BAB II
LANDASAN TEORI

2.1 Pengangguran Terbuka

Pengangguran terbuka adalah bagian dari angkatan kerja yang sekarang ini tidak bekerja dan sedang aktif mencari pekerjaan. Menurut BPS, pengangguran terbuka terdiri atas:

1. Penduduk yang mencari pekerjaan
2. Penduduk yang mempersiapkan usaha
3. Penduduk yang merasa tidak mungkin mendapatkan pekerjaan
4. Penduduk yang sudah punya pekerjaan tetapi belum mulai bekerja

Menurut (Sumarsono, 2009) pengangguran biasanya dibedakan atas 4 jenis berdasarkan yang menyebabkannya, antara lain :

1. Pengangguran friksional atau transisisi adalah jenis pengangguran yang timbul akibat dari perubahan di dalam syarat-syarat kerja, yang terjadi seiring dengan dinamika atau perkembangan ekonomi yang terjadi.
2. Pengangguran stuktural adalah pengangguran yang terjadi akibat adanya perubahan di dalam stuktur lapangan tenaga kerja yang menyebabkan terjadinya ketidaksesuaian antara penawaran dan permintaan tenaga kerja.
3. Pengangguran alamiah atau tingkat pengangguran alamiah adalah tingkat pengangguran yang terjadi pada kesempatan tenaga kerja penuh atau tingkat pengangguran dimana inflasi yang diharapkan sama dengan tingkat inflasi aktual.
4. Pengangguran konjugtur atau siklis adalah jenis pengangguran yang terjadi akibat merosotnya kegiatan ekonomi atau karena terlampau kecilnya permintaan efektif agrerat di dalam perekonomian dari pada penawaran agrerat.

Sukirno (2011) menyatakan bahwa bila ditinjau berdasarkan kepada ciri pengangguran yang berlaku, pengangguran dapat digolongkan sebagai berikut:

1. Pengangguran terbuka

   Pengangguran terbuka adalah bagian dari angkatan kerja yang sekarang ini tidak bekerja dan sedang aktif mencari pekerjaan. Pengangguran ini terjadi karena pertambahan lowongan pekerjaan lebih rendah dari pertambahan tenaga kerja.

2. Pengangguran tersembunyi

   Pengangguran tersembunyi adalah pengangguran yang terjadi karena terlalu banyaknya tenaga kerja untuk satu unit pekerjaan, padahal dengan mengurangi tenaga kerja sampai jumlah tertentu tidak akan mengurangi jumlah produksi. Pengangguran ini terutama terjadi di sektor pertanian dan jasa. Kelebihan tenaga kerja yang digunakan digolongkan dalam pengangguran tersembunyi.

3. Pengangguran bermusim

   Pengangguran ini terjadi karena adanya perubahan musim pada waktu-waktu tertentu dalam satu tahun. Contohnya pada musim hujan penyadap karet dan nelayan, tidak dapat melakukan pekerjaan mereka dan terpaksa menganggur.

4. Setengah menganggur

   Setengah menganggur adalah tenaga kerja yang tidak bekerja secara optimal karena tidak ada pekerjaan untuk sementara waktu. Ada yang mengatakan bahwa tenaga kerja setengah menganggur ini adalah tenaga kerja yang bekerja kurang dari 35 jam dalam seminggu atau kuran dari 7 jam dalam sehari.

2.2 Produk Domestik Regional Bruto

Produk domestik regional bruto (PDRB) merupakan nilai tambah bruto yang dihasilkan oleh semua unit dalam suatu usaha, atau merupakan semua nilai barang dan jasa akhir yang dihasilkan oleh seluruh unit ekonomi dari suatu wilayah dalam jangka satu tahun. Produk domestik regional bruto (PDRB) menurut Badan Pusat Statistik (BPS) didefinisikan sebagai nilai tambah bruto seluruh barang dan jasa yang tercipta atau dihasilkan diwilayah domestik suatu negara yang timbul akibat berbagai aktivitas ekonomi dalam suatu periode tertentu tanpa memperhatikan faktor produksi yang memiliki residen atau nonresiden. Produk domestik regional bruto atas harga konstan (riil) disusun berdasarkan harga pada tahun dasar dan digunakan untuk menunjukkan laju pertumbuhan ekonomi secara keseluruhan dari tahun ke tahun.

Menurut Mohammad Rifqi Muslim (2014) PDRB berpengaruh terhadap tingkat pengangguran terbuka (TPT) dengan asumsi apabila PDRB meningkat, maka terjadi kenaikan produksi barang dan jasa akan menyebabkan kenaikan terhadap faktor-faktor produksi salah satunya adalah tenaga kerja. Kenaikan permintaan kerja ini akan berakibat terhadap menurunnya tingkat pengangguran, begitu juga sebaliknya.

2.3 Kemiskinan

Kemiskinan dipandang sebagai ketidakmampuan dari sisi ekonomi untuk memenuhi kebutuhan dasar makanan dan bukan makanan, dalam implementasinya dihitung garis kemiskinan berdasarkan kebutuhan makanan dan bukan makanan. Penduduk miskin adalah penduduk yang memiliki rata-rata pengeluaran atau pendapatan perkapita dibawah garis kemiskinan (Kementrian Keminfo, 2011 dikutip oleh Fima Anggadini, 2015).

2.4 Penduduk Usia Kerja Berdasarkan Pendidikan tertinggi yang ditamatkan adalah SMA/SMK

Pendidikan merupakan sarana untuk peningkatan kesejahteraan melalui pemanfatan kesempatan kerja yang ada dan mencerminkan tingkat kepandaian atau pencapaian pendidikan formal penduduk karena semakin tinggi tamatan pendidikan seseorang maka semakin tinggi pula kemampuan kerja seseorang dalam bekerja.

Penduduk usia kerja berdasarkan pendidikan tertinggi yang ditamatkan adalah SMA/SMK merupakan penduduk yang berumur 15 tahun dan lebih yang mendapatkan tanda tamat atau ijazah terakhir SMA/SMK. Dalam hal ini penduduk usia kerja adalah penduduk yang bekerja seminggu yang lalu.

2.5 Pengeluaran Pemerintah

Pengeluaran pemerintah adalah bagian dari kebijakan fiskal (Sadono Sukirno, 2000), yaitu suatu tindakan pemerintah untuk mengatur jalannya perekonomian dengan cara menentukan besarnya penerimaan dan pengeluaran pemerintah setiap tahunnya, yang tercermin dalam dokumen anggaran pendapatan belanja negara (APBN) untuk nasional dan anggaran pendapatan belanja daerah (APBD) untuk daerah atau regional.

Menurut teori Keynes bahwa perekonomian selalu menghadapi masalah pengangguran dan campur tangan pemerintah yang aktif dalam perekonomian akan membantu masalah pengangguran. Salah satu bentuk campur tangan yang dapat dilakukan pemerintah adalah dengan menjalankan kebijakan fiskal. Dalam hal ini keynes mengisyaratkan kebijakan yang ekspansif melalui pengurangan pajak dan penambahan pengeluaran pemerintah (*government expenditure)* (Rifqi Muslim Mohammad, 2014).

