

HALAMAN JUDUL

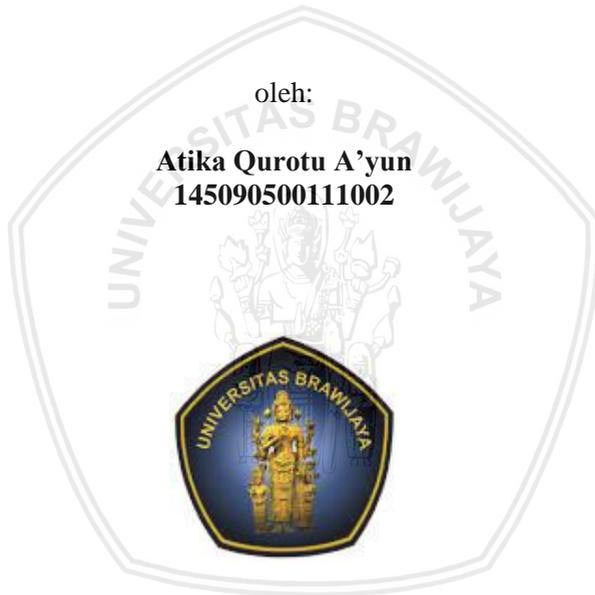
PEMODELAN REGRESI DATA PANEL DUA ARAH DENGAN METODE *FEASIBLE GENERALIZED LEAST SQUARE* (Studi Kasus pada Data Tingkat Pengangguran Provinsi di Pulau Jawa)

SKRIPSI

Sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Statistika

oleh:

Atika Qurotu A'yun
145090500111002



PROGRAM STUDI STATISTIKA
JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS BRAWIJAYA
MALANG
2018



LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI**PEMODELAN REGRESI DATA PANEL DUA ARAH DENGAN
METODE *FEASIBLE GENERALIZED LEAST SQUARE*
(Studi Kasus pada Data Tingkat Pengangguran Provinsi
di Pulau Jawa)**

oleh:

**Atika Qurotu A'yun
145090500111002**

**Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji pada tanggal 12
April 2018 dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh
gelar Sarjana Statistika**

Dosen Pembimbing

**Nurjannah, S.Si., M.Phil., Ph.D
NIP. 198009212005012001**

**Mengetahui,
Ketua Jurusan Matematika
Fakultas MIPA Universitas Brawijaya**

**Ratno Bagus Edy Wibowo, S.Si., M.Si., Ph.D
NIP. 197509082000031003**



LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama : Atika Qurotu A'yun

NIM : 145090500111002

Jurusan : Matematika

Penulis Skripsi Berjudul:

**PEMODELAN REGRESI DATA PANEL DUA ARAH DENGAN
METODE *FEASIBLE GENERALIZED LEAST SQUARE*
(Studi Kasus pada Data Tingkat Pengangguran Provinsi
di Pulau Jawa)**

Dengan ini menyatakan bahwa:

1. Isi dari skripsi yang saya buat adalah benar-benar karya saya sendiri dan tidak menjiplak karya orang lain, selain nama-nama yang termaktub di isi dan tertulis di daftar pustaka dalam skripsi ini.
2. Apabila dikemudian hari ternyata skripsi yang saya tulis terbukti hasil jiplakan, maka saya bersedia menanggung segala resiko yang akan saya terima.

Demikian pernyataan ini dibuat dengan segala kesadaran.

Malang, 12 April 2018
Yang menyatakan

Atika Qurotu A'yun
NIM. 145090500111002



repository.ub.ac.id

PEMODELAN REGRESI DATA PANEL DUA ARAH DENGAN METODE *FEASIBLE GENERALIZED LEAST SQUARE* (Studi Kasus pada Data Tingkat Pengangguran Provinsi di Pulau Jawa)

ABSTRAK

Pengangguran merupakan keadaan dimana seseorang yang tergolong dalam angkatan kerja dan ingin mendapatkan pekerjaan tetapi belum dapat memperoleh pekerjaan tersebut. Pengangguran merupakan masalah yang kompleks karena dipengaruhi oleh banyak faktor. Untuk mengetahui pengaruh dari faktor-faktor tersebut dibutuhkan suatu analisis statistika. Data yang digunakan merupakan data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS) tahun 2007-2015. Analisis yang digunakan merupakan analisis regresi data panel. Penggunaan data panel diharapkan dapat memberikan informasi mengenai ada atau tidaknya perbedaan pengaruh dari tiap unit provinsi dan unit waktu. Adanya autokorelasi dan heterokedastisitas merupakan masalah yang harus diatasi dalam regresi data panel. Masalah tersebut dapat ditangani menggunakan penduga *Feasible Generalized Least Square* (FGLS). Tujuan penelitian ini adalah untuk mengetahui pengaruh Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK), Upah Minimum Provinsi (UMP) serta Indeks Pembangunan Manusia (IPM) terhadap Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di enam Provinsi di Pulau Jawa. Hasil penelitian menunjukkan bahwa model yang sesuai adalah model *fixed effect* dua arah. Variabel yang signifikan adalah UMP dengan koefisien sebesar -0,00135, yang artinya setiap kenaikan Rp1.000,00 UMP akan menurunkan TPT sebesar 0,00135% dengan asumsi variabel TPAC dan IPM adalah konstan. Hasil uji *goodness of fit* menunjukkan bahwa model sesuai dan didapatkan koefisien determinasi sebesar 96,04%.

Kata Kunci : *Regresi Panel, Komponen Galat Dua Arah, FGLS*



repository.ub.ac.id

MODELLING OF TWO-WAYS PANEL DATA REGRESSION WITH FEASIBLE GENERALIZED LEAST SQUARE METHOD (Case Study on Provincial Unemployment Rate Data on Java Island)

ABSTRACT

Unemployment is a condition in which a person belongs to the labor force and wants to get a job but has not been able to get the job. Unemployment is a complex problem because it is influenced by many factors. To know the influence of these factors required a statistical analysis. The data used is secondary data obtained from the Statistics Indonesia (BPS) in 2007-2015. The analysis used is panel data regression analysis. The use of panel data is expected to provide information on the presence or absence of differences in influence of each province unit and time unit. The existence of autocorrelation and heterokedastisitas is a problem that must be overcome in regression of panel data. The problem can be handled using Feasible Generalized Least Square (FGLS) estimator. The purpose of this study was to determine the effect of Labor Force Participation Rate (TPAK), Province Minimum Wage (UMP) and Human Development Index (IPM) on Open Unemployment Rate (TPT) in six Provinces in Java Island. The results show that the appropriate model is a two-way fixed effect model. Significant variable is UMP with coefficient of $-0,00135$, meaning that every increase of Rp 1,000,00 UMP will decrease TPT equal to $0,00135\%$ assuming variable of TPAK and IPM is constant. The result of goodness of fit test shows that the model is suitable and got the coefficient of determination equal to $96,04\%$.

Keywords: *Panel Regression, Two-ways Error Component, FGLS*



KATA PENGANTAR

Puji syukur kehadirat Allah SWT atas segala limpahan rahmat, karunia dan hidayah-Nya, khususnya kepada penulis, sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi dengan judul “PEMODELAN REGRESI DATA PANEL DUA ARAH DENGAN METODE *FEASIBLE GENERALIZED LEAST SQUARE* (Studi Kasus pada Data Tingkat Pengangguran Provinsi di Pulau Jawa)”. Penulis menyadari bahwa dalam penyusunan skripsi ini penulis telah banyak dibimbing dan didukung oleh berbagai pihak. Oleh karena itu penulis mengucapkan terima kasih dan rasa hormat kepada :

1. Ibu Nurjannah, S.Si., M.Phil., Ph.D selaku dosen pembimbing yang telah membimbing dan memberikan motivasi kepada penulis.
2. Ibu Dr. Dra. Ani Budi Astuti, M.Si selaku dosen penguji I yang telah memberikan arahan kepada penulis.
3. Ibu Dr. Dra. Umu Sa'adah, M.Si selaku dosen penguji II yang telah memberikan arahan kepada penulis.
4. Bapak Ratno Bagus EW., S.Si., M.Si., Ph.D selaku Ketua Jurusan Matematika FMIPA Universitas Brawijaya.
5. Ibu Rahma Fitriani, S.Si., M.Sc., Ph.D selaku Ketua Program Studi Statistika Jurusan Matematika FMIPA Universitas Brawijaya.
6. Seluruh dosen serta staf Jurusan Matematika FMIPA Universitas Brawijaya.
7. Keluarga, terutama orang tua, kakak dan adik yang telah memberikan dukungan dan semangat bagi penulis.
8. Sahabat serta teman-teman seluruh mahasiswa Statistika 2014 yang selalu memberikan semangat dan dukungan kepada penulis.
9. Semua pihak yang telah membantu penulis yang tidak bisa penulis sebutkan satu per satu.

Semoga penulisan skripsi ini memberikan manfaat dan menambah pengetahuan bagi pembacanya.

Malang, 12 April 2018

Penulis



DAFTAR ISI

	Hal.
HALAMAN JUDUL	i
ABSTRAK	iii
ABSTRACT	v
KATA PENGANTAR	vii
DAFTAR ISI	ix
DAFTAR TABEL	xiii
DAFTAR GAMBAR	xv
DAFTAR LAMPIRAN	xvii
BAB I. PENDAHULUAN	1
1.1. Latar Belakang	1
1.2. Rumusan Masalah	3
1.3. Tujuan Penelitian	3
1.4. Manfaat Penelitian	3
1.5. Batasan Masalah	4
BAB II. TINJAUAN PUSTAKA	5
2.1. Data Panel	5
2.2. Model Regresi Data Panel	6
2.2.1. Model Regresi Data Panel Satu Arah	7
2.2.2. Model Regresi Data Panel Dua Arah	7
2.3. Pendekatan Regresi Data Panel	7
2.3.1. <i>Common Effect Model</i>	7
2.3.2. <i>Fixed Effect Model</i>	8
2.3.3. <i>Metode Least Square Dummy Variable</i>	9
2.3.4. <i>Random Effect Model</i>	10
2.3.5. <i>Generalized Least Square (GLS)</i>	11
2.3.6. Efisiensi Relatif Antara Penduga OLS dan GLS	13
2.3.7. <i>Feasible Generalized Least Square</i>	13
2.3.8. <i>Seemingly Unrlated Regression (SUR)</i>	14
2.4. Pengujian Variasi Intersep Model	15
2.4.1. Pengujian Intersep Unit <i>Cross-Section</i>	15
2.4.2. Pengujian Intersep Unit Waktu	16
2.5. Pemilihan Estimasi Regresi Data Panel	16
2.6. Pengujian Asumsi	18
2.6.1. Pengujian Asumsi Normalitas	18

	Hal.
2.6.2. Pengujian Asumsi Homoskedastisitas	19
2.6.3. Pengujian Asumsi Adanya Autokorelasi	20
2.6.4. Pengujian Asumsi <i>Non</i> -Multikolinearitas ...	20
2.7. Pengujian Signifikansi Parameter	20
2.7.1. Uji Simultan	21
2.7.2. Uji Parsial	21
2.8. Koefisien Determinasi	22
2.9. Pengujian <i>Kolmogorov-Smirnov</i>	22
2.10. Tingkat Pengangguran Terbuka	22
2.11. Indeks Pembangunan Manusia (IPM)	23
2.12. Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja	24
2.13. Upah Minimum Provinsi	25
BAB III. METODE PENELITIAN	27
3.1. Jenis Dan Sumber Data	27
3.2. Variabel Penelitian	27
3.3. Metode Penelitian	28
BAB IV. HASIL DAN PEMBAHASAN	31
4.1. Statistika Deskriptif	31
4.2. Pemilihan Pendekatan Regresi Data Panel	32
4.4.1. Pemilihan Antara Model <i>Common Effect</i> dan <i>Fixed Effect</i>	32
4.4.2. Pemilihan Antara Model <i>Fixed Effect</i> dan <i>Random Effect</i>	32
4.3. Pembentukan Model Regresi Gabungan, Model Efek Tetap Grup dan Model Efek Tetap Waktu	33
4.2.1. Pembentukan Model Regresi Gabungan	33
4.2.2. Model Efek Tetap Grup	34
4.2.3. Model Efek Tetap Waktu	35
4.3. Pengujian Variasi Intersep Model	36
4.3.1. Hasil Pengujian Intersep Unit <i>Cross-Section</i>	36
4.3.2. Hasil Pengujian Intersep Unit Waktu	36
4.5. Pembentukan Model regresi Data Panel Dua Arah.	37
4.6. Pendeteksian Adanya Korelasi dan Heterokedastisitas	38
4.6.1. Hasil Pengujian Adanya Heterokedastisitas Residual	38

	Hal.
4.6.2. Hasil Pengujian Adanya Korelasi	39
4.7. Pembentukan Model Regresi Data Panel Dua Arah dengan <i>Seemingly Unrelated Regression</i> (SUR)	40
4.8. Hasil Pengujian Asumsi Residual Model	43
4.8.1. Hasil Pengujian Asumsi Normalitas	43
4.8.2. Hasil Pengujian Asumsi <i>Non</i> -Multikolinearitas	44
4.8.3. Hasil Pengujian Asumsi Homoskedastisitas	44
4.8.4. Hasil Pengujian Asumsi <i>Non</i> -Autokorelasi...	45
4.9. Pengujian Signifikansi Parameter Model <i>Fixed Effect</i> Dua Arah	45
4.8.1. Hasil Uji Simultan	46
4.8.2. Hasil Uji Parsial	46
4.10. Koefisien Determinasi	47
4.11. Hasil Pengujian <i>Kolmogorov-Smirnov</i>	47
BAB V. PENUTUP	49
5.1. Kesimpulan	49
5.2. Saran	49
DAFTAR PUSTAKA	51
LAMPIRAN	53





