	2000	2.1	4
Perusahaan A	2001	2.3	5.4
Perusahaan A	2002	2.2	2.7
Perusahaan A	2003	2.4	6.8
Perusahaan A	2004	2.2	3.4
Perusahaan B	2000	3.4	10.4
Perusahaan B	2001	3	4.3
Perusahaan B	2002	3.2	9
Perusahaan B	2003	3.3	8.5
Perusahaan B	2004	3.2	4.5
Perusahaan C	2000	5.5	7
Perusahaan C	2001	5.4	6.3
Perusahaan C	2002	5.5	6
Perusahaan C	2003	5.2	5.6
Perusahaan C	2004	5.3	5.6

Berdasarkan Tabel 3.1, diketahui terdapat tiga perusahaan, dengan masing-masing perusahaan diamati pendapatan dan pengeluaran selama 5 tahun, yakni dari tahun 2000 hingga 2004. Tahap awal untuk mengolah data tersebut dalam EViews ialah ketik data pada Tabel 3.1 seperti pada Gambar 3.1. Selanjutnya simpan dengan nama **data panel baru** dengan format *Excel 97-2003 Workbook* (*.xls).

Gambar 3.1

	A	B
1	Pengeluaran	Pendapatan
2	2.1	4
3	2.3	5.4
4	2.2	2.7
5	2.4	6.8
6	2.2	3.4
7	3.4	10.4
8	3	4.3
9	3.2	9
10	3.3	8.5
11	3.2	4.5
12	5.5	7
13	5.4	6.3
14	5.5	6
15	5.2	5.6
16	5.3	5.6

Selanjutnya aktifkan *Software* EViews 7. Pilih *File => New => Workfile...* (Gambar 3.1), sehingga muncul kotak *Workfile Create* (Gambar 3.2).

Gambar 3.2

Pada Gambar 3.3, ketik **2000** pada *Start date*: dan pada *End date*: ketik **2004**. Hal ini karena waktu pengamatan (*time series*) dimulai dari tahun 2000 hingga 2004. Selanjutnya pilih OK, sehingga muncul kotak *Workfile: UNTITLED* (Gambar 3.4). Pada Gambar 3.4, pilih *Object => New Object...*, sehingga muncul kotak *New Object* (Gambar 3.5).

Gambar 3.3

Pada Gambar 3.5, pilih *Pool* pada *Type of object*, dan ketik **Ugi** pada *Name of object*. Kemudian pilih OK, sehingga muncul kotak *Pool: UGI* (Gambar 3.6). Pada Gambar 3.6, ketik seperti berikut.

PerusahaanA
PerusahaanB
PerusahaanC

Perhatikan bahwa terdapat 3 perusahaan, yakni perusahaan A, B, dan C.

Gambar 3.4

Gambar 3.5

Pada Gambar 3.6 atau Gambar 3.7, pilih *Proc => Import Pool Data (ASCII, XLS, WK?)*, sehingga muncul kotak *Open* (Gambar 3.8).

Gambar 3.6

Gambar 3.7

Pada kotak *Open* (Gambar 3.7), pilih file *Excel* (format 97-2003) bernama **data panel ugi** dan pilih *Open*, sehingga muncul kotak *Excel Spreadsheet Import* (Gambar 3.8). Pada Gambar 3.8, pilih file *Excel* yang telah disimpan tadi, dengan nama **data panel baru**.

Gambar 3.8

Pada Gambar 3.9, ketik A2 pada bagian *Upper-left data cell*. Mengapa A2??? Perhatikan Gambar 3.10. Pada Gambar 3.9, yakni pada *Ordinary and Pool*

(specified with ?) series to read, masukkan nama-nama variabel, dengan mengakhiri nama variabel dengan tanda Tanya “?”.

Pengeluaran? Pendapatan?

Catatan: Nama variabel diakhiri dengan tanda tanya “?”.

Kemudian pilih *OK*, hasilnya seperti pada Gambar 3.11.