2.6 Upah Minimum

Upah minimum sebagaimana yang telah diatur dalam PP No.8/1981 merupakan upah yang ditetapkan secara minimum regional, sektor regional maupun subsektor. Dalam hal ini upah minimum adalah upah pokok dan tunjangan. DPP FPSI (*position paper*, Agustus 1983) menetapkan defenisi upah minimum sebagai upah permulaan yang diterima oleh seseorang pekerja atau buruh yang dapat dipergunakan untuk memenuhi kebutuhan hidupnya secara minimal (Sumarsono, 2009).

Upah minimum dapat meningkatkan produktifitas tenaga kerja dan mengurangi konsekuensi pengangguran seperti yang diperkirakan teori ekonomi konvensional. Pada realitanya setiap kenaikan tingkat upah akan diikuti oleh turunnya tenaga kerja yang diminta, yang berarti akan bertambahnya pengangguran. Upah mempunyai pengaruh yang tinggi terhadap jumlah angkatan kerja yang bekerja. Jika semakin tinggi tingkat upah yang ditetapkan, maka berpengaruh pada meningkatnya biaya produksi, akibatnya untuk melakukan efisiensi, perusahaan terpaksa melakukan pengurangan tenaga kerja, yang berakibat pada tingginya pengangguran (Alghofari, 2010 dikutip David Albarqi, 2016).

2.7 Analisis Regresi

Analisis regresi adalah alat statistik yang memfaatkan hubungan antara dua variabel atau lebih. Tujuannya adalah untuk membuat perkiraan (prediksi) yang dapat dipercaya untuk nilai suatu variabel (biasa disebut variabel terikat atau variabel *dependent* atau variabel respons) yang dilambangkan dengan y, jika nilai variabel lain berhubungan denganya diketahui (biasa disebut variabel bebas atau variabel *independent* atau variabel predictor) yang dilambangkan dengan x.

2.8 Analisis Regresi Sederhana

Analisis regresi sederhana adalah analisis regresi yang hanya melibatkan dua variabel, yaitu variable *independent* dan satu variabel *dependent*.
Secara umum, model regresi linear sederhana adalah sebagai berikut:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon \qquad (2.1)$$

dengan:

$$\beta_0 = \bar{y} + \beta_1 \bar{x} \qquad (2.2)$$

$$\beta_1 = \frac{\sum y_i x_i - \bar{x}\bar{y}}{\sum x_i^{\,2} - (\bar{x})^2} \qquad (2.3)$$

dimana:

Y : nilai yang diramalkan
β_0 : konstanta / *intercept*
β_1 : koefisien regresi / *slope*
x : variabel *independent*
y : variabel *dependent*
ε : nilai residual / *error*

2.9 Analisis Regresi Linear Berganda

Analisis regresi berganda adalah analisis statistik yang digunakan untuk mengetahui hubungan antara beberapa variabel *independent* dengan variabel *dependent*. Persamaan model regresi linear berganda adalah sebagai berikut, (Sembiring, 2003):

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k + \varepsilon \tag{2.4}$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \tag{2.5}$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_i &= Y_i - Y \\ &= Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{i1} - \beta_2 x_{i2} - \cdots - \beta_k x_{ik} \end{aligned} \tag{2.6}$$

Persamaan (2.6) dapat dibentuk dalam notasi matriks sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \tag{2.7}$$

Persamaan (2.7) juga dapat ditulis secara sederhana sebagai berikut (Suliyanto, 2011):

$$Y = X\beta + \varepsilon \tag{2.8}$$

dimana:

Y : nilai yang diramalkan
β_0 : konstanta / *intercept*
β_1 : koefisien regresi untuk x_1
β_2 : koefisien regresi untuk x_2
β_k : koefisien regresi pada variabel x_k
n : banyak variabel *independent*
ε : nilai residual / *error*

Dalam regresi berganda ini akan meminimumkan jumlah kuadrat *error* yaitu meminimumkan $\sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i^2$. Estimator pada *Ordinary Least Square* (OLS) diperoleh dengan meminimumkan:

$$\sum_{i=1}^{n}\varepsilon_i^{\,2} = \sum_{i=1}^{n}(Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{i1} - \beta_2 x_{i2} - \cdots - \beta_k x_{nk})^2 \tag{2.9}$$

Untuk meminimumkan $\varepsilon_i^{\,2}$ maka $\varepsilon_i^{\,2}$ diturunkan terhadap $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_k$ dan samakan dengan nol, sehingga diperoleh persamaan normal:

$$\frac{\partial \varepsilon_i^{\,2}}{\partial \beta_0} = -2\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{i1} - \beta_2 x_{i2} - \cdots - \beta_k x_{ik}) = 0$$

$$\frac{\partial \varepsilon_i^{\,2}}{\partial \beta_1} = -2\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{i1} - \beta_2 x_{i2} - \cdots - \beta_k x_{ik})x_{i1} = 0$$

$$\frac{\partial \varepsilon_i^{\,2}}{\partial \beta_2} = -2\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{i1} - \beta_2 x_{i2} - \cdots - \beta_k x_{ik})x_{i2} = 0$$

$$\vdots$$

$$\frac{\partial \varepsilon_i^{\,2}}{\partial \beta_k} = -2\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{i1} - \beta_2 x_{i2} - \cdots - \beta_k x_{ik})x_{ik} = 0$$

Setelah disusun kembali ganti semua koefisien regresi dengan penaksirannya, diperoleh:

$$\sum Y_i = n\beta_0 + \beta_1\sum x_{i1} + \beta_2\sum x_{i2} + \cdots + \beta_k\sum x_{ik}$$

$$\sum Y_i x_{i1} = \beta_0\sum x_{i1} + \beta_1\sum x_{i1}^2 + \beta_2\sum x_{i2}x_{i1} + \cdots + \beta_k\sum x_{ik}x_{i1}$$

$$\sum Y_i x_{i2} = \beta_0\sum x_{i2} + \beta_1\sum x_{i1}x_{i2} + \beta_2\sum x_{i2}^2 + \cdots + \beta_k\sum x_{ik}x_{i2}$$

$$\vdots$$

$$\sum Y_i x_{ik} = \beta_0\sum x_{ik} + \beta_1\sum x_{i1}x_{ik} + \beta_2\sum x_{i2}x_{ik} + \cdots + \beta_k\sum x_{ik}^2 \tag{2.10}$$

Persamaan (2.10) dibentuk kedalam lambang matriks, sehingga menjadi:

$$\begin{bmatrix} n & \sum x_{i1} & \sum x_{i2} & \cdots & \sum x_{ik} \\ \sum x_{i1} & \sum x_{i1}^{\,2} & \sum x_{i1}x_{i2} & \cdots & \sum x_{i1}x_{ik} \\ x_{i2} & \sum x_{i1}\sum x_{i2} & \sum x_{i1}^{\,2} & \cdots & \sum x_{i2}x_{ik} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{ik} & \sum x_{i1}\sum x_{ik} & \sum x_{i2}\sum x_{ik} & \cdots & \sum x_{ik}^{\,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum y \\ \sum yx_{i1} \\ \sum yx_{i2} \\ \vdots \\ \sum yx_{ik} \end{bmatrix} \tag{2.11}$$

dengan:

$$X'X = \begin{bmatrix} n & \sum x_{i1} & \sum x_{i2} & \cdots & \sum x_{ik} \\ \sum x_{i1} & \sum x_{i1}^{2} & \sum x_{i1}x_{i2} & \cdots & \sum x_{i1}x_{ik} \\ x_{i2} & \sum x_{i1}\sum x_{i2} & \sum x_{i1}^{2} & \cdots & \sum x_{i2}x_{ik} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{ik} & \sum x_{i1}\sum x_{ik} & \sum x_{i2}\sum x_{ik} & \cdots & \sum x_{ik}^{2} \end{bmatrix}$$