DAFTAR TABEL

	Hal.
Tabel 2.1. Kerangka Umum Data Panel Seimbang	6
Tabel 4.1. Analisis Statistika Deskriptif	31
Tabel 4.2. Hasil Regresi Model Efek Tetap Grup Berdasarkan Provinsi	34
Tabel 4.3. Hasil Regresi Model Efek Tetap Waktu	35
Tabel 4.4. Pendugaan Model Regresi Panel Dua Arah	37
Tabel 4.5. Ragam Residual Persamaan	39
Tabel 4.6. Tabel Korelasi Residual Antar Persamaan	39
Tabel 4.7. Pendugaan Model Regresi Panel dua Arah dengan FGLS	40
Tabel 4.8. Efisiensi Relatif Penduga GLS terhadap Penduga OLS	41
Tabel 4.9. Persamaan Model <i>Fixed Effect</i> Dua Arah	42
Tabel 4.10. Hasil Uji Multikolinearitas	44
Tabel 4.11. Ragam Residual Persamaan	44
Tabel 4.12. Tabel Korelasi Residual Antar Persamaan	45
Tabel 4.13. Hasil Uji Simultan	46
Tabel 4.14. Hasil Uji Parsial	46



DAFTAR GAMBAR

	Hal.
Gambar 3.1. Diagram Alir Penelitian	29
Gambar 4.1. Hasil Uji Jarque-Bera	43





DAFTAR LAMPIRAN

	Hal.
Lampiran 1. Data Penelitian	53
Lampiran 2. Hasil Pengujian Pemilihan Pendekatan Model	55
Lampiran 3. Hasil Model Regresi Gabungan	56
Lampiran 4. Hasil Regresi Model Efek Tetap Grup	57
Lampiran 5. Hasil Regresi Model Efek Tetap Waktu	58
Lampiran 6. Hasil Regresi Model <i>Fixed Effect</i> Dua Arah	59
Lampiran 7. Hasil Regresi Model <i>Fixed Effect</i> Dua Arah dengan GLS	60
Lampiran 8. Pengujian <i>Kolmogorov-Smirnov</i>	61



BAB I

PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang

Negara Indonesia merupakan Negara yang terdiri dari beberapa pulau dengan 34 provinsi. Penyebaran penduduk terbesar berada di Pulau Jawa, karena Pulau Jawa merupakan pusat pemerintahan, perekonomian, urbanisasi dan lain sebagainya. Hal ini berakibat pada ketidakmerataan tenaga kerja di Indonesia dengan jumlah angkatan kerja terbanyak berada di Pulau Jawa. Namun, hal ini tidak diimbangi dengan jumlah lowongan kerja yang memadai, sehingga berakibat pada meningkatnya jumlah pengangguran.

Pengangguran merupakan masalah yang sering dihadapi oleh Negara berkembang, termasuk Indonesia. Salah satu indikator keberhasilan pembangunan ekonomi adalah berkurangnya tingkat pengangguran. Pengangguran merupakan suatu keadaan di mana seseorang yang tergolong dalam angkatan kerja dan ingin mendapatkan pekerjaan tetapi belum dapat memperoleh pekerjaan tersebut. Pengangguran merupakan masalah yang kompleks karena dipengaruhi oleh banyak faktor. Beberapa faktor diantaranya, yaitu tingkat partisipasi angkatan kerja, upah minimum serta Indeks Pembangunan Manusia (IPM). Untuk mengetahui pengaruh dari faktor-faktor tersebut, diperlukan suatu analisis statistika. Salah satu analisis yang dapat digunakan, yaitu analisis regresi data panel.

Data panel merupakan gabungan dari data deret waktu (*time series*) dan data *cross-section*. Karena itulah data panel memiliki banyak kelebihan dibanding data deret waktu dan data *cross-section*. Salah satu kelebihanannya adalah informasi yang dapat diperoleh lebih banyak serta dapat mengukur pengaruh yang tidak dapat diamati pada data deret waktu maupun data *cross-section*.

Berdasarkan jumlah pengamatan waktu dalam setiap unit, data panel dapat dibedakan menjadi dua jenis, yaitu data panel seimbang (*balanced panel data*) dan data panel tidak seimbang (*unbalanced panel data*). Selain itu, berdasarkan pengaruh galat dalam regresi data panel, terdapat dua model regresi data panel, yaitu model regresi data panel komponen galat satu arah (*one-way error component regression model*) dan model regresi data panel komponen galat dua arah (*two-way error component regression model*).

repository.ub.ac.id

Dalam analisis data panel, terdapat tiga pendekatan regresi data panel, yaitu *common effect model*, *fixed effect model* dan *random effect model*. Beberapa metode estimasi parameter regresi data panel yang dapat digunakan yaitu metode OLS (*Ordinary Least Square*), metode *Least Square Dummy Variable* (LSDV), metode *Generalized Least Square* (GLS) serta metode *Feasible Generalized Least Square* (FGLS).

Dalam penerapannya, metode OLS (*Ordinary Least Square*) seringkali tidak dapat digunakan karena tidak terpenuhinya asumsi homoskedastisitas dan *non-autokorelasi*. Oleh karena itu digunakan metode *Generalized Least Square* (GLS) atau metode *Feasible Generalized Least Square* (FGLS). Metode *Generalized Least Square* (GLS) dapat digunakan jika ragam galat model diketahui, sedangkan jika ragam galat model tidak diketahui maka dapat digunakan metode *Feasible Generalized Least Square* (FGLS).

Dalam penelitian sebelumnya, Hermanto (2014) membandingkan regresi panel satu arah dan dua arah dengan asumsi *slope* konstan dan intersep bervariasi. Penelitian tersebut menganalisis data tentang laju inflasi dan faktor-faktor yang mempengaruhinya. Kesimpulan yang didapatkan dari penelitian tersebut adalah model dua arah lebih baik untuk memodelkan permasalahan inflasi tersebut.

Selain itu, Elfira (2012) melakukan pemilihan analisis regresi data panel satu arah dan dua arah pada data kebijakan dividen perusahaan manufaktur BEI. Kesimpulan yang didapatkan adalah model yang sesuai untuk memodelkan data tersebut adalah model *random effect* dua arah, sehingga digunakan penduga *Feasible Generalized Least Square* (FGLS).

Pada penelitian ini akan dibahas mengenai model regresi data panel dengan komponen galat dua arah menggunakan penduga *Feasible Generalized Least Square* (FGLS). Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT), Upah Minimum Provinsi (UMP), Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) dan Indeks Pembangunan Manusia (IPM).

1.2. Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang di atas, rumusan masalah pada penelitian ini adalah:

1. Manakah di antara model *fixed effect* dan model *random effect* yang sesuai untuk memodelkan kasus Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Pulau Jawa?
2. Bagaimanakah model regresi panel dua arah yang diperoleh pada kasus Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Pulau Jawa menggunakan metode FGLS?
3. Bagaimanakah pengaruh Upah Minimum Provinsi (UMP), Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) dan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) terhadap Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Pulau Jawa serta seberapa besar nilai koefisien determinasi yang diperoleh dari model tersebut?

1.3. Tujuan Penelitian

Berdasarkan permasalahan di atas, maka tujuan dari penelitian ini adalah:

1. Menentukan model regresi data panel yang sesuai untuk kasus Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Pulau Jawa.
2. Membentuk model regresi panel dua arah dengan metode FGLS pada kasus Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Pulau Jawa.
3. Menganalisis pengaruh Upah Minimum Provinsi (UMP), Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) dan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) terhadap Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Pulau Jawa serta koefisien determinasi yang diperoleh dari model.

1.4. Manfaat Penelitian

Manfaat yang diharapkan dari penelitian ini adalah:

1. Menambah wawasan dan pengetahuan tentang aplikasi regresi data panel.
2. Sebagai pertimbangan bagi pemerintah dalam mengambil keputusan atau kebijakan terkait masalah pengangguran di Pulau Jawa.

1.5. Batasan Masalah

Data yang digunakan adalah data Upah Minimum Provinsi (UMP), Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK), Indeks Pembangunan Manusia (IPM) dan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) enam Provinsi di Pulau Jawa mulai tahun 2007 sampai tahun 2015.



BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

1.1. Data Panel

Ada 3 jenis data yang biasa digunakan dalam penelitian ekonometrika, yaitu data *time series*, *cross-section* dan data panel. Dalam data *time series* kita mengamati nilai-nilai dari satu atau lebih variabel selama beberapa periode waktu (misalnya, PDB selama beberapa kuartal atau tahun). Dalam data *cross-section*, nilai-nilai dari satu atau lebih variabel dikumpulkan untuk beberapa unit sampel, atau entitas, pada titik yang sama dalam waktu. Dalam data panel, beberapa unit *cross-section* yang sama diamati dari waktu ke waktu (Gujarati, 2003). Dengan kata lain, data panel merupakan gabungan antara data deret waktu (*time series*) dan data *cross-section*.

Data panel memberikan informasi yang sangat berguna, tidak hanya untuk melihat variasi antar individu dalam suatu waktu, tetapi juga dapat melihat kedinamisan perilaku individu seiring waktu. Struktur data yang demikian membuat model analisis yang menggunakan data panel memiliki beberapa keuntungan dibandingkan penggunaan data *cross section* atau data *time series* murni. Menurut Baltagi (2005), beberapa keunggulan data panel dibandingkan data deret waktu dan data *cross section*, yaitu: 1) data panel dapat mengontrol heterogenitas individu; 2) dengan menggabungkan data *time series* dan data *cross-section*, data panel mampu menyediakan data yang lebih banyak, lebih bervariasi dan informasi yang lebih lengkap serta memiliki tingkat kolinearitas antara peubah yang rendah. Dengan demikian, model regresi data panel akan menghasilkan *degree of freedom* (derajat bebas) yang lebih besar yang selanjutnya akan meningkatkan presisi dari estimasi regresi; 3) data panel lebih baik untuk menggambarkan adanya dinamika perubahan karena diamati secara berulang terhadap setiap objek *cross-section*; 4) data panel mampu mengidentifikasi dan mengukur pengaruh yang tidak dapat diamati pada data deret waktu atau data *cross-section*; 5) data panel dapat digunakan untuk studi dengan model yang lebih lengkap dibandingkan dengan data deret waktu dan data *cross-section*.

Menurut Gujarati (2003), banyaknya unit waktu di setiap unit individu dalam data panel mencirikan apakah data panel tersebut seimbang atau tidak. Jika tiap-tiap unit individu diobservasi dalam waktu yang sama maka data panel dikatakan seimbang (*balanced panel data*). Sedangkan jika tidak semua unit individu diobservasi pada waktu yang sama atau bisa juga disebabkan adanya data yang hilang dalam suatu unit individu, maka data panel dikatakan tidak seimbang (*unbalanced panel data*). Pada Tabel 2.1 disajikan kerangka umum data panel seimbang (*balanced panel*).

Tabel 2.1 Kerangka Umum Data Panel Seimbang

i	t	Y_{it}	X_{jit}	...	X_{kit}
1	1	Y_{11}	X_{111}		X_{k11}
.
.
1	T	Y_{1T}	X_{11T}		X_{k1T}
.
.
.
N	1	Y_{N1}	X_{1N1}		X_{kN1}
.
.
.
N	T	Y_{NT}	X_{1NT}		X_{kNT}

1.2. Model Regresi Data Panel

Menurut Baltagi (2005), model regresi data panel secara umum dapat dituliskan dalam persamaan (2.1).

$$Y_{it} = a_{it} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + u_{it} \tag{2.1}$$

di mana,

- $j = 1, 2, \dots, k$, dengan k adalah banyaknya variabel prediktor
- $i = 1, 2, \dots, N$, dengan i adalah indeks dimensi *cross-section*
- $t = 1, 2, \dots, T$, dengan t adalah indeks dimensi waktu
- Y_{it} = nilai peubah respon unit *cross-section* ke- i pada unit waktu ke- t
- a_{it} = koefisien intersep
- β_j = koefisien regresi

X_{jit} = nilai peubah prediktor ke- j unit *cross-section* ke- i pada unit waktu ke- t

u_{it} = galat pada unit *cross-section* ke- i pada unit waktu ke- t

Terdapat dua model berdasarkan komponen galat dalam regresi data panel, yaitu model regresi data panel komponen galat satu arah dan dua arah.

1.2.1. Model Regresi Data Panel Komponen Galat Satu Arah

Komponen galat satu arah dalam persamaan regresi data panel, dimana struktur pembentuk gangguan u_{it} hanya memasukkan komponen *error* yang merupakan efek individu, dapat dituliskan dalam persamaan (2.2).

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (2.2)$$

di mana, μ_i menunjukkan efek individu yang tidak teramati, v_{it} menunjukkan sisa galat gangguan (*remainder disturbance*) (Baltagi, 2005).

1.2.2. Model Regresi Data Panel Komponen Galat Dua Arah

Komponen galat dua arah dalam persamaan regresi data panel, di mana struktur pembentuk gangguan u_{it} merupakan gabungan dari efek individu dan efek waktu, dapat dinyatakan dalam persamaan (2.3).