Pada Gambar 3.12, yakni pada *Dependent variable*, ketik **Pengeluaran?** sebagai variabel tak bebas. Pada *Common coefficients*: ketik **Pendapatan?** Dan **C. C** dalam hal ini merupakan konstanta dari persamaan regresi. Kemudian pilih *OK*. Sehingga diperoleh *common effects models (CEM)*.

Gambar 3.9

The image shows the 'Excel Spreadsheet Import' dialog box in EViews. The 'Series order' section has 'In Columns' selected. The 'Group observations' section has 'By Cross-section' selected. The 'Upper-left data cell' is set to 'A2'. The 'Excel 5+ sheet name' field is empty. The 'Ordinary and Pool (specified with ?) series to read' list contains the text 'Pengeluaran? Pendapatan?'. The 'Import sample' section shows the range '2000 2004'. The 'Reset sample to' section has three checkboxes: 'Current sample', 'Workfile range', and 'To end of range'. On the right, there are checkboxes for 'Write date/obs', 'EViews date format', 'First calendar day', 'Last calendar day', and 'Write series names'. At the bottom right are 'OK' and 'Cancel' buttons.

Gambar 3.10

	A	B	C
1	Pengeluaran	Pendapatan	
2	2.1	4	
3	2.3	5.4	
4	2.2	2.7	
5	2.4		
6	2.2		
7	3.4	10.4	
8	2	1.2	

Pada Gambar 3.11, pilih *Estimate*, sehingga muncul kotak *Pool Estimation* (Gambar 3.12).

Gambar 3.11

Gambar 3.12

Pada Gambar 3.12, ketik **Pengeluaran?** pada kotak *Dependent variable?* Dan ketik **Pendapatan? C** pada kotak *Common coefficients:*. Kemudian pilih OK., sehingga diperoleh *common effects model*, seperti pada Tabel 3.2.

Common Effects Model

Tabel 3.2 Hasil Berdasarkan *Common Effects Model*

Dependent Variable: PENGELUARAN?

Method: Pooled Least Squares

Date: 04/21/15 Time: 10:03

Sample: 2000 2004

Included observations: 5

Cross-sections included: 3

Total pool (balanced) observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PENDAPATAN?	0.172380	0.170547	1.010743	0.3306
C	2.584802	1.076666	2.400747	0.0320
R-squared	0.072859	Mean dependent var		3.613333
Adjusted R-squared	0.001541	S.D. dependent var		1.363224
S.E. of regression	1.362174	Akaike info criterion		3.579607
Sum squared resid	24.12173	Schwarz criterion		3.674013
Log likelihood	-24.84705	Hannan-Quinn criter.		3.578601
F-statistic	1.021602	Durbin-Watson stat		0.086433
Prob(F-statistic)	0.330583			

Berdasarkan Tabel 3.2, diperoleh CEM sebagai berikut.

$$\widehat{Pengeluaran} = 2,58 + 0,17Pendapatan.$$

Diketahui pengaruh variabel bebas pendapatan terhadap pengeluaran tidak signifikan secara statistik pada tingkat signifikansi 0,05. Hal ini karena nilai *Prob.* dari variabel pendapatan, yakni 0,3306 lebih besar dari 0,05.

Selanjutnya pilih *Estimate* (Gambar 3.13), sehingga muncul kotak *Pool Estimation* (Gambar 3.14). Pada *Cross-section*, atur menjadi *Fixed* (Gambar 3.14). Kemudian pilih OK, sehingga diperoleh FEM (Tabel 3.3).

Gambar 3.13

Gambar 3.14

Tabel 3.3 Hasil Berdasarkan *Fixed Effects Model*

Dependent Variable: PENGELUARAN?