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}$$

$$X'Y = \begin{bmatrix} \sum y \\ \sum yx_{i1} \\ \sum yx_{i2} \\ \vdots \\ \sum yx_{ik} \end{bmatrix}$$

Sehingga persamaan matriks (2.11) dapat dibentuk $(X'X)\beta = X'Y$. Kemudian menduga estimator parameter β dengan rumus sebagai berikut:

$$(X'X)\beta = X'Y$$

$$(X'X)^{-1}(X'X)\beta = (X'X)^{-1}X'Y$$

$$\mathrm{I}\beta = (X'X)^{-1}X'Y \text{ dengan catatan } (X'X)^{-1}(X'X)\beta = I$$

$$\beta = (X'X)^{-1}X'Y \tag{2.12}$$

2.10 Regresi Data Panel

Regresi data panel merupakan gabungan antara data *time series* dan data *cross section*. Data *cross section* merupakan data yang terdiri dari beberapa individu yng dikumpulkan pada satu waktu tertentu.

Model dengan data *cross section* sebagai berikut (Audina RizkyAgustin, 2016):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \qquad i = 1,2,\ldots,N \tag{2.13}$$

dimana:

N : banyaknya data *cross section*

Sedangkan data *time series* merupakan data dikumpulkan dari waktu ke waktu yang terdiri satu individu. Model data dengan *time series* sebagai berikut (Audina RizkyAgustin, 2016):

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \qquad t = 1,2,\ldots,T \tag{2.14}$$

dimana:

T : banyaknya data *time series*

Regresi data panel adalah regresi yang menggunakan data pengamatan terhadap satu atau lebih variabel unit secara terus menerus selama beberapa periode waktu (Ratnasari, dkk., 2014). Bentuk umum model regresi data panel adalah sebagai berikut:

$$Y_{it} = \beta_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{kit} X_{kit} + \varepsilon_{it} \tag{2.15}$$

dimana:

i : jumlah unit penelitian, dimana $i = 1,2,3,\ldots N$

t : jumlah waktu penelitian, dimana $t = 1,2,3,\ldots T$

β_{it} : *intercept*

β_{kit} : koefisien *slope*

Y_{it} : nilai variabel *dependent* pada unit observasi ke-i dan waktu ke-t

X_{kit} : nilai variabel *independent* ke-k pada unit observasi ke-i dan waktu ke-t

K : banyaknya variabel *independent*

ε_{it} : nilai residual *cross section* ke- i untuk tahun ke-t

dengan asumsi β_{it} adalah variabel random maka:

$$\beta = \frac{\partial E[Y_{it} | \beta_{it}]}{\partial \beta_{it}}$$

$$E[Y_{it}|\beta_{it}] = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \cdots + \beta_{Kit}X_{Kit}$$

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K}\beta_{kit}X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

$$\sum \varepsilon_{it}^{2} = \sum (y_{it} - \beta_{0it} - \beta_{1}x_{1it} - \beta_{2}x_{2it} - \cdots - \beta_{K}x_{Kit})^{2}$$

Kemudian meminimumkan ε_i^2 maka ε_i^2 diturunkan terhadap $\beta_{0it}, \beta_{1it}, \beta_{2it}, \ldots, \beta_{Kit}$ dan samakan dengan nol, sehingga diperoleh persamaan normal:

$$\frac{\partial \varepsilon_{it}^{2}}{\partial \beta_{0it}} = -2\sum (y_{it} - \beta_{0it} - \beta_{1it}x_{1it} - \beta_{2it}x_{2it} - \cdots - \beta_{Kit}x_{Kit}) = 0$$

$$\frac{\partial \varepsilon_{it}^{2}}{\partial \beta_{1it}} = -2\sum (y_{it} - \beta_{0it} - \beta_{1it}x_{1it} - \beta_{2it}x_{2it} - \cdots - \beta_{Kit}x_{Kit})x_{1it} = 0$$

$$\frac{\partial \varepsilon_{it}^{2}}{\partial \beta_{2it}} = -2\sum (y_{it} - \beta_{0it} - \beta_{1it}x_{1it} - \beta_{2it}x_{2it} - \cdots - \beta_{Kit}x_{Kit})x_{2it} = 0$$

$$\vdots$$

$$\frac{\partial \varepsilon_{ii}^{2}}{\partial \beta_{Kit}} = -2\sum (y_{it} - \beta_{0it} - \beta_{1it}x_{1it} - \beta_{2it}x_{2it} - \cdots - \beta_{Kit}x_{Kit})x_{Kit} = 0$$

Setelah disusun kembali ganti semua koefisien regresi dengan penaksirannya, diperoleh:

$$\sum y_{it} = n\beta_{0it} + \beta_{1it}\sum x_{1it} + \beta_{2it}\sum x_{2it} + \cdots + \beta_{Kit}\sum x_{Kit}$$

$$\sum y_{it}x_{1it} = \beta_{0it}\sum x_{1it} + \beta_{1it}\sum x_{1it}^{2} + \beta_{2it}\sum x_{2it}x_{1it} + \cdots + \beta_{Kit}\sum x_{Kit}x_{1it}$$

$$\sum y_{it}x_{2it} = \beta_{0it}\sum x_{2it} + \beta_{1it}\sum x_{1it}x_{2it} + \beta_{2it}\sum x_{2it}^{2} + \cdots + \beta_{Kit}\sum x_{Kit}x_{2it}$$

$$\vdots$$

$$\sum y_{it}x_{Kit} = \beta_{0it}\sum x_{Kit} + \beta_{1it}\sum x_{1it}x_{Kit} + \beta_{2it}\sum x_{2it}x_{Kit} + \cdots + \beta_{Kit}\sum x_{Kit}^{2} \qquad (2.16)$$