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (2.3)$$

di mana, μ_i menunjukkan efek individu yang tidak teramati, λ_t menunjukkan efek waktu yang tidak teramati dan v_{it} menunjukkan sisa galat gangguan (*remainder disturbance*) (Baltagi, 2005).

1.3. Pendekatan Regresi Data Panel

Pada regresi data panel terdapat tiga pendekatan, yaitu *common effect model*, *fixed effect model* dan *random effect model*.

1.3.1. Common Effect Model

Pendekatan pertama ini merupakan pendekatan paling sederhana yang disebut estimasi *Common Effect Model (CEM)* atau

pooled model. Pada pendekatan ini diasumsikan bahwa nilai intersep masing-masing variabel adalah sama, begitu pula *slope* koefisien untuk semua unit *cross-section* dan *time series*. Berdasarkan asumsi ini, maka model *common effect* dapat dinyatakan dalam persamaan (2.4).

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + u_{it}, \quad i=1, 2, \dots, N; \quad t=1, 2, \dots, T \quad (2.4)$$

Pendugaan parameter untuk model ini dapat dilakukan dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS). Penduga OLS diperoleh dengan meminimumkan jumlah kuadrat galat.

Dari persamaan (2.4) diperoleh galat sebagai berikut:

$$\mathbf{u} = \mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \quad (2.5)$$

Sehingga didapatkan jumlah kuadrat galat adalah:

$$\begin{aligned} \mathbf{u}'\mathbf{u} &= (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \\ &= \mathbf{Y}'\mathbf{Y} - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} - \mathbf{Y}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \\ &= \mathbf{Y}'\mathbf{Y} - 2\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \end{aligned} \quad (2.6)$$

Untuk meminimumkan jumlah kuadrat galat, persamaan (2.6) diturunkan secara parsial terhadap $\boldsymbol{\beta}$ dan disamakan dengan nol, sehingga diperoleh:

$$\begin{aligned} \frac{\partial(\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - 2\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{\partial\boldsymbol{\beta}} &= \mathbf{0} \\ -2\mathbf{X}'\mathbf{Y} + 2\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} &= \mathbf{0} \\ 2\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} &= 2\mathbf{X}'\mathbf{Y} \\ \mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} &= \mathbf{X}'\mathbf{Y} \end{aligned} \quad (2.7)$$

Kemudian kalikan dengan $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ pada tiap-tiap ruas pada persamaan (2.7) sehingga didapatkan persamaan (2.8).

$$(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{Y} \quad (2.8)$$

Maka akan diperoleh penduga $\boldsymbol{\beta}$ seperti dalam persamaan (2.9) berikut:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{Y} \quad (2.9)$$

1.3.2. Fixed Effect Model

Salah satu cara untuk mengenali keberadaan karakteristik individu (*cross-section*) pada model regresi panel adalah dengan mengijinkan nilai intersep berbeda-beda untuk setiap unit *cross-section* tetapi masih mengasumsikan *slope* koefisien tetap.

Pada model *Fixed Effect* (FE), meskipun intersep berbeda untuk setiap unit *cross-section*, namun intersep ini tidak berbeda atau konstan untuk setiap unit *time series* (*time invariant*) (Gujarati, 2003). Semua perbedaan perilaku antara individu, yang disebut heterogenitas individu, diasumsikan ditangkap oleh intersep.

Model *Fixed Effect* (FE) satu arah dan dua arah, masing-masing dinyatakan dalam persamaan (2.10) dan (2.11).

1. Model FE satu arah

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + u_{it} \quad (2.10)$$

di mana $u_{it} = \mu_i + v_{it}$

2. Model FE dua arah

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + u_{it} \quad (2.11)$$

di mana $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$

Salah satu metode pendugaan yang dapat digunakan pada model ini adalah metode *Least Square Dummy Variable* (LSDV).

1.3.3. Metode *Least Square Dummy Variable* (LSDV)

Menurut Hun (2009), pada pemodelan efek tetap grup, penambahan variabel *dummy* sebanyak $N-1$ dari unit *cross-section*, sehingga tidak terjadi kolinearitas sempurna. Model efek tetap grup dinyatakan dalam persamaan (2.12).

$$Y_{it} = a_0 + a_1 D_{1it} + \dots + a_{N-1} D_{(N-1)it} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + u_{it} \quad (2.12)$$

Pada pemodelan efek tetap grup, penambahan variabel *dummy* sebanyak $T-1$ dari unit *time series*. Model efek tetap waktu dinyatakan dalam persamaan (2.13).

$$Y_{it} = a_0 + \delta_1 D_{1it} + \dots + \delta_{T-1} D_{(T-1)it} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + u_{it} \quad (2.13)$$

Pada pemodelan *fixed effect* komponen galat dua arah, model LSDV dinyatakan dalam persamaan (2.14).

$$Y_{it} = a_0 + a_1 D_{1it} + \dots + a_{N-1} D_{(N-1)it} + \delta_1 D_{1it} + \dots + \delta_{T-1} D_{(T-1)it} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + u_{it} \quad (2.14)$$

di mana.

$i = 1, 2, \dots, N$

$t = 1, 2, \dots, T$

Y_{it} = nilai peubah respon unit *cross-section* ke- i pada unit waktu ke- t

α_0 = koefisien intersep yang merupakan skalar

α_k, δ_k = koefisien *dummy*

D_{kit} = variabel *dummy*, bernilai 1 untuk objek ke- k dan 0 untuk selainnya

β_j = koefisien regresi

X_{jit} = nilai peubah prediktor unit *cross-section* ke- i pada unit waktu ke- t

u_{it} = galat pada unit *cross-section* ke- i pada unit waktu ke- t

1.3.4. Random Effect Model

Menurut Gujarati (2003), pada model RE diasumsikan α_i merupakan variabel *random* dengan rata-rata α_0 , sehingga intersep dapat dinyatakan sebagai $\alpha_i = \alpha_0 + \varepsilon_i$ dengan ε_i merupakan *error random* yang mempunyai mean 0 dan varians σ_ε^2 . Model *Random Effect* (RE) satu arah dan dua arah, masing-masing dinyatakan dalam persamaan (2.15) dan (2.16).

1. Model RE satu arah

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \varepsilon_i + u_{it} \quad (2.15)$$

di mana $u_{it} = \mu_i + v_{it}$

2. Model RE dua arah

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \varepsilon_i + u_{it} \quad (2.16)$$

di mana $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$

Pada model *random effects*, metode OLS tidak bisa digunakan untuk mendapatkan penduga yang efisien atau yang mempunyai ragam kecil, sehingga metode yang tepat untuk mengestimasi model *random effects* adalah *Generalized Least Squares* (GLS) atau *Feasible Generalized Least Square* (FGLS).

1.3.5. Generalized Least Square (GLS)

Model umum regresi linier dapat dinyatakan dalam persamaan (2.17) berikut:

$$Y = X\beta + u \quad (2.17)$$

Matriks varian kovarian dari u dapat dituliskan dalam persamaan (2.18) berikut:

$$\Omega = \Sigma \otimes I = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I & \sigma_{12}I & \dots & \sigma_{1N}I \\ \sigma_{21}I & \sigma_{22}I & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1}I & \sigma_{N2}I & \dots & \sigma_{NN}I \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

Metode OLS dapat digunakan jika tidak terdapat heterokedastisitas dan autokorelasi pada data panel. Namun, seringkali asumsi tersebut tidak terpenuhi sehingga digunakan metode *Generalized Least Square* (GLS).

Diketahui bahwa Ω adalah matriks simetrik definit positif, sehingga dapat difaktorkan sebagaimana persamaan (2.19).

$$\Omega = C\Delta C' \quad (2.19)$$

di mana C adalah vektor ciri dari Ω dan Δ adalah matriks diagonal yang berisi akar ciri dari Ω . Diketahui $\Delta^{1/2}$ adalah matriks diagonal dengan elemen diagonal ke- i adalah $\sqrt{\lambda_i}$. Jika $P' = C\Delta^{-1/2}$, maka $\Omega^{-1} = P'P$, sehingga

$$P'P\Omega = I_T \quad (2.20)$$

$$P'P\Omega P' = P' \quad (2.21)$$

$$P\Omega P' = I_T \quad (2.22)$$

Dengan asumsi ini, kita melakukan transformasi P pada persamaan semula menjadi:

$$PY = PX\beta + Pu \quad (2.23)$$

atau dapat ditulis kembali menjadi:

$$Y^* = X^*\beta + u^* \quad (2.24)$$

Langkah melakukan transformasi persamaan regresi dengan matriks P memberikan implikasi penduga β pada persamaan (2.9) menjadi persamaan (2.25).

$$\begin{aligned}
\hat{\beta} &= (\mathbf{X}^* \mathbf{X}^*)^{-1} \mathbf{X}^* \mathbf{Y}^* = ([\mathbf{P}\mathbf{X}]' [\mathbf{X}\mathbf{P}])^{-1} [\mathbf{P}\mathbf{X}]' [\mathbf{P}\mathbf{Y}] \\
\hat{\beta} &= (\mathbf{X}' \mathbf{P}' \mathbf{P} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{P}' \mathbf{P} \mathbf{Y} \\
\hat{\beta} &= (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{Y} \quad (2.25)
\end{aligned}$$

Penduga ini dikenal dengan *Generalized Least Square* (GLS) (Creel, 2006). Berikut pembuktian sifat BLUE penduga GLS:

- Penduga yang *unbiased*

$$\begin{aligned}
E(\hat{\beta}) &= E[(\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{Y}] \\
&= E[(\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega^{-1} (\mathbf{X}\beta + \mathbf{u})] \\
&= E[(\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X}\beta + (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{u}] \\
&= E[\mathbf{I}\beta + (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{u}] \\
&= E(\beta) + E[(\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{u}] \\
&= \beta + (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega^{-1} E(\mathbf{u}) \\
&= \beta + \mathbf{0} \\
&= \beta \quad (2.26)
\end{aligned}$$

Sehingga $\hat{\beta}_{GLS}$ merupakan penduga tak bias bagi β . Hasil ini menyimpulkan bahwa penduga GLS dan OLS menghasilkan nilai penduga yang sama (Ekananda, 2015).

- Penduga yang efisien

Penduga yang efisien artinya penduga yang memiliki ragam paling kecil.

$$\begin{aligned}
var(\hat{\beta}_{GLS}) &= E[(\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)'] \\
&= E[(\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{u} ((\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{u})'] \\
&= E[(\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{u} \mathbf{u}' \Omega^{-1} \mathbf{X} (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1}] \\
&= (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' E(\mathbf{u} \mathbf{u}') \Omega^{-1} \mathbf{X} (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \\
&= (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \sigma^2 \mathbf{I} \Omega^{-1} \mathbf{X} (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \\
&= \sigma^2 (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X} (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1} \\
&= \sigma^2 (\mathbf{X}' \Omega^{-1} \mathbf{X})^{-1}
\end{aligned}$$

Jika $(\mathbf{u}\mathbf{u}') = \sigma^2\Omega$, maka $var(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{OLS}) = \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$
 $var(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{OLS}) - var(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS}) = \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} - \sigma^2(\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}$
 $= \mathbf{D}$ (2.27)

di mana \mathbf{D} adalah matriks semi definit positif, karena:

$$\mathbf{D} = \sigma^2\mathbf{A}\Omega\mathbf{A}$$
 dengan $\mathbf{A} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' - (\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1}$

Jika diketahui, Ω adalah matriks definit positif, maka \mathbf{D} juga matriks definit positif, yang menunjukkan bahwa penduga GLS lebih efisien dibanding penduga OLS.

1.3.6. Efisiensi Relatif Antara Penduga OLS dan GLS

Varians penduga β dengan metode OLS dapat dihitung menggunakan rumus berikut:

$$var(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{OLS}) = \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$$

Perhitungan di atas dapat digunakan jika tidak terjadi heterokedastisitas atau ragam homogen. Namun, jika terjadi masalah heterokedastisitas, maka akan menyebabkan nilai ragam penduga OLS menjadi lebih besar. Hal ini menyebabkan $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{OLS}$ menjadi tidak efisien, sehingga digunakan penduga GLS yang akan menghasilkan varians yang lebih kecil (persamaan 2.27).

$$var(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS}) < var(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{OLS})$$

Untuk dua penduga yang sama-sama tidak bias, efisiensi relatif adalah rasio antara ragam penduga satu dan penduga lainnya. Efisiensi penduga GLS terhadap penduga OLS sebagai berikut:

$$ER = \frac{var(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{OLS})}{var(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS})} \times 100\% \quad (2.28)$$

Dengan kesimpulan:

1. Jika $ER > 100\%$, maka penduga GLS lebih efisien dibanding penduga OLS.
2. Jika $ER = 100\%$, maka kedua penduga sama-sama efisien
3. Jika $ER < 100\%$, maka penduga OLS lebih efisien dibanding penduga GLS.

1.3.7. Feasible Generalized Least Square (FGLS)

Pada pendugaan parameter model dua arah dengan metode FGLS diperlukan nilai duga ragam galat. Menurut Baltagi (2005),

rumus penduga ragam galat komponen dua arah adalah sebagai berikut:

$$\hat{\sigma}_\mu^2 = \frac{T}{T-1} \left(\frac{\frac{1}{T} \sum_i (\sum_t \hat{u}_{it})^2}{N-k} - \frac{\sum_i \sum_t \hat{u}_{it}^2}{NT-k} \right)$$

$$\hat{\sigma}_\lambda^2 = \frac{N}{N-1} \left(\frac{\frac{1}{N} \sum_t (\sum_i \hat{u}_{it})^2}{T-k} - \frac{\sum_i \sum_t \hat{u}_{it}^2}{NT-k} \right)$$

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\sum_i \sum_t \hat{u}_{it}^2}{NT-k} - \hat{\sigma}_\mu^2 - \hat{\sigma}_\lambda^2$$

di mana \hat{u}_{it} merupakan galat yang diperoleh dari regresi *pooled model*.