Method: Pooled Least Squares

Date: 04/21/15 Time: 10:04

Sample: 2000 2004

Included observations: 5

Cross-sections included: 3

Total pool (balanced) observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PENDAPATAN?	0.050648	0.014399	3.517485	0.0048
C	3.311136	0.089299	37.07916	0.0000
Fixed Effects (Cross)				
_PERUSAHAANA--C	-1.297024			
_PERUSAHAANB--C	-0.462889			
_PERUSAHAANC--C	1.759914			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.996237	Mean dependent var		3.613333
Adjusted R-squared	0.995211	S.D. dependent var		1.363224
S.E. of regression	0.094336	Akaike info criterion		-1.660730
Sum squared resid	0.097892	Schwarz criterion		-1.471917
Log likelihood	16.45548	Hannan-Quinn criter.		-1.662742
F-statistic	970.8450	Durbin-Watson stat		1.891874
Prob(F-statistic)	0.000000			

Berdasarkan Tabel 3.3, akan ditentukan FEM sebagai berikut.

$$3,311136 - 1,297024 = 2,014112$$

$$3,311136 - 0,462889 = 2,848247$$

$$2,848247 = 2,014112 + \mathbf{0,834135}$$

$$3,311136 + 1,759914 = 5,07105$$

$$5,07105 = 2,014112 + \mathbf{3,056938}$$

Sehingga diperoleh FEM sebagai berikut.

$$\widehat{Pengeluaran} = 2.014112 + 0,834135D_2 + 3,056938D_3 + 0,050648Pendapatan.$$

Diketahui pengaruh variabel bebas pendapatan terhadap pengeluaran pada FEM signifikan secara statistik pada tingkat signifikansi 0,05. Hal ini karena nilai *Prob.* dari variabel pendapatan, yakni 0,0048 lebih kecil dari 0,05.

Diketahui bahwa pada CEM, pengaruh variabel pendapatan terhadap pengeluaran tidak signifikan pada tingkat signifikansi 0,05, sedangkan pada FEM signifikan pada tingkat signifikansi 0,05.

Pemilihan Model antara FEM (Fixed Effects Model) dan CEM (Common Effects Model)

Diketahui $RRSS = 24,12173$, $URSS = 0,097892$, $N = 3$, $T = 5$, dan $K = 1$. Berikut perhitungan untuk nilai statistik dari uji F .

$$F = \frac{\left(\frac{RRSS - URSS}{(N - 1)}\right)}{\left(\frac{URSS}{(NT - N - K)}\right)} = \frac{\left(\frac{24,12173 - 0,097892}{3 - 1}\right)}{\left(\frac{0,097892}{15 - 3 - 1}\right)} = \frac{12,011919}{0,00889927}$$
$$F = 1349,76453.$$

Selanjutnya nilai statistik dari uji F dibandingkan dengan nilai kritis F (F tabel). Sebelum menentukan nilai kritis F , maka perlu ditentukan nilai derajat bebas pembilang (*numerator*) dan derajat bebas penyebut (*denominator*). Nilai derajat bebas pembilang dan penyebut ditentukan sebagai berikut.

$$df1 = \text{derajat bebas pembilang} = N - 1 = 3 - 1 = 2.$$
$$df2 = \text{derajat bebas penyebut} = NT - N - K = 11.$$

Gambar 3.15

The image shows a screenshot of the Microsoft Excel interface. At the top, there are tabs for 'Clipboard' and 'Font'. Below the tabs, the formula bar shows the formula $=FINV(C2,A2,B2)$. The spreadsheet has four columns labeled A, B, C, and D. Row 1 contains the labels 'df1', 'df2', 'tingkat signifikansi', and 'Nilai Kritis F'. Row 2 contains the values 2, 11, 0.05, and 3.982297957. The cell containing 3.982297957 is highlighted with a black border.

	A	B	C	D
1	df1	df2	tingkat signifikansi	Nilai Kritis F
2	2	11	0.05	3.982297957

Berdasarkan perhitungan *Microsoft Excel* pada Gambar 3.15, diketahui nilai kritis F adalah 3,98. Perhatikan bahwa karena nilai statistik dari uji F , yakni

1349,76453 lebih besar dibandingkan nilai kritis F , yakni 3,98, maka disimpulkan bahwa FEM lebih baik dibandingkan CEM.

Dengan pendekatan probabilitas (*probability approach*), diketahui nilai probabilitas dari nilai statistik dari uji F adalah 0,000 (Tabel 3.4). Karena nilai probabilitas tersebut lebih kecil dari tingkat signifikansi 0,05, maka disimpulkan bahwa FEM lebih baik dibandingkan CEM.