Persamaan (2.16) dibentuk kedalam lambang matriks, sehingga menjadi:

$$\begin{bmatrix} n & \sum x_{1it} & \sum x_{2it} & \cdots & \sum x_{Kit} \\ \sum x_{1it} & \sum x_{1it}{}^{2} & \sum x_{1it}x_{2it} & \cdots & \sum x_{1it}x_{Kit} \\ x_{2it} & \sum x_{1it}\sum x_{2it} & \sum x_{1it}{}^{2} & \cdots & \sum x_{2it}x_{Kit} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{Kit} & \sum x_{1it}\sum x_{Kit} & \sum x_{2it}\sum x_{Kit} & \cdots & \sum x_{Kit}{}^{2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{0it} \\ \beta_{1it} \\ \beta_{2it} \\ \vdots \\ \beta_{Kit} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum y_{it} \\ \sum y_{it}x_{1it} \\ \sum y_{it}x_{2it} \\ \vdots \\ \sum y_{it}x_{Kit} \end{bmatrix} \quad (2.17)$$

dengan:

$$X'X = \begin{bmatrix} n & \sum x_{1it} & \sum x_{2it} & \cdots & \sum x_{Kit} \\ \sum x_{1it} & \sum x_{1it}{}^{2} & \sum x_{1it}x_{2it} & \cdots & \sum x_{1it}x_{Kit} \\ x_{2it} & \sum x_{1it}\sum x_{2it} & \sum x_{1it}{}^{2} & \cdots & \sum x_{2it}x_{Kit} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{Kit} & \sum x_{1it}\sum x_{Kit} & \sum x_{2it}\sum x_{Kit} & \cdots & \sum x_{Kit}{}^{2} \end{bmatrix}$$

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_{0it} \\ \beta_{1it} \\ \beta_{2it} \\ \vdots \\ \beta_{Kit} \end{bmatrix}$$

$$X'Y = \begin{bmatrix} \sum y_{it} \\ \sum y_{it}x_{1it} \\ \sum y_{it}x_{2it} \\ \vdots \\ \sum y_{it}x_{Kit} \end{bmatrix}$$

Sehingga persamaan matriks (2.17) dapat dibentuk $(X'X)\beta = X'Y.$ Kemudian menduga estimasi parameter β dengan rumus sebagai berikut:

$$(X'X)\beta = X'Y$$

$$(X'X)^{-1}(X'X)\beta = (X'X)^{-1}X'Y$$

$$\mathrm{I}\beta = (X'X)^{-1}X'Y \text{ dengan catatan } (X'X)^{-1}(X'X)\beta = I$$

$$\beta = (X'X)^{-1}X'Y \quad (2.18)$$

2.11 Kelebihan Regresi Data Panel

Ada beberapa kelebihan yang diperoleh dengan menggunakan data panel dibanding data *time series* maupun data *cross section* sebagai berikut Suliyanto (2011):

1. Data panel memiliki tingkat heterogenitas yang lebih tinggi. Hal ini karena data melibatkan beberapa individu dalam beberapa waktu. Data panel dapat mengestimasi karakteristik untuk setiap individu berdasarkan heterogenitasnya.
2. Data panel mampu memberikan data yang lebih informatif, lebih bervariasi, serta memiliki tingkat kolinearitas yang rendah. Hal ini karena menggabungkan data *time series* dan data *cross section*.
3. Data panel mampu mendeteksi dan mengukur pengaruh yang tidak dapat diobservasi dengan data *time series* atau *cross section* murni.
4. Data panel mempelajari model perilaku yang lebih kompleks.

2.12 Estimasi Regresi Data Panel

Koefisien *slope* dan intersep berbeda pada setiap observasi dan setiap periode waktunya. Oleh karena itu, asumsi *slope*, intersep dan *error* perlu dipahami karena ada beberapa kemungkinan yang muncul pada data panel, yaitu:

1. Intersep dan koefisien *slope* konstan sepanjang waktu dan individu serta *error* berbeda sepanjang waktu dan individu.
2. Koefisien *slope* konstan, tetapi intersep berbeda untuk semua individu.
3. Koefisien *slope* konstan, tetapi intersep berbeda sepanjang waktu maupun antar individu.
4. Intersep dan koefisien *slope* berbeda untuk semua individu.
5. Intersep dan koefesien *slope* berbeda sepanjang waktu dan untuk semua individu.

Kemungkinan kemungkinan bahwa semakin banyak variabel penjelasnya, semakin kompleks estimasi parameternya sehingga diperlukan beberapa metode untuk melakukan estimasi parameternya seperti pendekatan *common effect model* (CEM), *fixed effect model* (FEM), dan *random effect model* (REM).

1. Asumsi Koefisien Tetap Antarwaktu dan Individu (*Common Effect Model)*

Metode *Common Effect Model* (CEM) adalah metode yang menggabungkan seluruh data tanpa memperhatikan dimensi individu maupun waktu dan tempat pengambilan data sehingga diasumsikan bahwa perilaku antar individu sama dalam berbagai kurun waktu. Metode ini merupakan teknik yang paling sederhana untuk mengestimasi regresi data panel. Model ini hanya mengkombinasi data *time series* dan *cross section*. Untuk menduga parameternya digunakan pendekatan *Ordinary Last Square* (OLS). Persamaan modelnya dapat ditulis sebagai berikut (Elika Trantri dan Vita Ratnasari, 2016):

$$Y_{it} = \beta + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2.19}$$

dimana:

Y_{it} : nilai variabel *dependent* pada unit observasi ke-i dan waktu ke-t

X_{it} : nilai variabel *independent* pada unit observasi ke-i dan waktu ke-t

i : jumlah unit penelitian, diamana $i = 1,2,3,\cdots,N$

t : jumlah waktu penelitian, dimana $t = 1,2,3,\cdots,T$

β' : $(\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_K)$ adalah koefisien *slope*

β : *intercept*

ε_{it} : nilai residual *cross section* ke- i untuk tahun ke-t

Pendugaan paramter model CEM dapat ditaksir menggunakan *Ordinary Least Square* (OLS). Metode OLS merupakan suatu metode yang digunakan untuk mendapatkan dugaan estimasi parameter regresi dengan meminimalkan jumlah kuadrat error atau meminumkan $\sum \varepsilon_i^2$ sebagai berikut:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \cdots + \beta_K x_{Kit} + \varepsilon_{it} \tag{2.20}$$

$$\hat{Y}_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \cdots + \beta_K x_{Kit} \tag{2.21}$$

$$\varepsilon_{it} = Y_{it} - \hat{Y}_{it}$$

$$= Y_{it} - \beta_0 - \beta_1 x_{it1} - \beta_2 x_{it2} - \cdots - \beta_K x_{Kit} \tag{2.22}$$

Dalam regresi ini akan meminimumkan jumlah kuadrat error yaitu meminimumkan $\sum \varepsilon_{it} = 0$

maka:

$$\varepsilon_{it} = (Y_{it} - Y'_{it})$$

dan

$$\sum \varepsilon_{it}{}^2 = \sum (Y_{it} - Y'_{it})^2$$

Sehingga:

$$\sum \varepsilon_{it}{}^2 = \sum (y_{it} - \beta_0 - \beta_1 x_{it1} - \beta_2 x_{it2} - \cdots - \beta_K x_{Kit})^2 \qquad (2.23)$$