Selanjutnya, pendugaan parameter dilakukan menggunakan metode OLS dari model transformasi pada persamaan (2.29).

$$(Y_{it} - \hat{\theta}_1 \bar{Y}_i - \hat{\theta}_2 \bar{Y}_t + \hat{\theta}_3 \bar{Y}_{..}) = \hat{a} + \hat{\beta} (X_{it} - \hat{\theta}_1 \bar{X}_i - \hat{\theta}_2 \bar{X}_t + \hat{\theta}_3 \bar{X}_{..}) \quad (2.29)$$

di mana,

$$\hat{\theta}_1 = \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2 + T\hat{\sigma}_\mu^2}$$

$$\hat{\theta}_2 = \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2 + T\hat{\sigma}_\lambda^2}$$

$$\hat{\theta}_3 = \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2 + T\hat{\sigma}_\mu^2 + N\hat{\sigma}_\lambda^2}$$

1.3.8. *Seemingly Unrelated Regression (SUR)*

Pendekatan *Ordinary Least Square (OLS)* tidak dapat diterapkan apabila terdapat pelanggaran asumsi. Pendekatan *seemingly unrelated regression (SUR)* dapat mengatasi permasalahan adanya korelasi antar unit *cross-section*. *Seemingly Unrelated Regression* menggunakan metode *Generalized Least Square (GLS)* untuk menduga parameter dalam model dengan mempertimbangkan matriks varian-kovarian residualnya.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1N} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \dots & \sigma_{NN} \end{bmatrix}$$

Maka penduga GLS menjadi

$$\hat{\beta} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}Y \tag{2.30}$$

dengan

$$\Omega = \Sigma \otimes I = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I & \sigma_{12}I & \dots & \sigma_{1N}I \\ \sigma_{21}I & \sigma_{22}I & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1}I & \sigma_{N2}I & \dots & \sigma_{NN}I \end{bmatrix} \tag{2.31}$$

1.4. Pengujian Variasi Intersep Model

Pengujian variasi intersep model dilakukan pada unit *cross-section* dan unit waktu. Jika diperoleh kesimpulan bahwa kedua intersep unit bervariasi, maka digunakan model regresi panel komponen dua arah.

1.4.1. Pengujian Intersep Unit *Cross-Section*

Hipotesis yang digunakan untuk pengujian variasi intersep unit *cross-section* adalah sebagai berikut:

$$H_0 : a_1 = a_2 = \dots = a_N \text{ vs}$$

$$H_1 : \text{paling tidak ada satu intersep } a_i \text{ yang berbeda}$$

Rumus pengujian variasi intersep unit *cross-section* sebagai berikut:

$$F = \frac{(R_{ETG}^2 - R_P^2)/(N-1)}{(1 - R_{ETG}^2)/(NT - N - k)} \tag{2.32}$$

di mana,

R_{ETG}^2 : koefisien determinasi model efek tetap grup

R_P^2 : koefisien determinasi untuk *pooled model*

Kriteria pengambilan keputusan adalah jika statistik uji $F > F_{(N-k, NT-N-k)}^\alpha$ maka tolak H_0 .

1.4.2. Pengujian Intersep Unit Waktu

Hipotesis yang digunakan untuk pengujian variasi intersep unit *time series* adalah sebagai berikut:

$$H_0 : a_1 = a_2 = \dots = a_T \text{ vs}$$

$$H_1 : \text{paling tidak ada satu intersep } a_t \text{ yang berbeda, } t = 1, 2, \dots, T$$

Rumus pengujian variasi intersep unit *time series* sebagai berikut:

$$F = \frac{(R_{ETW}^2 - R_P^2)/(T-1)}{(1 - R_{ETW}^2)/(NT - T - k)} \quad (2.33)$$

di mana,

R_{ETW}^2 : koefisien determinasi model efek tetap waktu

R_P^2 : koefisien determinasi untuk *pooled model*

Kriteria pengambilan keputusan adalah jika statistik uji $F > F_{(T-k, NT-T-k)}^\alpha$ maka tolak H_0 .

1.5. Pemilihan Estimasi Regresi Data Panel

Menurut Gujarati (2003), pemilihan model regresi panel dapat dilakukan dengan *rule of thumb* sebagai berikut:

1. Jika T (banyaknya unit *time series*) cukup besar dan N (banyaknya unit *cross section*) kecil, kemungkinan besar tidak banyak perbedaan antara penduga FE dan RE. Namun, lebih baik digunakan model FE.
2. Ketika N besar dan T kecil dan unit pengamatan bukan berupa sampel dari populasi yang lebih besar, maka lebih tepat digunakan model FE.
3. Ketika N besar dan T kecil dan unit pengamatan berupa sampel acak dari populasi yang lebih besar, maka lebih tepat digunakan model RE.
4. Jika komponen dari *error* berkorelasi dengan salah satu peubah eksogen, maka lebih tepat digunakan model FE.

Selain cara di atas, penentuan estimasi model regresi data panel dapat dilakukan dengan beberapa uji untuk memilih metode pendekatan estimasi yang sesuai. Langkah-langkah yang dilakukan dalam mendapatkan model yang tepat adalah sebagai berikut:

1. Uji Chow

Uji *Chow* digunakan untuk memilih antara model *common effect* dan model *fixed effect* dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : $a_1 = a_2 = \dots = a_N = a$ (model *common effect*) vs

H_1 : sekurang-kurangnya ada satu intersep a_i yang berbeda (model *fixed effect*)

Statistik uji yang digunakan adalah:

$$F = \frac{RSS_1 - RSS_2 / (N-1)}{RSS_2 / (NT - N - k)} \quad (2.34)$$

di mana,

RSS_1 : *residual sum of square* hasil pendugaan model *common effect*

RSS_2 : *residual sum of square* hasil pendugaan model *fixed effect*

N : banyaknya data *cross section*

T : banyaknya data *time series*

k : banyaknya variabel prediktor

Statistik uji *Chow* mengikuti sebaran F derajat bebas $(N-1)$, $(NT - N - k)$. Jika statistik uji F lebih besar daripada F tabel, maka tolak H_0 . Apabila pada uji *Chow* didapatkan kesimpulan model yang sesuai adalah model FE, maka langkah berikutnya dilakukan uji Hausman (Srihardianti, 2016).

2. Uji Hausman

Uji Hausman digunakan untuk membandingkan dan memilih antara model *fixed effect* dengan model *random effect* (Greene, 1997). Hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

H_0 : $\text{corr}(X_{it}, U_{it}) = 0$ (model *random effect*) vs

H_1 : $\text{corr}(X_{it}, U_{it}) \neq 0$ (model *fixed effect*)

Statistik uji yang digunakan adalah:

$$W = [b - \hat{\beta}]' \hat{\Sigma}^{-1} [b - \hat{\beta}] \quad (2.35)$$

di mana,

b : koefisien *random effect*

$\hat{\beta}$: koefisien *fixed effect*

Statistik Hausman menyebar *Chi-Square* dengan derajat bebas k ($k =$ jumlah variabel prediktor), jika statistik Hausman hasil pengujian lebih besar dari $\chi^2_{(k,\alpha)}$ atau $p\text{-value} < \alpha$, maka cukup bukti untuk melakukan penolakan terhadap H_0 , begitu pula sebaliknya.

3. Uji Breusch-Pagan

Jika uji Hausman menunjukkan hasil terima H_0 maka dilakukan uji lanjutan yaitu uji *Breusch-Pagan* dengan statistik uji *Lagrange-Multiplier(LM)*. Hipotesis uji LM adalah:

$$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma^2 \text{ vs}$$

$$H_1 : \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2$$

Statistik uji LM dalam Judge dkk. (1980) adalah sebagai berikut:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N [\sum_{t=1}^T u_{it}]^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (2.36)$$

di mana,

T : jumlah unit *time series*

N : jumlah unit *cross section*

u_{it} : residual persamaan unit *cross-section* ke- i waktu ke- t

Statistik LM menyebar *Chi-Square* dengan derajat bebas 1, jika statistik uji LM hasil pengujian lebih besar dari $\chi^2_{(1,\alpha)}$ atau $p\text{-value} < \alpha$, maka cukup bukti untuk melakukan penolakan terhadap H_0 , begitu pula sebaliknya.

1.6. Pengujian Asumsi

Asumsi-asumsi yang harus terpenuhi pada regresi data panel adalah sebagai berikut:

1.6.1. Pengujian Asumsi Normalitas

Kabasarang dkk. (2012) menyebutkan bahwa pengujian normalitas sisaan dapat dilakukan dengan Uji *Jarque-Bera* (JB) dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0: \text{sisaan menyebar normal vs}$$

$$H_1: \text{sisaan tidak menyebar normal}$$

Statistik uji *Jarque-Bera* (JB) adalah

$$JB = \frac{N}{6} \left[S^2 + \frac{(k-3)^2}{4} \right] \quad (2.37)$$

di mana,

$$S(\text{skewness}) = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})^3}{\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})^2 \right)^{3/2}}$$

$$K(\text{kurtosis}) = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (u_i - \bar{u})^4}{\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})^2 \right)^2}$$

Kaidah pengambilan keputusan dengan membandingkan statistik JB dengan tabel khi-kuadrat derajat bebas dua. Jika statistik uji $JB > X^2_{\alpha}$, maka tolak H_0 yang artinya asumsi normalitas tidak terpenuhi.

1.6.2. Pengujian Asumsi Homoskedastisitas

Pengujian ini dilakukan untuk mengetahui adanya heterokedastisitas pada residual model regresi data panel. Menurut Greene (1997), pengujian ini menggunakan uji *Lagrange Multiplier* (LM) dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_N^2 = \sigma^2 \text{ (tidak terjadi heteroskedastisitas) vs}$$

$$H_1 : \text{paling tidak terdapat satu } \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2 \text{ (terjadi heteroskedastisitas)}$$

Statistik uji LM adalah

$$LM = \frac{T}{2} \sum_{i=2}^N \left(\frac{\hat{\sigma}_i^2}{\hat{\sigma}^2} - 1 \right)^2 \quad (2.38)$$

di mana,

N : banyaknya unit *cross-section*

T : banyaknya unit *time series*

$\hat{\sigma}_i^2$: ragam residual persamaan unit *cross-section* ke- i

$\hat{\sigma}^2$: ragam residual persamaan system

Kaidah pengambilan keputusan adalah jika statistik uji $LM > \chi^2_{(N-1, \alpha)}$ maka tolak H_0 .

1.6.3. Pengujian Asumsi Adanya Autokorelasi

Pengujian ini dilakukan untuk melihat adanya korelasi antar unit *cross-section*. Hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut:

H_0 : tidak terdapat korelasi antar unit *cross-section* vs

H_1 : terdapat korelasi antar unit *cross-section*

Statistik uji yang digunakan adalah

$$\lambda_{LM} = T \sum_{i=2}^N \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 \quad (2.39)$$

di mana,

r_{ij} : koefisien korelasi residual unit *cross section* ke- i dengan unit *cross section* ke- j

Kriteria pengambilan keputusan adalah jika statistik uji $\lambda_{LM} > \chi_{(N(N-1)/2, \alpha)}^2$ maka tolak H_0 (Greene, 1997).

1.6.4. Pengujian Asumsi *Non*-Multikolinearitas

Uji multikolinearitas adalah untuk melihat ada atau tidaknya korelasi yang tinggi antara variabel-variabel bebas dalam suatu model regresi. Alat statistik yang sering dipergunakan untuk menguji gangguan multikolinearitas adalah dengan *Variance Inflation Factor* (VIF) (Gujarati, 2003).

$$VIF = \frac{1}{1-R_j^2} \quad (2.40)$$

di mana,

$j = 1, 2, \dots, p$

p = banyaknya variabel prediktor

R_j^2 = koefisien determinasi ke- j dari *auxiliary regression*

Auxiliary regression adalah regresi dengan X_j sebagai peubah endogen, dan X selainnya sebagai peubah eksogen. Jika nilai VIF lebih besar dari 10, maka terjadi masalah multikolinearitas.

1.7. Pengujian Signifikansi Parameter

Sebelum melakukan interpretasi model, terlebih dahulu harus dilakukan pengujian signifikansi parameter model regresi.

1.7.1. Uji Simultan

Uji simultan digunakan untuk menguji signifikansi parameter model secara serempak/bersama-sama. Statistik uji yang digunakan adalah statistik uji F dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0 \text{ vs}$$

$$H_1: \text{paling tidak terdapat satu } \beta_i \neq 0$$

Statistik uji F sebagai berikut:

$$F = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(N-k)} \quad (2.41)$$

di mana,

R^2 : koefisien determinasi

k : jumlah parameter

N : jumlah pengamatan

Statistik uji F dibandingkan dengan tabel F dengan derajat bebas $(N+k-1, NT-k)$. Jika statistik uji F hasil pengujian lebih besar dari F tabel atau $p\text{-value} < \alpha$, maka cukup bukti untuk melakukan penolakan terhadap H_0 , begitu pula sebaliknya.