Berikut langkah-langkah dalam EViews 7 untuk pengujian dalam pemilihan model antara FEM dan CEM. Pada Gambar 3.17, pilih View => Fixed/Random Effects Testing => Redundant Fixed Effects – Likelihood Ratio, sehingga diperoleh hasil seperti pada Tabel 3.4.

Gambar 3.16

EViews - [Pool: UGI Workfile: UNTITLED::Untitled\]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Define PoolGenr Sheet

Dependent Variable: PENGELUARAN?
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 04/21/15 Time: 10:04
 Sample: 2000 2004
 Included observations: 5
 Cross-sections included: 3
 Total pool (balanced) observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PENDAPATAN?	0.050648	0.014399	3.517485	0.0048
C	3.311136	0.089299	37.07916	0.0000
Fixed Effects (Cross)				
_PERUSAHAANA--C	-1.297024			
_PERUSAHAANB--C	-0.462889			
_PERUSAHAANC--C	1.759914			

Gambar 3.17

EViews - [Pool: UGI Workfile: UNTITLED::Untitled\]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Define PoolGenr Sheet

Cross Section Identifiers

Representations

Estimation Output

Residuals

Coef Covariance Matrix

Coefficient Diagnostics

Fixed/Random Effects Testing

Spreadsheet (stacked data) ...

Descriptive Statistics...

Unit Root Test...

Cointegration Test...

Label

Cross-section fixed (dummy variables)

Std. Error t-Statistic Prob.

Redundant Fixed Effects - Likelihood Ratio

Correlated Random Effects - Hausman Test

Tabel 3.4 Hasil Pengujian antara FEM dan CEM

Redundant Fixed Effects Tests

Pool: UGI

Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	1349.764341	(2,11)	0.0000
Cross-section Chi-square	82.605056	2	0.0000

Cross-section fixed effects test equation:

Dependent Variable: PENGELUARAN?

Method: Panel Least Squares

Date: 04/21/15 Time: 10:05

Sample: 2000 2004

Included observations: 5

Cross-sections included: 3

Total pool (balanced) observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PENDAPATAN?	0.172380	0.170547	1.010743	0.3306
C	2.584802	1.076666	2.400747	0.0320
R-squared	0.072859	Mean dependent var		3.613333
Adjusted R-squared	0.001541	S.D. dependent var		1.363224
S.E. of regression	1.362174	Akaike info criterion		3.579607
Sum squared resid	24.12173	Schwarz criterion		3.674013
Log likelihood	-24.84705	Hannan-Quinn criter.		3.578601
F-statistic	1.021602	Durbin-Watson stat		0.086433
Prob(F-statistic)	0.330583			

Berdasarkan Tabel 3.4, diketahui nilai *Cross-section F* adalah 1349,764341, di mana merupakan nilai statistik dari uji *F*.

Pemilihan Model antara FEM (Fixed Effects Model) dan REM (Random Effects Model)

Berikut langkah-langkah dalam EViews 7 untuk pengujian dalam pemilihan model antara FEM dan REM. Pada Gambar 3.18, pilih *Estimate*, sehingga muncul kotak *Pool Estimation* (Gambar 3.19).

Gambar 3.18

EViews - [Pool: UGI Workfile: UNTITLED::Untitled\]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Define PoolGenr Sheet

Redundant Fixed Effects Tests
Pool: UGI
Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	1349.764341	(2,11)	0.0000
Cross-section Chi-square	82.605056	2	0.0000

Cross-section fixed effects test equation:
Dependent Variable: PENGELUARAN?
Method: Panel Least Squares
Date: 04/21/15 Time: 10:05
Sample: 2000 2004
Included observations: 5
Cross-sections included: 3
Total pool (balanced) observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PENDAPATAN?	0.172380	0.170547	1.010743	0.3306
C	2.584802	1.076666	2.400747	0.0320

Gambar 3.19

Pool Estimation

Specification Options

Dependent variable: pengeluaran?