Untuk meminimumkan $\sum \varepsilon_{it}{}^2$ maka $\sum \varepsilon_{it}{}^2$ diturunkan terhadap $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_K$ dan samakan dengan nol sehingga diperoleh:

$$\frac{\partial \sum \varepsilon_{it}{}^2}{\partial \beta_0} = -2\sum (y_{it} - \beta_0 - \beta_1 x_{1it} - \beta_2 x_{2it} - \cdots - \beta_K x_{Kit}) = 0$$

$$\frac{\partial \sum \varepsilon_{it}{}^2}{\partial \beta_1} = -2\sum (y_{it} - \beta_0 - \beta_1 x_{1it} - \beta_2 x_{2it} - \cdots - \beta_K x_{Kit}) x_{1it} = 0$$

$$\frac{\partial \sum \varepsilon_{it}{}^2}{\partial \beta_2} = -2\sum (y_{it} - \beta_0 - \beta_1 x_{1it} - \beta_2 x_{2it} - \cdots - \beta_J x_{Kit}) x_{Kit} = 0$$

$\vdots$

$$\frac{\partial \sum \varepsilon_{it}{}^2}{\partial \beta_K} = -2\sum (y_{it} - \beta_0 - \beta_1 x_{1it} - \beta_2 x_{2it} - \cdots - \beta_K x_{Kit}) x_{Kit} = 0$$

Hasil turunan tersebut dapat disederhanakan dan koefisien regresi diganti dengan penaksirannya, sehingga diperoleh:

$$\sum y_{it} = n\beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \cdots + \beta_K x_{Kit}$$

$$\sum y_{it} x_{1it} = \sum \beta_0 x_{1it} + \sum \beta_1 x_{1it}{}^2 + \sum \beta_2 x_{1it} x_{2it} + \cdots + \sum \beta_K x_{Kit} x_{1it}$$

$$= \beta_0 \sum x_{1it} + \beta_1 \sum x_{1it}{}^2 + \beta_2 \sum x_{1it} x_{2it} + \cdots + \beta_K \sum x_{Kit} x_{1it}$$

$$\sum y_{it} x_{2it} = \sum \beta_0 x_{2it} + \sum \beta_1 x_{1it} x_{2it} + \sum \beta_2 x_{2it}{}^2 + \cdots + \sum \beta_K x_{Kit} x_{2it}$$

$$= \beta_0 \sum x_{2it} + \beta_1 \sum x_{1it} x_{2it} + \beta_2 \sum x_{2it}{}^2 + \cdots + \beta_K \sum x_{Kit} x_{2it}$$

$\vdots$

$$\begin{aligned}\sum y_{it}x_{Kit} &= \sum \beta_0 x_{Kit} + \sum \beta_1 x_{1it}x_{Kit} + \sum \beta_2 x_{2it}x_{Kit} + \cdots + \sum \beta_K x_{Kit}x_{Kit}{}^2 \\ &= \beta_0 \sum x_{Kit} + \beta_1 \sum x_{1it}x_{Kit} + \beta_2 \sum x_{2it}x_{Kit} + \cdots + \beta_K \sum x_{Kit}x_{Kit}{}^2 \qquad (2.24)\end{aligned}$$

Persamaan (2.24) dapat ditulis dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} n & \sum x_{1it} & \sum x_{2it} & & \sum x_{Kit} \\ \sum x_{1it} & \sum x_{1it}{}^2 & \sum x_{2it}\sum x_{1it} & \cdots & \sum x_{Kit}x_{1it} \\ \sum x_{2it} & \sum x_{1it}\sum x_{2it} & \sum x_{2it}{}^2 & & \sum x_{Kit}x_{2it} \\ & \vdots & & \ddots & \vdots \\ \sum x_{Kit} & \sum x_{1it}\sum x_{Kit} & \sum x_{2it}\sum x_{Kit} & \cdots & \sum x_{Kit}{}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum y_{it} \\ \sum y_{it}x_{1it} \\ \sum y_{it}x_{2it} \\ \vdots \\ \sum y_{it}x_{Kit} \end{bmatrix} \qquad (2.25)$$

dengan:

$$X'X = \begin{bmatrix} N & \sum x_{1it} & \sum x_{2it} & & \sum x_{Kit} \\ \sum x_{1it} & \sum x_{1it}{}^2 & \sum x_{2it}\sum x_{1it} & \cdots & \sum x_{Kit}x_{1it} \\ \sum x_{2it} & \sum x_{1it}\sum x_{2it} & \sum x_{2it}{}^2 & & \sum x_{Kit}x_{2it} \\ & \vdots & & \ddots & \vdots \\ \sum x_{Kit} & \sum x_{1it}\sum x_{Kit} & \sum x_{2it}\sum x_{Kit} & \cdots & \sum x_{Kit}{}^2 \end{bmatrix}$$

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix}$$

$$X'Y = \begin{bmatrix} \sum y_{it} \\ \sum y_{it}x_{1it} \\ \sum y_{it}x_{2it} \\ \vdots \\ \sum y_{it}x_{Kit} \end{bmatrix}$$

Sehingga persamaan (2.25) dapat dibentuk sebagai berikut:

$$(X'X)\beta = X'Y$$

$$(X'X)^{-1}(X'X)\beta = (X'X)^{-1}X'Y$$

$$I\beta = (X'X)^{-1}X'Y$$

$$\beta = (X'X)^{-1} X'Y$$

Sehingga estimasi parameter β dengan rumus sebagai berikut:

$$\beta = (X'X)^{-1} X'Y \tag{2.26}$$

2. Asumsi Slope Konstan, tetapi *Intersep* Bervariasi *(Fixed Effect Model)*

Fixed Effect Model (FEM) adalah metode regresi yang menunjukkan bahwa nilai *intercept* dari masing-masing unit *cross section* berbeda-beda tetapi mengasumsikan bahwa *slope* tetap pada unit individu dan unit waktu. Persamaan regresi pada *fixed effect model* adalah sebagai berikut (Ratnasari, dkk., 2014):

$$Y_{it} = \beta_i + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2.27}$$

dimana:

i : jumlah unit penelitian, dimana $i = 1,2,3,\cdots,N$

t : jumlah waktu penelitian, dimana $t = 1,2,3,\cdots,T$

X_{it} : nilai variabel *independent* pada unit observasi ke-i dan waktu ke-t

β' : $(\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_K)$ adalah koefisien *slope*

β_i : *intercept*

ε_{it} : nilai residual *cros section* ke- i untuk tahun ke-t

Estimasi parameter regresi data panel dengan FEM menggunakan teknik penambahan variabel *dummy*. Penambahan variabel *dummy* membuat estimasi pada FEM disebut dengan *Least Square Dummy Variabel* (LSDV) model. Oleh karena itu persamaan (2.27) dapat dibentuk menjadi (Ratnasari, dkk., 2014):

$$Y_{it} = D\beta_i + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2.28}$$

dengan:

$$D = \begin{cases} 1\, jika & j = i \\ 0\, jika & j \neq i \end{cases}$$

Dari persamaan (2.28) maka persamaannya dapat ditulis sebagai berikut:

$$Y = D\beta + X\beta' + \varepsilon \tag{2.29}$$

Persamaan (2.29) dapat ditulis dalam bentuk matriks sebagai berikut (Greene,1990):

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & i & \cdots & 0 \\ \dots & \cdots & \ddots & \cdots \\ 0 & 0 & \cdots & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1{}' \\ \beta_2{}' \\ \vdots \\ \beta_N{}' \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix}$$

dimana:

Y : matriks variabel *dependent* berukuran $(NT \times 1)$

X : matriks variabel *independent* berukuran $(NT \times 1)$

D : matriks vaariabel *dummy* berukuran $(NT \times N)$

β : matriks koefisien *intercept* untuk beragam individu $(N \times 1)$

β' : matriks *slope* berukuran $(N \times 1)$

ε : matriks *error* berukuran $(NT \times 1)$

Persamaan (2.29) dapat disederhanakan menjadi:

$$Y = X\beta' + \varepsilon \tag{2.30}$$

untuk mendapatkan estimasi parameter β' diperoleh dari persamaan (2.30) dengan cara mendefenisikan sebuah matriks M_D sehingga:

$$M_D Y = M_D D\beta + M_D X\beta' + M_D \varepsilon \tag{2.31}$$

Pada persamaan (2.31) matriks M_D dapat didefinisikan sebagai berikut:

$$M_D = I - D(D'D)^{-1} D'$$

Matriks M_D dapat diinterpretasikan sebagai deviasi dari rata-rata kelompok individu, sehingga:

$$(M_D X)_{it} = x_{it} - \bar{x}_i \quad \text{dan} \quad (M_D Y)_{it} = y_{it} - \bar{y}_i \tag{2.32}$$

maka estimasi kuadrat terkecil β' dapat diproleh sebagai berikut dengan mengalikan M_D pada kedua ruas sehingga:

$$M_D Y = M_D X\beta' + M_D \varepsilon \tag{2.33}$$

Persamaan (2.33) dapat disederhanakan menjadi:

$$Y_* = X_*\beta' + \varepsilon_* \tag{2.34}$$

dengan:

Y_* : $M_D Y$

X_* : $M_D X$

ε_* : $M_D \varepsilon$

maka estimator kuadrat terkecil dari persamaan (2.34) sebagai berikut:

$$\beta' = (X_*' X_*)^{-1} X_* Y_*$$

$$\beta' = (X' M_D X)^{-1} X' M_D Y \qquad (2.35)$$

Persamaan (2.29) dapat ditulis sebagai berikut:

$$Y = X\beta' + \varepsilon \qquad (2.36)$$

dengan melakukan estimasi kuadrat terkecil maka parameter β dapat diperoleh dari persamaan (2.36) sebagai berikut:

$$D\beta = (Y - X\beta') \qquad (2.37)$$

Persamaan (2.37) dikalikan dengan D, sehingga menghasilkan persamaan sebagai berikut:

$$D' D\beta = D'(Y - X\beta') \qquad (2.38)$$

Sehingga estimasi parameter untuk β sebagai berikut:

$$\beta = (D' D)^{-1} D'(Y - X\beta') \qquad (2.39)$$

3. Estimasi dengan Pendekatan Efek Acak *(Random Effect Model)*

Estimasi *Random Effect Model* (REM) ini diasumsikan bahwa efek individu bersifat random bagi seluruh unit *cross section*. Persamaan modelnya dapat ditulis sebagai berikut:

$$Y_{it} = \beta_i + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (2.40)$$

dimana:

Y_{it} : nilai variabel *dependent* pada unit observasi ke-*i* dan waktu ke-*t*

β_i : *intercept*

β' : $(\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_K)$ adalah koefisien *slope*

K : banyaknya variabel *independent*

X_{it} : nilai variabel *independent* pada unit observasi ke-*i* dan waktu ke-*t*

ε_{it} : nilai residual *cross section* ke- *i* untuk tahun ke-*t*

Pada model REM, metode regresi untuk mengestimasi parameternya data panel digunakan metode *Generalized Least Square* (GLS), dengan asumsi β_i adalah variabel random dengan rata-rata β_0 sehingga *intercept* tiap unit menjadi (Greene, 1990) :

$$\beta_i = \beta_0 + u_i \tag{2.41}$$

Sehingga persamaan modelnya menjadi:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} + u_i \tag{2.42}$$

dengan:

$$E[\varepsilon_{it} | X] = E[u_i | X] = 0$$

$$E[\varepsilon_{it}^2 | X] = \sigma_\varepsilon^2$$

$$E[u_{it}^2 | X] = \sigma_u^2$$

$E[\varepsilon_{it} u_j | X] = 0$ untuk semua i, t dan j

$E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{js} | X] = 0$ jika $t \neq s$ atau $i \neq j$

$E[u_i u_j | X] = 0$ jika $s \neq j$

Maka untuk T observasi menjadi:

$$\eta_{it} = \varepsilon_{it} + u_i$$

dan

$$\eta_i = [\eta_{i1}, \eta_{i2}, \ldots, \eta_{iT}]' \tag{2.43}$$

Persamaan (2.43) disebut persamaan *error*, untuk model berikut:

$$E[\eta_{it}^2 | X] = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2$$

$E[\eta_{it} \eta_{is} | X] = \sigma_u^2 \quad t \neq s$

$E[\eta_{it} \eta_{is} | X] = \sigma_u^2$ untuk semua t dan s jika $i \neq j$

Untuk pengamatan *T* untuk unit *i*, misalkan $\sum = E[\eta_i \eta_i' | X]$ maka:

$$\sum = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ \sigma_u^2 & \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ & \cdots & & & \\ \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix} = \sigma_\varepsilon^2 \mathrm{I}_T + \sigma_u^2 i_T i_T'$$

Sehinggga untuk seluruh observasi menjadi:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sum & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sum & 0 & \cdots & 0 \\ & & & \vdots & \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \sum \end{bmatrix} = \mathrm{I}_n \otimes \sum$$

maka estimasi parameter β dapat diduga menggunakan *Generalized Least Square* (GLS) sebagai berikut:

$$\left(X'\Omega^{-1}X\right)\beta = X'\Omega^{-1}Y$$

$$\left(X'\Omega^{-1}X\right)^{-1}\left(X'\Omega^{-1}X\right)\beta = \left(X'\Omega^{-1}X\right)X'\Omega^{-1}Y$$

$$I\beta = \left(X'\Omega^{-1}X\right)X'\Omega^{-1}Y$$

$$\beta = \left(X'\Omega^{-1}X\right)^{-1}X'\Omega^{-1}Y$$

Sehingga estimasi parameter untuk β sebagai berikut:

$$\beta = \left(X'\Omega^{-1}X\right)^{-1}X'\Omega^{-1}Y \qquad (2.44)$$

2.13 Pemilihan Model Terbaik Regresi Data Panel

Pemilihan model estimasi terbaik dilakukan dengan beberapa uji. Uji yang digunakan dalam pemilihan ini adalah sebagai berikut:

2.13.1 Uji Chow

Uji ini digunakan untuk memilih model koefisien tetap *(common effect model)* atau model efek tetap *(fixed effect model)* yang paling tepat digunakan dalam mengestimasi data panel, dengan hipotesis sebagai berikut (Elika Trantri dan Vita Ratnasari, 2016):

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_n = 0$ (*Common Effect Model*)

$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 = \cdots \neq \beta_n \neq 0$ (*Fixed Effect Model*)

Statistik uji Chow dinyatakan dalam persamaan sebagai berikut (Elika Trantri dan Vita Ratnasari, 2016):

$$F_{hitung} = \frac{(R^2_{FEM} - R^2_{CEM})/(N-1)}{(1-R^2_{FEM})/(NT-N-K)} \qquad (2.45)$$

dimana:

N : banyaknya unit *cross section*

T : banyaknya unit *time series*

K : jumlah variabel *independent*

R^2_{CEM} : *R-Square* model CEM

R^2_{FEM} : *R-Square* model FEM

Dasar penolakan terhadap hipotesis uji Chow adalah dengan membandingkan F_{hitung} dengan F_{tabel}. Jika nilai $F_{hitung} < F_{tabel}$ atau probabilitas $> \alpha$ (α adalah taraf signifkan), maka terima H_0 artinya CEM untuk pemilihan model estimasi terbaik dari persamaan regresi. Jika $F_{hitung} > F_{tabel}$ atau probabilitas $< \alpha$ (α adalah taraf signifkan), maka tolak hipotesis H_0 sehingga model yang terpilih adalah model efek tetap (FEM), langkah berikutnya adalah dilakukan uji hausman.