1.7.2. Uji Parsial

Uji parsial digunakan untuk menguji signifikansi masing-masing parameter. Statistik uji yang digunakan adalah statistik uji t dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0: \beta_i = 0 \text{ vs}$$

$$H_1: \beta_i \neq 0$$

$$t = \frac{b_i}{se(b_i)} \quad (2.42)$$

di mana,

b_i : penduga bagi β_i

$se(b_i)$: *standard error* bagi β_i pada variabel prediktor ke- i

Statistik uji t dibandingkan dengan tabel t dengan derajat bebas $n-p-1$. Jika statistik uji t hasil pengujian lebih besar dari $t_{(n-p-1, \alpha/2)}$ atau lebih kecil dari $-t_{(n-p-1, \alpha/2)}$ atau $p\text{-value} < \alpha$, maka cukup bukti untuk melakukan penolakan terhadap H_0 , begitu pula sebaliknya.

1.8. Koefisien Determinasi

Koefisien determinasi (R^2) digunakan untuk mengetahui seberapa besar model dapat menjelaskan keragaman variabel respon. Nilai dari R^2 berada pada rentang 0-1. Koefisien determinasi dihitung dengan rumus sebagai berikut:

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST} \quad (2.43)$$

di mana,

SSR : jumlah kuadrat regresi

SST : jumlah kuadrat total

SSE : jumlah kuadrat galat

1.9. Pengujian *Kolmogorov-Smirnov*

Uji *Kolmogorov-Smirnov* digunakan untuk menguji kesesuaian model (Facchinetti, 2009). Hipotesis yang digunakan adalah:

$H_0: F(x) = F_0(x)$ untuk semua x vs

$H_1: F(x) \neq F_0(x)$ untuk paling sedikit satu x

Dengan statistik uji sebagai berikut:

$$D = \max |S_n(x) - F_0(x)| \quad (2.44)$$

di mana,

$S_n(x)$: distribusi kumulatif sampel

$F_0(x)$: distribusi kumulatif teoritis

Kriteria pengambilan keputusan adalah jika statistik uji D lebih kecil dibandingkan dengan tabel D atau *p-value* lebih besar dari α maka terima H_0 .

1.10. Tingkat Pengangguran Terbuka

Pengangguran terbuka terdiri dari orang yang tidak mempunyai pekerjaan dan mencari pekerjaan, orang yang tidak mempunyai pekerjaan dan mempersiapkan usaha, orang yang tidak mempunyai pekerjaan dan tidak mencari pekerjaan, dan orang yang sudah punya pekerjaan tetapi belum mulai bekerja (BPS, 2017). Sedangkan, Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) adalah persentase jumlah

pengangguran terhadap jumlah angkatan kerja. Rumus untuk menghitung TPT adalah:

$$TPT = \frac{\text{jumlah pengangguran}}{\text{jumlah angkatan kerja}} \times 100\%$$

Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) digunakan untuk mengindikasikan besarnya persentase angkatan kerja yang termasuk dalam pengangguran. TPT yang tinggi menunjukkan bahwa terdapat banyak angkatan kerja yang tidak terserap pada pasar kerja.

1.11. Indeks Pembangunan Manusia (IPM)

IPM menjelaskan bagaimana penduduk dapat mengakses hasil pembangunan dalam memperoleh pendapatan, kesehatan, pendidikan, dan sebagainya. IPM merupakan indikator penting untuk mengukur keberhasilan dalam upaya membangun kualitas hidup manusia (masyarakat/penduduk). IPM dapat menentukan peringkat atau level pembangunan suatu wilayah/Negara (BPS, 2017).

Konsep pembangunan manusia diukur dengan menggunakan pendekatan tiga dimensi dasar manusia, yaitu umur panjang dan sehat, pengetahuan, dan standar hidup yang layak. Dimensi umur panjang dan sehat diwakili oleh indikator harapan hidup saat lahir. Dimensi pengetahuan diwakili oleh indikator harapan lama sekolah dan rata-rata lama sekolah. Sementara itu, dimensi standar hidup layak diwakili oleh pengeluaran per kapita. Ketiga indeks tersebut terangkum dalam suatu indeks komposit yang disebut Indeks Pembangunan Manusia (IPM).

United Nations Development Programme (UNDP) memperkenalkan IPM pertama kali pada tahun 1990. Indonesia pertama kali menghitung IPM pada tahun 1996. Sejak saat itu, IPM dihitung secara berkala setiap tiga tahun. Namun, sejak 2004 IPM dihitung setiap tahun untuk memenuhi kebutuhan Kementerian Keuangan dalam menghitung Dana Alokasi Umum (DAU).

IPM dihitung sebagai rata-rata geometrik dari indeks kesehatan, pendidikan, dan pengeluaran. Setiap komponen IPM distandardisasi dengan nilai minimum dan maksimum sebelum digunakan untuk menghitung IPM. Rumus yang digunakan sebagai berikut:

Dimensi Kesehatan :

$$I_{kesehatan} = \frac{AHH - AHH_{min}}{AHH_{maks} - AHH_{min}}$$

Dimensi Pendidikan :

$$I_{HLS} = \frac{HLS - HLS_{min}}{HLS_{maks} - HLS_{min}}$$

$$I_{RLS} = \frac{RLS - RLS_{min}}{RLS_{maks} - RLS_{min}}$$

$$I_{pendidikan} = \frac{I_{HLS} + I_{RLS}}{2}$$

Dimensi Pengeluaran :

$$I_{pengeluaran} = \frac{\ln(\text{pengeluaran}) - \ln(\text{pengeluaran}_{min})}{\ln(\text{pengeluaran}_{maks}) - \ln(\text{pengeluaran}_{min})}$$

Rumus menghitung IPM :

$$IPM = \sqrt[3]{I_{kesehatan} \times I_{pendidikan} \times I_{pengeluaran}} \times 100$$

BPS mengelompokkan status pembangunan manusia berdasarkan IPM menjadi 4 kelompok dengan kriteria sebagai berikut:

- Sangat tinggi : $IPM \geq 80$
- Tinggi : $70 \leq IPM < 80$
- Sedang : $60 \leq IPM < 70$
- Rendah : $IPM < 60$

1.12. Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK)

Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) adalah persentase penduduk usia 15 tahun keatas yang merupakan angkatan kerja.

Rumus untuk menghitung TPAK sebagai berikut:

$$TPAK = \frac{\text{jumlah angkatan kerja}}{\text{jumlah penduduk usia 15 tahun keatas}} \times 100\%$$

TPAK digunakan untuk mengindikasikan besarnya persentase penduduk usia kerja yang aktif secara ekonomi di suatu Negara/wilayah. Semakin tinggi TPAK menunjukkan semakin tinggi pula pasokan tenaga kerja yang tersedia untuk memproduksi barang dan jasa dalam suatu perekonomian (BPS, 2017).

1.13. Upah Minimum Provinsi

Upah merupakan pembayaran atas jasa-jasa fisik maupun mental yang disediakan oleh tenaga kerja kepada para pengusaha (Sukirno, 2006). Upah Minimum Provinsi (UMP) adalah upah minimum yang berlaku untuk seluruh kabupaten/kota di suatu provinsi. Upah Minimum adalah suatu standar minimum yang digunakan oleh para pengusaha atau pelaku industri untuk memberikan upah kepada pekerja di dalam lingkungan usaha atau kerjanya. Karena pemenuhan kebutuhan yang layak di setiap provinsi berbeda-beda, maka disebut Upah Minimum Provinsi.



BAB III

METODE PENELITIAN

1.1. Jenis dan Sumber Data

Data yang digunakan pada penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari data yang dipublikasikan oleh Badan Pusat Statistik (BPS). Data tersebut yaitu data mengenai Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT), Upah Minimum Provinsi (UMP), Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) dan Indeks Pembangunan Manusia (IPM).

Data yang digunakan adalah data panel dari enam provinsi di Pulau Jawa mulai tahun 2007 sampai tahun 2015. Provinsi sebagai unit *cross-section* dan tahun 2007 sampai tahun 2015 sebagai unit *time series*. Secara lengkap, data Tingkat Pengangguran Terbuka beserta faktor-faktor yang mempengaruhinya dapat dilihat pada Lampiran 1.

1.2. Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan pada penelitian ini adalah:

1. Variabel Respon

Variabel respon yang digunakan pada penelitian ini adalah Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT). Satuan yang digunakan adalah persen (%).

2. Variabel Prediktor

Variabel prediktor yang digunakan dalam penelitian ini, yaitu:

a. Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK)

Merupakan persentase penduduk usia 15 tahun keatas yang merupakan angkatan kerja. Satuan yang digunakan adalah persen (%).

b. Upah Minimum Provinsi (UMP)

Merupakan upah minimum yang berlaku untuk seluruh kabupaten/kota di suatu provinsi. Satuan yang digunakan adalah ribu rupiah.

c. Indeks Pembangunan Manusia (IPM)

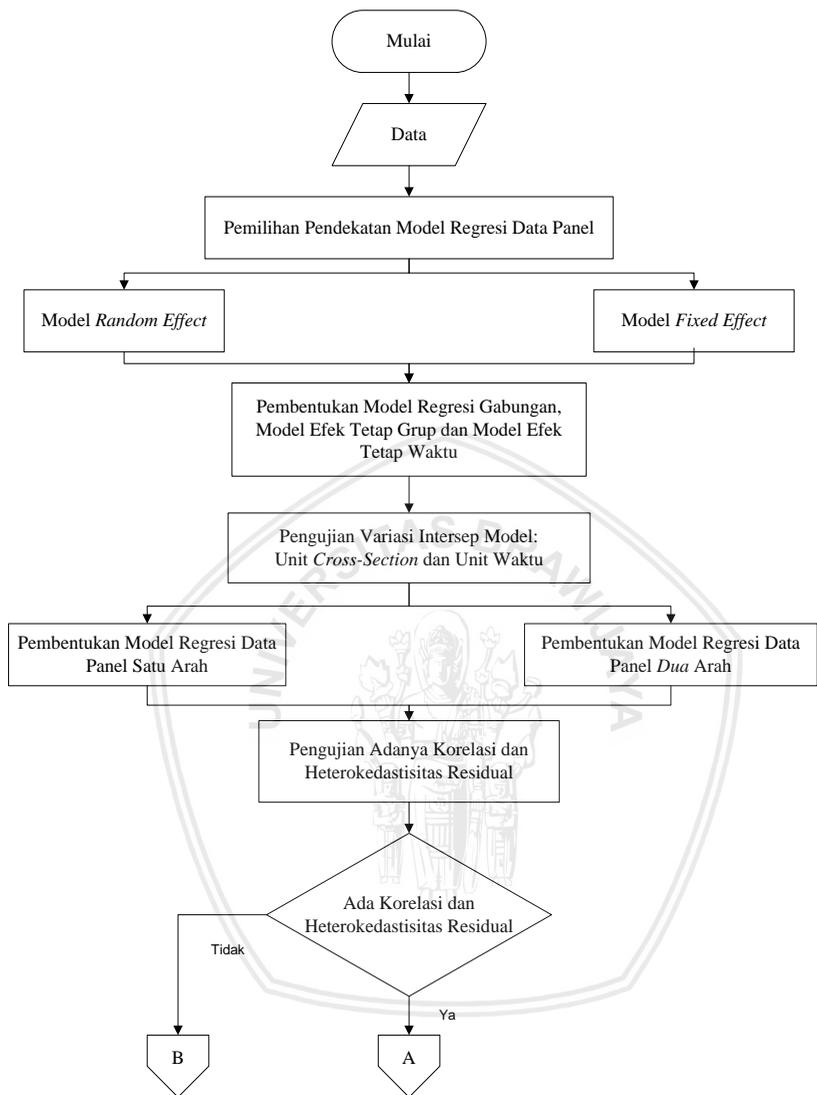
Merupakan indikator penting untuk mengukur keberhasilan dalam upaya membangun kualitas hidup manusia (masyarakat/penduduk).