Estimation method: Fixed and Random Effects

Cross-section: Random

Period: None

Weights: No weights

Regressors and AR() terms

Common coefficients: pendapatan? c

Cross-section specific coefficients:

Period specific coefficients:

Pada Gambar 3.19, pilih *Random* pada *Cross-section*., sehingga diperoleh REM pada Tabel 3.5. pada Gambar 3.20 pilih *View* => *Fixed/Random Effects Testing* => *Correlated Random Effects – Hausman Test* (Gambar 3.21), hasilnya seperti pada Tabel 3.6.

Tabel 3.5 Hasil Berdasarkan *Random Effects Model*

Dependent Variable: PENGELUARAN?				
Method: Pooled EGLS (Cross-section random effects)				
Date: 04/21/15 Time: 10:06				
Sample: 2000 2004				
Included observations: 5				
Cross-sections included: 3				
Total pool (balanced) observations: 15				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PENDAPATAN?	0.050721	0.014397	3.522893	0.0037
C	3.310701	1.216283	2.721981	0.0174
Random Effects (Cross)				
_PERUSAHAANA--C	-1.296392			
_PERUSAHAANB--C	-0.462803			
_PERUSAHAANC--C	1.759195			
	Effects Specification			
			S.D.	Rho
Cross-section random			2.100980	0.9980
Idiosyncratic random			0.094336	0.0020
	Weighted Statistics			
R-squared	0.505703	Mean dependent var		0.072542
Adjusted R-squared	0.467680	S.D. dependent var		0.124901
S.E. of regression	0.091128	Sum squared resid		0.107956
F-statistic	13.29998	Durbin-Watson stat		1.715252
Prob(F-statistic)	0.002955			
	Unweighted Statistics			
R-squared	0.036568	Mean dependent var		3.613333
Sum squared resid	25.06593	Durbin-Watson stat		0.007387

Gambar 3.20

Gambar 3.21

Tabel 3.6 Hasil Pengujian antara FEM dan REM

Correlated Random Effects - Hausman Test				
Pool: UGI				
Test cross-section random effects				
Test Summary		Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random		0.130851	1	0.7176
Cross-section random effects test comparisons:				
Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
PENDAPATAN?	0.050648	0.050721	0.000000	0.7176
Cross-section random effects test equation:				
Dependent Variable: PENGELUARAN?				
Method: Panel Least Squares				
Date: 04/21/15 Time: 10:07				
Sample: 2000 2004				
Included observations: 5				
Cross-sections included: 3				
Total pool (balanced) observations: 15				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.311136	0.089299	37.07916	0.0000
PENDAPATAN?	0.050648	0.014399	3.517485	0.0048
	Effects Specification			
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.996237	Mean dependent var		3.613333
Adjusted R-squared	0.995211	S.D. dependent var		1.363224
S.E. of regression	0.094336	Akaike info criterion		-1.660730
Sum squared resid	0.097892	Schwarz criterion		-1.471917
Log likelihood	16.45548	Hannan-Quinn criter.		-1.662742
F-statistic	970.8450	Durbin-Watson stat		1.891874
Prob(F-statistic)	0.000000			

Berdasarkan Tabel 3.6, diketahui nilai probabilitas pada baris *Cross-section random* adalah 0,7176. Karena nilai probabilitas lebih besar dibandingkan 0,05, maka hipotesis nol diterima, dan hipotesis alternatif ditolak. Hal ini berarti model REM yang akan digunakan.

Referensi

1. Agung, I.G.N. 2009. *Time Series Data Analysis Using EViews*. John Wiley & Sons.
2. Baltagi, B.H. 2011. *Econometrics, 5th Edition*, Springer.
3. Gujarati, D.N. 2003. *Basic Econometrics, 4th Edition*. New York: McGraw-Hill.
4. Hill, R.C., W.E. Griffiths, dan G.C. Lim. 2008. *Using EViews for Principles of Econometric, 3rd Edition*. John Wiley & Sons, Inc.
5. Johnston, J. dan J. Dinardo. 1996. *Econometric Methods, 4th Edition*. McGraw-Hill.