2.13.2 Uji Hausman

Uji hausman digunakan untuk memilih antara model efek tetap *(fixed effect model)* atau model efek acak *(random effect model)* yang paling tepat digunakan, dengan hipotesis sebagai berikut (Elika Trantri dan Vita Ratnasari, 2016):

$H_0 : corr(X_{it}, \varepsilon_{it}) = 0$ (*Random Effect Model*)

$H_1 : corr(X_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0$ (*Fixed Effect Model*)

dengan statistik uji yaitu (Hilda dan Dwi, 2014):

$$W = \chi^2(K) = (b-\hat{\beta})[\mathrm{var}(b) - \mathrm{var}(\hat{\beta})]^{-1}(b-\hat{\beta}) \tag{2.46}$$

Jika $W > \chi^2{}_{(tabel)}$ atau probabilitas$<\alpha$ maka tolak H_0 artinya model yang digunakan yaitu FEM tetapi Jika $W < \chi^2{}_{(tabel)}$ atau probabilitas$>\alpha$ maka terima H_0 artinya model yang digunakan yaitu REM.

Dalam perhitungan statistik uji Hausman diperlukan asumsi bahwa banyaknya kategori *cross section* lebih besar dari jumlah variabel *independent* (termasuk konstanta) dalam model. Lebih lanjut, dalam estimasi statistik uji hausman diperlukan estimasi variasi *cross section* yang positif, yang tidak selalu dapat dipenuhi oleh model. Apabila kondisi-kondisi ini tidak terpenuhi, hanya *fixed effect model* yang digunakan (Rosadi, 2011).

2.13.3 Uji *Lagrange Multiplier*

Uji *Lagrange Multiplier* (LM) untuk mendeteksi adanya heterokedastisitas pada data panel. Hipotesis yang digunakan dalam uji LM sebagai berikut (Elika Tantri dan Vita Ratnasari, 2016):

$H_0 : \sigma_i^2 = 0$ (FEM memiliki stuktur yang homokedastik)

$H_1 : \sigma_i^2 \neq 0$ (FEM memiliki stuktur yang heterokedastik)

dengan statistik uji yaitu (Hilda dan Dwi, 2014):

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)}\left(\frac{\sum_{i=1}^{N}(Tu_i)^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(u_{it})^2} - 1\right)^2 \tag{2.47}$$

dimana:

LM : uji *Lagrange Multiplier*

N : banyaknya unit *cross section*

T : banyaknya unit *time series*

u_{it} : nilai residual

Jika $LM > \chi^2{}_{(N-1,\alpha)}$ atau probabilitas$<\alpha$, maka tolak hipotesis H_0 sehingga FEM memiliki stuktur yang heterokedastik. Namun jika $LM < \chi^2{}_{(N-1,\alpha)}$

atau probabilitas $> \alpha$, maka terima hipotesis H_0 sehingga FEM memiliki stuktur yang homokedastik.

2.14 Uji Asumsi Klasik Regresi Data Panel

Regresi data panel dapat disebut model yang baik jika memenuhi asumsi klasik. Uji asumsi klasik mencakup uji normalitas, uji multikolinearitas, uji heteroskedastisitas, dan uji otokorelasi.

2.14.1 Normalitas

Uji Normalitas dimaksudkan untuk menguji apakah nilai residual yang telah distandarisasi pada model regresi berdistribusi normal atau tidak. Nilai residual dikatakan berdistribusi normal jika nilai residual terstandarisasi tersebut sebagian besar mendekati nilai rata-ratanya. Nilai residual terstandarisasi yang berdistribusi normal jika digambarkan dengan bentuk kurva akan membentuk gambar klonceng yang kedua sisinya melebar sampai tidak terhingga. Untuk menguji normalitas ini menggunakan uji Jarque-Bera. Uji Jarque-Bera ini menggunakan perhitungan *skewness* dan *kurtosis* dengan hipotesis:

$H_0 : \varepsilon_i = 0$ (data residual berdistribusi normal)

$H_1 : \varepsilon_i \neq 0$ (data residual tidak berdistribusi normal)

Untuk menghitung nilai statistik Jarque-Bera (JB) digunakan rumus sebagai berikut (Suliyanto, 2011):

$$JB = n\left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24}\right] \qquad (2.48)$$

dimana:

n : banyak data

S : koefisien *skewness*

K : koefisien *kurtosis*

dengan:

$$K = \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^4}{\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2\right)^2}$$

$$S = \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^3}{\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2\right)^{3/2}}$$

Untuk variabel distribusi normal $S = 0$ dan $K = 3$, karena itu uji normalitas menggunakan uji *JB* merupakan uji dari hipotesis bersama, dimana S dan K masing-masing adalah 0 dan 3. Daerah penolakan untuk hipotesis dengan α adalah taraf signifikan, jika nilai $JB \leq \chi^2_{tabel}$ atau probabilitas $\geq \alpha$ maka terima H_0 artinya data residual terdistribusi normal. Sebaliknya, jika nilai $JB \geq \chi^2_{tabel}$ atau probabilitas $\leq \alpha$ maka tolak H_0 artinya data residual tidak terdistribusi normal (Gujarati, 2004).

2.14.2 Multikolinearitas

Multikolinearitas adalah asumsi yang menunjukkan adanya hubungan linear yang kuat antara variabel-variabel *independent*. Uji multikolinearitas bertujuan untuk menguji apakah dalam model regresi yang terbentuk ada korelasi yang tinggi atau sempurna di antara variabel *independent* atau tidak. Jika dalam model regresi yang terdapat korelasi yang tinggi atau sempurna di antara variabel *independent* maka model regresi dinyatakan mengandung gejala multikolinearitas.