1.3. Metode Penelitian

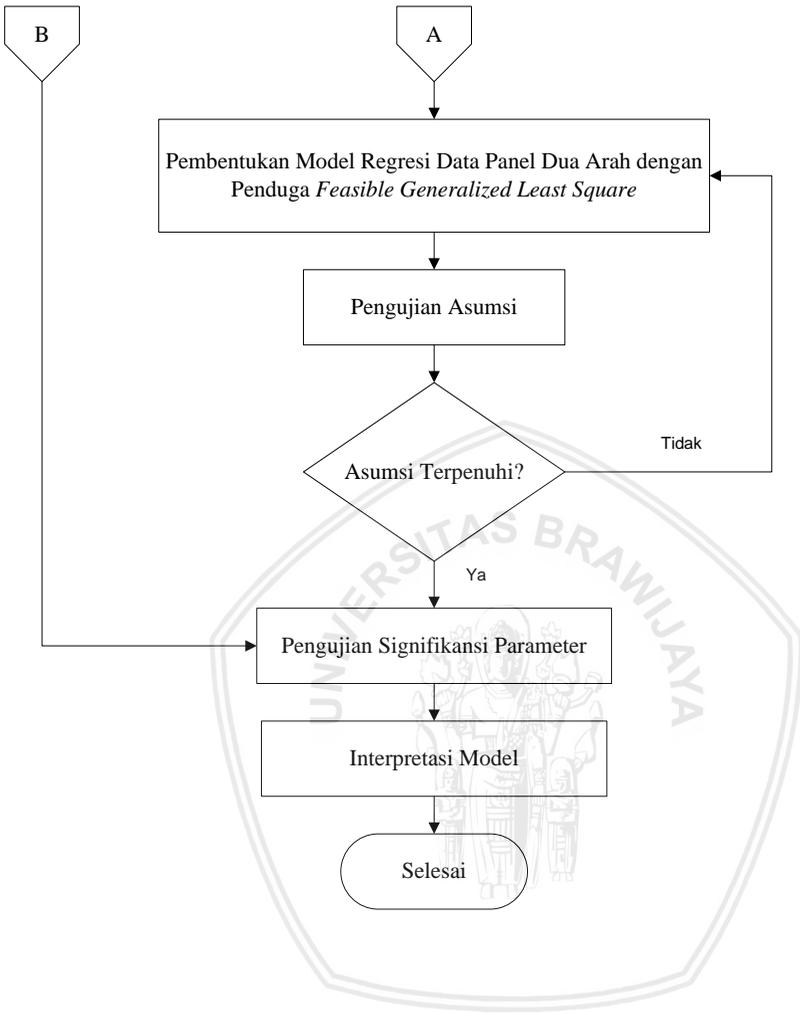
Metode yang digunakan dalam penelitian ini adalah pendugaan parameter regresi panel komponen dua arah dengan penduga *Feasible Generalized Least Square (FGLS)*. Langkah-langkah yang dilakukan adalah sebagai berikut:

1. Melakukan pengujian untuk pemilihan pendekatan model regresi data panel dengan uji Chow dan uji Hausman sesuai persamaan (2.32) dan (2.35).
2. Melakukan pengujian variasi intersep unit *cross-section* sesuai persamaan (2.32) dan pengujian variasi unit waktu sesuai persamaan (2.33).
3. Membentuk model regresi data panel terpilih dengan komponen galat dua arah.
4. Melakukan pengujian untuk mendeteksi adanya heterogenitas dan korelasi antar unit *cross-section* sesuai persamaan (2.38) dan (2.39).
5. Membentuk matriks varian kovarian ($\hat{\Omega}$) yang sesuai. Jika terdapat korelasi dan heterogenitas, maka digunakan metode *Seemingly Unrelated Regression*.
6. Melakukan pendugaan parameter regresi data panel dengan metode FGLS sesuai persamaan (2.30).
7. Melakukan pengujian asumsi klasik, yaitu uji normalitas, *non-multikolinearitas*, *non-autokorelasi* dan homoskedastisitas galat sebagaimana dalam subbab 2.6.
8. Melakukan pengujian signifikansi parameter secara simultan dan parsial sesuai persamaan (2.41) dan (2.42).
9. Interpretasi model.

Untuk melakukan analisis regresi data panel digunakan *software R*, *software Eviews* dan *Microsoft Excel*. Langkah-langkah analisis ditunjukkan dalam diagram alir pada Gambar 3.1.



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian



BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Statistika Deskriptif

Sebelum melakukan analisis regresi data panel, perlu dilakukan analisis statistika deskriptif terlebih dahulu untuk melihat gambaran umum Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT), Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK), Upah Minimum Provinsi (UMP) dan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) 6 Provinsi di Pulau Jawa pada tahun 2007 sampai tahun 2015. Analisis statistika deskriptif disajikan dalam Tabel 4.1.

Tabel 4.1. Analisis Statistika Deskriptif

Variabel	Rata-Rata	Minimum	Maksimum	Simpangan Baku
TPT(%)	8,183	3,240	15,750	3,385
TPAK(%)	67,189	60,340	71,470	3,126
UMP(ribu rupiah)	936,198	448,500	2.700	447,563
IPM	72,300	66,740	78,990	3,580

Tabel 4.1 menunjukkan bahwa rata-rata Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di enam provinsi di Pulau Jawa sebesar 8,183%. TPT terendah sebesar 3,240 terjadi di Provinsi DI Yogyakarta pada tahun 2013, sedangkan TPT tertinggi sebesar 15,750% terjadi di Provinsi Banten tahun 2007. Simpangan baku sebesar 3,38% menunjukkan perbedaan TPT setiap provinsi yang dipengaruhi oleh beberapa faktor, seperti TPAK, UMP serta IPM. Selanjutnya, rata-rata Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) sebesar 67,189% dengan simpangan baku relatif kecil sebesar 3,126%. Hal ini menunjukkan bahwa tingkat partisipasi angkatan kerja 6 provinsi di Pulau Jawa tidak berbeda jauh. TPAK tertinggi sebesar 71,47% terjadi di Provinsi DKI Jakarta pada tahun 2012, sedangkan terendah sebesar 60,34% terjadi di Provinsi Jawa Barat tahun 2015. Selanjutnya, rata-rata Upah Minimum Provinsi (UMP) sebesar Rp936.198,00 dengan simpangan baku sebesar Rp 447.563,00. Hal ini menunjukkan upah minimum yang berbeda-beda di setiap provinsi. UMP tertinggi sebesar Rp2.700.000,00 terjadi di Provinsi DKI Jakarta tahun 2015, sedangkan UMP terendah sebesar Rp448.500,00 rupiah terjadi di

Provinsi Jawa Timur tahun 2007. Rata-rata Indeks Pembangunan Manusia (IPM) sebesar 72,3 dengan simpangan baku 3,58 yang relatif kecil. Hal ini menunjukkan IPM yang relatif tidak jauh berbeda antar provinsi. IPM tertinggi sebesar 78,99 terjadi di Provinsi DKI Jakarta tahun 2015, sedangkan IPM terendah sebesar 66,74 terjadi di Provinsi Jawa Timur tahun 2012.

4.2. Pemilihan Pendekatan Regresi Data Panel

Pengujian ini bertujuan untuk memilih pendekatan yang paling sesuai antara pendekatan model *common effect*, *fixed effect* dan *random effect* untuk data Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Pulau Jawa.

4.2.1. Pemilihan Antara Model *Common Effect* dan *Fixed Effect*

Pemilihan antara pendekatan model *common effect* dan *fixed effect* menggunakan uji Chow dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : model *common effect* vs

H_1 : model *fixed effect*

Berdasarkan rumus pada persamaan (2.34), diperoleh nilai statistik uji F sebesar 37,065 yang lebih besar daripada nilai tabel $F_{(5,45)}^{0,05} = 2,422$ dan *p-value* < 0,0000 kurang dari 0.05 (α), maka dapat disimpulkan tolak H_0 . Artinya pendekatan model *fixed effect* lebih baik dibandingkan model *common effect*.

4.2.2. Pemilihan Antara Model *Fixed Effect* dan *Random Effect*

Pemilihan antara pendekatan model *fixed effect* dan *random effect* menggunakan uji Hausman dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : model *random effect* vs

H_1 : model *fixed effect*

Berdasarkan rumus pada persamaan (2.35), diperoleh statistik uji Hausman sebesar 23,035 yang lebih besar daripada nilai tabel $\chi_{(3,0.05)}^2 = 7,8147$ dan *p-value* = 0,0000397 kurang dari 0.05 (α), maka dapat disimpulkan tolak H_0 yang artinya pendekatan model *fixed effect* lebih baik dibandingkan model *random effect*.

repository.ub.ac.id

Berdasarkan hasil uji Chow dan uji Hausman yang telah dilakukan, maka diperoleh kesimpulan bahwa pendekatan terpilih adalah pendekatan model *fixed effect*.

4.3. Pembentukan Model Regresi Gabungan, Model Efek Tetap Grup dan Model Efek Tetap Waktu

Sebelum dilakukan pengujian variasi intersep model regresi data panel, perlu dibentuk model regresi gabungan, model efek tetap grup serta model efek tetap waktu.

4.3.1. Pembentukan Model Regresi Gabungan

Model Regresi Gabungan (*pooled model*) adalah model tanpa memperhitungkan pengaruh dari unit provinsi maupun unit waktu, artinya menganggap unit provinsi dan unit waktu tidak berpengaruh terhadap model. Hasil pendugaan model regresi gabungan dengan bantuan *software R* dapat dilihat dalam Lampiran 3. Model regresi yang terbentuk adalah:

$$TPT = 45,146 - 0,764 TPAK - 0,00057 UMP + 0,206 IPM$$

Berdasarkan persamaan model regresi gabungan yang terbentuk, diperoleh nilai koefisien untuk variabel TPAK sebesar $-0,764$, artinya setiap kenaikan 1% Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) akan menurunkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,764 % dengan asumsi bahwa variabel UMP dan IPM konstan. Koefisien variabel UMP sebesar $-0,00057$, artinya setiap kenaikan Rp1.000,00 Upah Minimum Provinsi (UMP) akan menurunkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,00057% dengan asumsi variabel TPAK dan IPM konstan. Koefisien variabel IPM sebesar 0,206, artinya setiap kenaikan 1 satuan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) akan menaikkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0.206 % dengan asumsi variabel TPAK dan UMP konstan. Nilai koefisien determinasi yang didapatkan sebesar 0,436. Model yang terbentuk menggambarkan tidak adanya pengaruh perbedaan tempat dan waktu terhadap tinggi rendahnya Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Pulau Jawa.

4.3.2. Pembentukan Model Efek Tetap Grup

Model Efek Tetap Grup (ETG) adalah model regresi dengan hanya memperhitungkan pengaruh dari masing-masing unit provinsi. Hasil pendugaan model yang diperoleh dengan menjadikan unit provinsi sebagai *dummy* dengan bantuan *software R* dapat dilihat dalam Lampiran 4. Hasil regresi model efek tetap grup dapat dilihat pada Tabel 4.2.

Tabel 4.2. Hasil Regresi Model Efek Tetap Grup Berdasarkan Provinsi

Provinsi	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	R^2
DKI Jakarta	9,721	-0,075	-0,004	0,156	0,625
Jawa Barat	6,961				
Jawa Tengah	3,561				
DI Yogyakarta	1,282				
Jawa Timur	2,228				
Banten	10,594				

Berdasarkan Tabel 4.2 dapat dibentuk model umum efek tetap grup berdasarkan provinsi sebagai berikut:

$$TPT = \hat{\alpha}_i - 0,075 TPAK - 0,004 UMP + 0,156 IPM$$

Berdasarkan persamaan model efek tetap grup berdasarkan unit provinsi yang terbentuk, diperoleh nilai koefisien untuk variabel TPAK sebesar -0.075 , artinya setiap kenaikan 1% Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) akan menurunkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,075 % dengan asumsi bahwa variabel UMP dan IPM konstan. Koefisien variabel UMP sebesar $-0,004$, artinya setiap kenaikan Rp1.000,00 Upah Minimum Provinsi (UMP) akan menurunkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,004% dengan asumsi variabel TPAK dan IPM konstan. Koefisien variabel IPM sebesar 0,156, artinya setiap kenaikan 1 satuan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) akan menaikkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,156 % dengan asumsi variabel TPAK dan UMP konstan. Nilai intersep $\hat{\alpha}_i$ yang berbeda-beda menggambarkan perbedaan intersep tiap unit

provinsi yang menunjukkan pengaruh perbedaan tempat terhadap tinggi rendahnya tingkat pengangguran di Pulau Jawa.

4.3.3. Pembentukan Model Efek Tetap Waktu

Model Efek Tetap Grup (ETG) adalah model regresi dengan hanya memperhitungkan pengaruh dari unit waktu. Hasil pendugaan model dengan bantuan *software R* dapat dilihat dalam Lampiran 5. Hasil regresi model efek tetap waktu dapat dilihat pada Tabel 4.3.

Tabel 4.3. Hasil Regresi Model Efek Tetap Waktu

Tahun	\hat{a}_t	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	R^2
2007	2,762	-0,651	0,004	-0,152	0,684
2008	2,874				
2009	1,988				
2010	1,287				
2011	1,611				
2012	-0,459				
2013	-2,315				
2014	-3,239				
2015	-4,508				

Berdasarkan Tabel 4.3 dapat dibentuk model umum efek tetap waktu sebagai berikut:

$$TPT = \hat{a}_t - 0,651 TPAK + 0,004 UMP + 0,684 IPM$$

Berdasarkan persamaan model efek tetap waktu yang terbentuk, diperoleh nilai koefisien untuk variabel TPAK sebesar $-0,651$, artinya setiap kenaikan 1% Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) akan menurunkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,651 % dengan asumsi bahwa variabel UMP dan IPM konstan. Koefisien variabel UMP sebesar 0,004, artinya setiap kenaikan Rp1.000,00 Upah Minimum Provinsi (UMP) akan menaikkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,004% dengan asumsi variabel TPAK dan IPM konstan. Koefisien variabel IPM sebesar 0,684, artinya setiap kenaikan 1 satuan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) akan menaikkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,684 % dengan asumsi

variabel TPAK dan UMP konstan. Nilai intersep \hat{a}_t yang berbeda-beda menggambarkan perbedaan intersep tiap unit waktu yang menunjukkan pengaruh perbedaan waktu terhadap tinggi rendahnya tingkat pengangguran di Pulau Jawa.

4.4. Hasil Pengujian Variasi Intersep Model

Nilai koefisien determinasi (R^2) dari model-model di atas digunakan untuk pengujian adanya variasi antar intersep unit *cross-section* maupun unit waktu.

4.4.1. Hasil Pengujian Intersep Unit *Cross-Section*

Hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$H_0 : a_1 = a_2 = \dots = a_N \text{ vs}$$

H_1 : paling tidak ada satu intersep a_i yang berbeda

Statistik uji bagi intersep unit *cross-section* berdasarkan rumus pada persamaan (2.32) sebagai berikut:

$$F = \frac{(R_{ETG}^2 - R_P^2)/(N-1)}{(1 - R_{ETG}^2)/(NT - N - k)}$$

$$F = \frac{(0,62571 - 0,43661)/(6-1)}{(1 - 0,62571)/((6)(9) - 6 - 3)}$$

$$F = \frac{0,03782}{0,0083175}$$

$$F = 4,547$$

Dari hasil pengujian, dapat dilihat bahwa nilai statistik uji F sebesar 4,547 yang lebih besar dari $F_{3,45}^{0,05} = 2,8115$, sehingga dapat diputuskan tolak H_0 . Berdasarkan hasil tersebut, diperoleh kesimpulan bahwa intersep model antar unit *cross-section* bervariasi.

4.4.2. Hasil Pengujian Intersep Unit Waktu

Hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$H_0 : a_1 = a_2 = \dots = a_T \text{ vs}$$

H_1 : paling tidak ada satu intersep a_t yang berbeda

Statistik uji bagi intersep unit waktu berdasarkan rumus pada persamaan (2.33) sebagai berikut:

$$F = \frac{(R_{ETW}^2 - R_P^2)/(T-1)}{(1-R_{ETW}^2)/(NT-T-k)}$$

$$F = \frac{(0,68438-0,43661)/(9-1)}{(1-0,68438)/((6)(9)-9-3)}$$

$$F = \frac{0,03097}{0,007515}$$

$$F = 4,1214$$

Dari hasil pengujian, dapat dilihat bahwa nilai statistik uji F sebesar 4,1214 yang lebih besar dari $F_{6,42}^{0,05} = 2,324$ sehingga dapat diputuskan tolak H_0 . Berdasarkan hasil tersebut, diperoleh kesimpulan bahwa intersep model antar unit waktu bervariasi.

4.5. Pembentukan Model Regresi Data Panel Dua Arah

Pengujian variasi intersep model serta pengujian pemilihan pendekatan model terbaik memberikan hasil bahwa model *fixed effect* komponen dua arah adalah model yang paling sesuai untuk memodelkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Pulau Jawa. Hasil regresi data panel *fixed effect* komponen dua arah disajikan dalam Tabel 4.4.

Tabel 4.4. Pendugaan Model Regresi Panel Dua Arah

Provinsi	$\hat{\mu}_t$	$\hat{\lambda}_t$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
DKI Jakarta	16,308	$\hat{\lambda}_2 = -0,660$ $\hat{\lambda}_3 = -0,738$ $\hat{\lambda}_4 = -1,567$ $\hat{\lambda}_5 = -1,341$ $\hat{\lambda}_6 = -3,703$ $\hat{\lambda}_7 = -3,308$ $\hat{\lambda}_8 = -3,291$ $\hat{\lambda}_9 = -2,778$	0,2044	-0,00105	-0,2078
Jawa Barat	14,747				
Jawa Tengah	9,475				
DI Yogyakarta	8,966				
Jawa Timur	8,038				
Banten	16,833				

Berdasarkan Tabel 4.4 dapat dibentuk model umum *fixed effect* komponen dua arah sebagai berikut:

$$TPT = \hat{\mu}_i + \hat{\lambda}_t + 0,2044 TPAK - 0,00105 UMP - 0,2078 IPM$$

Berdasarkan persamaan model *fixed effect* komponen dua arah yang terbentuk, diperoleh nilai koefisien untuk variabel TPAK sebesar 0,2044, artinya setiap kenaikan 1% Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) akan menaikkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,2044 % dengan asumsi bahwa variabel UMP dan IPM konstan. Koefisien variabel UMP sebesar -0,00105, artinya setiap kenaikan Rp1.000,00 Upah Minimum Provinsi (UMP) akan menurunkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,00105% dengan asumsi variabel TPAK dan IPM konstan. Koefisien variabel IPM sebesar -0,2078, artinya setiap kenaikan 1 satuan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) akan menurunkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,2078 % dengan asumsi variabel TPAK dan UMP konstan. Nilai intersep $\hat{\mu}_i$ yang berbeda-beda pada yang terbentuk menggambarkan perbedaan intersep tiap provinsi yang menunjukkan perbedaan pengaruh tempat terhadap tinggi rendahnya Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Pulau Jawa. Sedangkan, nilai intersep $\hat{\lambda}_t$ yang berbeda-beda menunjukkan perbedaan pengaruh waktu terhadap tinggi rendahnya Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) Provinsi di Pulau Jawa.

4.6. Pendeteksian Adanya Korelasi dan Heterokedastisitas

Pada penentuan pendekatan model regresi data panel didapatkan hasil bahwa model yang terpilih adalah model *fixed effect*. Setelah dilakukan pendugaan model *fixed effect* dua arah, selanjutnya akan diuji apakah terdapat masalah korelasi dan heterokedastisitas residual model.

4.6.1. Hasil Pengujian Adanya Heterokedastisitas Residual

Pengujian ini dilakukan untuk mengetahui adanya heterokedastisitas pada residual model. Hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

H_0 : tidak terjadi heteroskedastisitas vs

H_1 : terjadi heteroskedastisitas

Ragam residual persamaan yang diperoleh dapat dilihat pada Tabel 4.5.

Tabel 4.5. Ragam Residual Persamaan

Provinsi	Ragam residual	Statistik Uji LM
DKI Jakarta	0,1518	26,018
Jawa Barat	0,1506	
Jawa Tengah	0,1639	
DI Yogyakarta	0,5398	
Jawa Timur	0,3344	
Banten	1,3701	

Dari hasil pengujian berdasarkan rumus pada persamaan (2.38), diperoleh statistik uji LM sebesar 26,018 yang lebih besar dari nilai tabel $\chi^2_{(5,0.5)} = 11,07$, sehingga dapat disimpulkan tolak H_0 . Terjadi masalah heterokedastisitas pada residual model.

4.6.2. Hasil Pengujian Adanya Korelasi

Pengujian ini dilakukan untuk melihat adanya korelasi antar unit *cross-section*. Hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

H_0 : tidak terdapat korelasi antar unit *cross-section* vs

H_1 : terdapat korelasi antar unit *cross-section*

Korelasi antar persamaan yang diperoleh dapat dilihat pada Tabel 4.6.

Tabel 4.6. Tabel Korelasi Residual Antar Persamaan

Provinsi	JKT	JABAR	JATENG	JOGJA	JATIM	BANTEN
JKT	1	-0,5941	0,6125	0,0626	0,1416	-0,4571
JABAR	-0,5941	1	-0,7641	-0,5018	-0,2759	0,5819
JATENG	0,6125	-0,7641	1	0,1608	0,4912	-0,6401
JOGJA	0,0626	-0,5018	0,1608	1	0,2832	-0,6777
JATIM	0,1416	-0,2759	0,4912	0,2832	1	-0,7974
BANTEN	-0,4571	0,5819	-0,6401	-0,6777	-0,7974	1

Dari hasil pengujian berdasarkan rumus pada persamaan (2.39), diperoleh statistik uji λ_{LM} sebesar 36.574 yang lebih besar daripada nilai tabel $\chi^2_{(15,0.05)} = 24.996$, sehingga dapat disimpulkan tolak H_0 . Terdapat korelasi antar unit *cross-section* atau asumsi *non-autokorelasi* tidak terpenuhi.

4.7. Pembentukan Model Regresi Data Panel Dua Arah dengan *Seemingly Unrelated Regression (SUR)*

Tidak terpenuhinya asumsi homoskedastisitas dan autokorelasi pada model menyebabkan penduga OLS tidak tepat digunakan. Oleh karena itu, digunakan metode *Seemingly Unrelated Regression (SUR)* dengan penduga *Feasible Generalized Least Square (FGLS)* sesuai rumus pada persamaan (2.25) dengan matriks varian kovarian:

$$\hat{\Omega} = \begin{bmatrix} 0,151857 & -0,08985 & 0,09664 & 0,017936 & 0,031913 & -0,20849 \\ -0,08985 & 0,150606 & -0,12006 & -0,1431 & -0,06194 & 0,264345 \\ 0,09664 & -0,12006 & 0,163934 & 0,047832 & 0,115019 & -0,30336 \\ 0,017936 & -0,1431 & 0,047832 & 0,539836 & 0,120339 & -0,58284 \\ 0,031913 & -0,06194 & 0,115019 & 0,120339 & 0,334433 & -0,53976 \\ -0,20849 & 0,264345 & -0,30336 & -0,58284 & -0,53976 & 1,370121 \end{bmatrix}$$

Model regresi data panel dua arah dengan pendekatan *fixed effect* yang didapatkan dapat dilihat pada Tabel 4.7.

Tabel 4.7. Pendugaan Model Regresi Data Panel Dua Arah dengan FGLS

Provinsi	$\hat{\mu}_t$	$\hat{\lambda}_t$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
DKI Jakarta	13,3175	$\hat{\lambda}_2 = -0,5795$	0,1495	-0,00135	-0,1186
Jawa Barat	11,8933	$\hat{\lambda}_3 = -0,7938$			
		$\hat{\lambda}_4 = -1,6333$			
Jawa Tengah	6,9979	$\hat{\lambda}_5 = -1,2194$			
		$\hat{\lambda}_6 = -3,1108$			
DI Yogyakarta	6,0187	$\hat{\lambda}_7 = -2,6668$			

Tabel 4.7. (Lanjutan)

Provinsi	$\widehat{\mu}_t$	$\widehat{\lambda}_t$	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	$\widehat{\beta}_3$
Jawa Timur	5,5928	$\widehat{\lambda}_8 = -2,6539$	0,1495	-0,00135	-0,1186
Banten	14,1984	$\widehat{\lambda}_9 = -2,5778$			

Berikut adalah perbandingan *standard error* antara penduga GLS dan OLS:

Tabel 4.8. Efisiensi Relatif Penduga GLS terhadap Penduga OLS

Koefisien	OLS	GLS	Efisiensi Relatif (%)
$\widehat{\mu}_1$	11,4361	7,4259	154,00
$\widehat{\mu}_2$	1,0742	0,6492	165,47
$\widehat{\mu}_3$	0,9523	0,5117	186,12
$\widehat{\mu}_4$	0,6606	0,4052	163,03
$\widehat{\mu}_5$	0,9880	0,5828	169,54
$\widehat{\mu}_6$	0,9811	0,8054	121,81
$\widehat{\lambda}_2$	0,5002	0,0868	575,89
$\widehat{\lambda}_3$	0,4934	0,0703	701,84
$\widehat{\lambda}_4$	0,5227	0,1163	449,36
$\widehat{\lambda}_5$	0,5672	0,1619	350,35
$\widehat{\lambda}_6$	0,6726	0,3912	171,95
$\widehat{\lambda}_7$	0,6342	0,3380	187,59
$\widehat{\lambda}_8$	0,6647	0,3419	194,39
$\widehat{\lambda}_9$	0,6761	0,3185	212,25
$\widehat{\beta}_1$	0,1258	0,0875	143,85
$\widehat{\beta}_2$	0,0006	0,0004	167,17
$\widehat{\beta}_3$	0,1164	0,0807	144,16

Efisiensi relatif $\widehat{\mu}_1$ dengan GLS terhadap OLS sebesar 154% yang lebih besar dari 100%, artinya dengan metode GLS akan menghasilkan penduga yang lebih efisien dibandingkan penduga

OLS. Berdasarkan Tabel 4.8, diperoleh keseluruhan nilai efisiensi relatif penduga GLS terhadap penduga OLS > 100%, sehingga dapat disimpulkan bahwa penduga GLS lebih efisien dibanding penduga OLS.

Berdasarkan Tabel 4.7 dapat dibentuk persamaan model efek tetap dua arah sebagaimana dapat dilihat pada Tabel 4.9.

Tabel 4.9. Persamaan Model *Fixed Effect* Dua Arah

Provinsi	Tahun	Persamaan
DKI Jakarta	2007	$TPT = 13,3175 + 0,1495 TPAK - 0,00135 UMP - 0,1186 IPM$
	2008	$TPT = 13,3175 - 0,5795 + 0,1495 TPAK - 0,00135 UMP - 0,1186 IPM$
	.	.
	2015	$TPT = 13,3175 - 2,5778 + 0,1495 TPAK - 0,00135 UMP - 0,1186 IPM$
Jawa Barat	2007	$TPT = 11,8933 + 0,1495 TPAK - 0,00135 UMP - 0,1186 IPM$
	.	.
	.	.
	2015	$TPT = 11,8933 - 2,5778 + 0,1495 TPAK - 0,00135 UMP - 0,1186 IPM$

Secara lengkap, persamaan model regresi data panel *fixed effect* dua arah dapat dilihat pada Lampiran 7. Model umum yang diperoleh sebagai berikut:

$$TPT = \mu_i + \lambda_t + 0,1495 TPAK - 0,00135 UMP - 0,1186 IPM$$

Berdasarkan persamaan regresi model efek tetap dua arah yang terbentuk, diperoleh nilai koefisien untuk variabel TPAK sebesar 0,1495, artinya setiap kenaikan 1% Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) akan meningkatkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,1495 % dengan asumsi bahwa variabel UMP dan IPM konstan. Hasil ini kurang sesuai dengan teori bahwa peningkatan TPAK akan menurunkan TPT. Hal ini dapat disebabkan

karena sampel yang diamati kurang menyeluruh. Koefisien variabel UMP sebesar -0,0135, artinya setiap kenaikan Rp1.000,00 Upah Minimum Provinsi (UMP) akan menurunkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,00135% dengan asumsi variabel TPAK dan IPM konstan. Koefisien variabel IPM sebesar -0,1186, artinya setiap kenaikan 1 satuan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) akan menurunkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 0,1186 % dengan asumsi variabel TPAK dan UMP konstan. Nilai intersep $\hat{\mu}_t$ yang berbeda-beda pada yang terbentuk menggambarkan perbedaan intersep tiap provinsi yang menunjukkan perbedaan pengaruh tempat terhadap tinggi rendahnya Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Pulau Jawa. Sedangkan, nilai intersep $\hat{\lambda}_t$ yang berbeda-beda menunjukkan perbedaan pengaruh waktu terhadap tinggi rendahnya Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) Provinsi di Pulau Jawa.

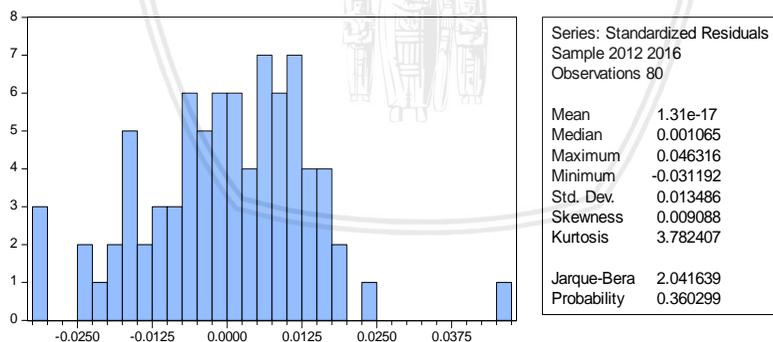
4.8. Hasil Pengujian Asumsi Residual Model

4.8.1. Hasil Pengujian Asumsi Normalitas

Pengujian asumsi normalitas galat dilakukan dengan uji Jarque-Bera. Hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

H_0 : sisaan menyebar normal vs

H_1 : sisaan tidak menyebar normal



Gambar 4.1. Hasil Uji Jarque-Bera

Dari Gambar 4.1, diperoleh *p-value* sebesar 0,360299 yang lebih besar dari 0,05 (α), sehingga terima H_0 . Dapat disimpulkan bahwa asumsi normalitas terpenuhi.

4.8.2. Hasil Pengujian Asumsi *Non-Multikolinearitas*

Pengujian asumsi ini menggunakan nilai *Variance Inflation Factor* (VIF). Nilai VIF yang diperoleh dapat dilihat pada Tabel 4.10.

Tabel 4.10. Hasil Uji Multikolinearitas

Variabel	VIF	Keputusan
TPAK	1,047	Tidak ada korelasi
UMP	1,062	Tidak ada korelasi
IPM	1,088	Tidak ada korelasi

Dari Tabel 4.10, diperoleh keseluruhan nilai $VIF < 10$, sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat masalah multikolinearitas.

4.8.3. Pengujian Asumsi Homoskedastisitas

Pengujian ini dilakukan untuk mengetahui adanya heteroskedastisitas pada residual model. Hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

H_0 : tidak terjadi heteroskedastisitas vs

H_1 : terjadi heteroskedastisitas

Ragam residual persamaan yang diperoleh dapat dilihat pada Tabel 4.11 berikut.

Tabel 4.11. Ragam Residual Persamaan

Provinsi	Ragam residual	Statistik Uji LM
DKI Jakarta	0,5000	5,77
Jawa Barat	0,7486	
Jawa Tengah	0,1552	
DI Yogyakarta	0,4073	
Jawa Timur	0,4047	
Banten	3,5733	

Dari hasil pengujian berdasarkan rumus pada persamaan (2.38), didapatkan statistik uji LM sebesar 5,77 yang lebih kecil dari nilai tabel $\chi^2_{(15,0.5)} = 24,9958$ sehingga dapat disimpulkan terima H_0 . Tidak terjadi masalah heterokedastisitas pada residual model.

4.8.4. Pengujian Asumsi *Non-Autokorelasi*

Pengujian ini dilakukan untuk melihat adanya korelasi antar unit *cross-section*. Hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

H_0 : tidak terdapat korelasi antar unit *cross-section* vs

H_1 : terdapat korelasi antar unit *cross-section*

Korelasi antar persamaan yang diperoleh dapat dilihat pada Tabel 4.12.

Tabel 4.12. Tabel Korelasi Residual Antar Persamaan

Provinsi	JKT	JABAR	JATENG	JOGJA	JATIM	BANTEN
JKT	1	-0,4217	0,1604	-0,0705	0,5609	-0,5538
JABAR	-0,4217	1	0,3786	0,3885	0,4097	0,6213
JATENG	0,1604	0,3786	1	-0,3002	0,3925	0,0288
JOGJA	-0,7050	0,3885	-0,3002	1	-0,5353	0,7475
JATIM	0,5609	0,4097	0,3925	-0,5353	1	-0,1037
BANTEN	-0,5538	0,6213	0,0288	0,7475	-0,1037	1

Dari hasil pengujian berdasarkan rumus pada persamaan (2.39), didapatkan statistik uji λ_{LM} sebesar 21,57 yang lebih kecil daripada nilai tabel $\chi^2_{(15,0,05)} = 24,996$ sehingga dapat disimpulkan terima H_0 . Tidak terdapat korelasi antar unit *cross-section* atau asumsi *non-autokorelasi* terpenuhi.

4.9. Pengujian Signifikansi Parameter Model *Fixed Effect* Dua Arah

Setelah didapatkan koefisien untuk masing-masing variabel, selanjutnya dilakukan pengujian signifikansi parameter secara simultan dan parsial.

4.9.1. Hasil Uji Simultan

Hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0 \text{ vs}$$

$$H_1: \text{paling tidak terdapat satu } \beta_i \neq 0$$

Tabel 4.13. Hasil Uji Simultan

F hitung	$F_{(8,45)}^{0,05}$	Keputusan
81,312	2,152	Tolak H_0

Berdasarkan hasil pengujian, diperoleh statistik uji F sebesar 81,312 yang lebih besar dari $F_{(8,45)}^{0,05} = 2,152$, sehingga tolak H_0 . Dapat disimpulkan bahwa variabel TPAK, UMP dan IPM secara bersama-sama mempengaruhi Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di enam Provinsi di Pulau Jawa.

4.9.2. Hasil Uji Parsial

Pengujian secara parsial digunakan untuk melihat signifikansi pengaruh variabel bebas secara individu terhadap variabel respon. Hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

$$H_0: \beta_i = 0 \text{ vs}$$

$$H_1: \beta_i \neq 0$$

Tabel 4.14. Hasil Uji Parsial

	Statistik uji t	p-value	Keputusan
Constant	1,793	0,0811	Tidak Signifikan
TPAK (X1)	1,709	0,0958	Tidak Signifikan
UMP (X2)	-3,405	0,0016	Signifikan
IPM (X3)	-1,469	0,1501	Tidak Signifikan

Berdasarkan Tabel 4.14, dapat disimpulkan bahwa dari ketiga variabel bebas, hanya variabel Upah Minimum Provinsi (UMP) yang mempunyai p-value < 0,05 sehingga tolak H_0 . Sedangkan, untuk variabel Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) dan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) mempunyai p-value > 0,05 sehingga terima H_0 . Artinya variabel UMP berpengaruh secara signifikan

repository.ub.ac.id

terhadap tinggi rendahnya Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di enam Provinsi di Pulau Jawa, sedangkan variabel Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) dan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) tidak berpengaruh secara signifikan terhadap tinggi rendahnya Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di 6 Provinsi di Pulau Jawa.

4.10. Koefisien Determinasi

Semakin tinggi nilai koefisien determinasi menunjukkan semakin baiknya suatu model dalam menjelaskan keragaman variabel respon. Dari hasil pengujian, diperoleh nilai koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,9604, artinya kemampuan model dapat menjelaskan keragaman variabel respon sebesar 96,04% atau berarti bahwa kemampuan variabel Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK), Upah Minimum Provinsi (UMP) dalam menjelaskan keragaman variabel Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebesar 96,04%, sedangkan 3,96% sisanya dijelaskan oleh variabel-variabel lain di luar model.

4.11. Hasil Pengujian *Kolmogorov-Smirnov*

Pengujian kesesuaian model menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov* dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : model sesuai vs

H_1 : model tidak sesuai

Berdasarkan hasil pengujian *Kolmogorov-Smirnov* pada Lampiran 8, diperoleh nilai *p-value* sebesar $0,9748 > 0,05$. Selain itu, nilai *D* sebesar 0,092593 menunjukkan bahwa jarak antara hasil model empiris dan teoritis sangat kecil, sehingga dapat diputuskan untuk menerima H_0 yang artinya model regresi data panel *fixed effect* dua arah telah sesuai untuk memodelkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Pulau Jawa.



BAB V PENUTUP

5.1. Kesimpulan

Dari hasil analisis yang telah dilakukan, kesimpulan yang dapat diambil adalah sebagai berikut:

1. Pendekatan yang sesuai untuk memodelkan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) enam provinsi di Pulau Jawa adalah pendekatan model *fixed effect* dua arah.
2. Model regresi data panel dua arah pendekatan *fixed effect* adalah sebagai berikut:

$$TPT = \mu_i + \lambda_t + 0,1495 TPAK - 0,00135 UMP - 0,1186 IPM$$

3. Variabel yang berpengaruh secara signifikan terhadap Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) adalah variabel Upah Minimum Provinsi (UMP) dan diperoleh nilai koefisien determinasi sebesar 96,04%.

5.2. Saran

Saran yang dapat penulis berikan, yaitu:

1. Bagi Pemerintah, agar dalam pembuatan kebijakan yang bertujuan untuk menurunkan tingkat pengangguran di Pulau Jawa mengacu pada faktor-faktor yang mempengaruhinya, terutama Upah Minimum Provinsi (UMP). Karena dari hasil penelitian, didapatkan kesimpulan bahwa variabel UMP berpengaruh secara signifikan terhadap TPT.
2. Data yang didapatkan dari publikasi Badan Pusat Statistik terkadang dapat dijumpai kondisi dimana terdapat ketidaklengkapan data pada tahun-tahun tertentu, sehingga dalam penelitian selanjutnya dapat digunakan regresi data panel *unbalanced*.



DAFTAR PUSTAKA

- Apriliawan, D. 2013. Pemodelan Laju Inflasi Di Provinsi Jawa Tengah Menggunakan Regresi Data Panel. *Jurnal Gaussian*. Volume 2. Nomor 4:301-321.
- Badan Pusat Statistik. 2017. [Online]. (<https://bps.go.id/index.php/masterMenu/view/id/1>). Diakses pada tanggal 20 Oktober 2017.
- Baltagi, B. H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd edition. England: John Wiley and Sons, Ltd.
- Creel, M. 2006. *Econometrics*. Barcelona: Dept. Of Economics And Economic History, Universitat Autònoma De Barcelona.
- Ekananda, M. 2014. *Analisis Ekonometrika Data Panel*. Jakarta: Mitra Wacana Media.
- _____. 2015. *Ekonometrika Dasar: Untuk Penelitian Ekonomi, Sosial, dan Bisnis*. Jakarta: Mitra Wacana Media.
- Elfira, Syarifa. 2012. *Pemilihan Regresi Panel Komponen Satu Arah Dan Dua Arah Pada Kebijakan Dividen Perusahaan Manufaktur Bei Tahun 2006-2011*. Skripsi. Universitas Brawijaya.
- Facchinetti, Silvia. 2009. A Procedure to Find Exact Critical Values of Kolmogorov-Smirnov Test. *Italian Journal of Applied Statistics*. Vol. 21 n. 3-4.
- Greene, W. H. 1997. *Econometrics Analysis*. 7th edition. New York: Prentice Hall.
- Gujarati, D. N. 2003. *Basic Econometrics*. Mc Graw-Hill, 4th ed: Newyork.
- Hermanto, T. 2014. *Perbandingan Regresi Panel Satu Arah dan Regresi Panel Dua Arah Dengan Asumsi Slope Konstan dan Intersep Bervariasi*. Skripsi. Universitas Brawijaya.

repository.ub.ac.id

Hun, M. P. 2009. *Linear Regression Models for Panel Data Using SAS, Stata, LIMDEP, and SPSS*. [Online]. (<http://www.indiana.edu/~statmath/stat/all/panel/index.pdf>). Diakses pada tanggal 30 Oktober 2017.

Judge, G.G., W.E. Griffith, R.C. Hill dan T. Lee. 1980. *The Theory and Practice of Econometrics*. John Wiley and Sons, Inc. Newyork.

Kabasarang, D. C., Setiawan, A., Susanto, B. 2012. *Uji Normalitas Menggunakan Statistik Jarque-Bera*. Seminar Nasional Pendidikan Matematika Ahmad Dahlan (SEMDIKMAD) Yogyakarta. [Online]. (http://repository.uksw.edu/bitstream/123456789/4684/3/T1_662008011_BAB%20II.pdf). Diakses pada tanggal 27 Oktober 2017.

Srihardianti, M. 2016. Metode Regresi Data Panel untuk Peramalan Konsumsi Energi di Indonesia. *Jurnal Gaussian*. Volume 5. Nomor 3:475-485.

Sukirno, S. 2006. *Mikroekonomi*. Jakarta: PT Raja Grafindo Persada.