Dalam mendeteksi ada atau tidaknya multikolinearitas dapat dilihat nilai r nya, apabila $r > 0.8$ artinya terdapat korelasi antara variabel-variabel bebas, dan sebaliknya jika $r < 0.8$ maka tidak terdapat korelasi antara variabel-variabel *independent* (Suliyanto, 2011). Selain itu cara untuk mendeteksi multikolinearitas adalah dengan melihat nilai *tolerance* (TOL) dan *variance inflation factor* (VIF). Nilai TOL dan VIF dapat dihitung dengan rumus sebagai berikut (Suliyanto, 2011):

Nilai TOL dapat diperoleh dengan:

$TOL = (1 - R_j^2)$

Nilai *VIF* dapat diperoleh dengan:

$$VIF = \frac{1}{TOL} = \frac{1}{(1 - R_j)} \qquad (2.49)$$

dimana:

j : $1,2,3,\ldots,n$

R_j^2 : koefisien determinasi antara variabel bebas ke- j

Melakukan pemeriksaan nilai *torerance* (TOL) dan nilai *variance inflation factor* (VIF) dari masing-masing variabel bebas terhadap variabel terikatnya. Jika nilai VIF tidak lebih dari 10, maka model dinyatakan tidak terjadi gejala multikolinearitas.

Adapun cara mengatasi terjadinya multikolinearitas adalah sebagai berikut (Suliyanto, 2011):

1. Mempebesar ukuran sampel.
2. Menghilangkan satu atau lebih variabel bebas yang memiliki nilai koefisien tinggi.
3. Melakukan transformasi data.
4. Dengan menggunakan metode regresi komponen utama.

2.14.3 Heteroskedastisitas

Heteroskedastisitas adalah salah satu asumsi klasik sebagai prasyarat melakukan analisis regresi. Uji heteroskedastisitas digunakan untuk mengetahui ada atau tidaknya penyimpangan asumsi klasik heteroskedastisitas yaitu adanya ketidaksamaan varian dari residual untuk semua pengamatan pada model regresi (Audina Rizky Agustin, 2016). Model regresi yang memenuhi persyaratan kesamaan varian dari residual untuk semua pengamatan disebut homoskedastisitas. Prasyarat yang harus terpenuhi dalam model regresi adalah tidak ada gejala heteroskedastisitas. Ada beberapa metode pengujian yang bisa dilakukan dalam melihat ada tidaknya permasalahan heteroskedastisitas ini, salah satunya yaitu uji white.

Metode white dilakukan dengan meregresikan semua variabel bebas, variabel bebas kuadrat, dan perkalian variabel bebas terhadap *error* kuadratnya, dengan hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

$H_0 : \varepsilon_i = 0$ (tidak ada gejala heteroskedastisitas)

$H_1 : \varepsilon_i \neq 0$ (ada gejala heteroskedastisitas)

Persamaan yang digunakan untuk uji white adalah sebagai berikut (Suliyanto, 2011):

$$\varepsilon_i^{\ 2} = \beta + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_1^{\ 2} + \beta_4 X_2^{\ 2} + \beta_5 X_1 X_2 + \varepsilon_i \qquad (2.50)$$

dimana:

β	: *intercept*
$\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_n$	: koefisien *slope*
n	: banyaknya variabel *independent*
ε_i	: nilai residual
X_i	: variabel *independent*

Jika nilai $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{tabel}$ dengan $df = \alpha,$ jumlah variabel bebas maka H_0 ditolak artinya terdapat masalah heteroskedastisitas dan apabila $\chi^2_{hitung} < \chi^2_{tabel}$ maka H_0 diterima artinya tidak terjadi heteroskedastisitas. Pada uji white χ^2_{hitung} diperoleh dari jumlah pengamatan dikalikan dengan koefisien determinasi. Adapun cara mengatasi heteroskedastisitas adalah sebagai berikut (Suliyanto, 2011):

1. Melakukan transformasi dalam bentuk model regresi dan membagi model regresi dengan salah satu variabel *independent*.
2. Melakukan transformasi logaritma.
3. Melakukan transformasi Ln.

2.14.4 Otokorelasi

Otokorelasi didefinisikan sebagai adanya hubungan antara satu residual pengamatan dan residual pengamatan lainnya. Uji otokorelasi bertujuan untuk mengetahui apakah ada korelasi antara suatu periode *t* dengan periode sebelumnya $(t-1)$. Otokorelasi merupakan pelanggaran salah satu asumsi dari model regresi klasik, yaitu residual dari setiap pengamatan yang berbeda tidak saling mempengaruhi prasyarat yang harus terpenuhi adalah tidak terjadi otokorelasi dalam model regresi.

Untuk mendeteksi adanya masalah otokorelasi yang lebih umum digunakan adalah uji Durbin-Watson. Uji Durbin-Watson sangat populer untuk menguji ada tidaknya masalah otokorelasi. Persamaan yang digunakan oleh Durbin Watson sebagai berikut:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{n}(u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} e_t^{\,2}} \tag{2.51}$$

dimana:

d : statistik Durbin-Watson

u_i dan u_{t-1} : gangguan estimator

t : observasi terakhir

$t-1$: observasi sebelumnya

Untuk mengetahui ada tidaknya masalah otokorelasi dengan uji Durbin-Watson dengan ketentuan sebagai berikut (Yamin, dkk., 2011):

1. Jika $0 < d < dL,$ maka tolak H_0 artinya terjadi otokorelasi positif.
2. Jika $dL < d < dU,$ maka tidak ada kesimpulan.
3. Jika $dU < d < 4 - dU,$ maka terima H_0 artinya tidak terjadi otokorelasi.
4. Jika $4 - dU < d < 4 - dL,$ maka tidak ada kesimpulan.
5. Jika $4 - dL < d < 4,$ maka tolak H_0 artinya terjadi otokorelasi negatif.

2.15 Pemeriksaan Persamaan Regresi

Pada pemeriksaan persamaan regresi dilakukan uji hipotesis dan koefisien determinasi sebagai berikut:

2.15.1 Uji Hipotesis

Uji hipotesis ini berguna untuk memeriksa atau menguji apakah koefisien regresi yang didapat signifikan atau tidak. Maksud dari signifikan ini adalah suatu nilai koefisien regresi yang secara statistik tidak sama dengan nol. Jika koefisien *slope* sama dengan nol, berarti dapat dikatakan bahwa tidak cukup bukti untuk menyatakan variabel *independent* mempunyai pengaruh terhadap variabel *dependent*. Ada dua jenis uji hipotesis yang dilakukan, yaitu uji keseluruhan (uji *F*) dan uji parsial (uji *t*).

1. Uji Keseluruhan (uji F)

Uji F digunakan menguji ketepatan model, apakah model termasuk dalam kriteria cocok atau tidak. Uji F disebut juga uji keseluruhan, yaitu untuk mengetahui pengaruh semua variabel *independent* terhadap variabel *dependent*. Uji F digunakan untuk melakukan uji hipotesis koefisien (*slope*) regresi secara bersamaan, dengan hipotesisnya sebagai berikut:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_k = 0$ (tidak terdapat pengaruh secara keseluruhan variabel *independent* terhadap variabel *dependent*).

$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \cdots \neq \beta_k \neq 0$ (ada terdapat pengaruh secara keseluruhan variabel *independent* terhadap variabel *dependent*).

Nilai F dapat dicari dengan rumus (Elika Tantri dan Vita Ratnasari, 2016):

$$F = \frac{R^2 /(N + K - 1)}{(1 - R^2)/(NT - N - K)} \quad (2.52)$$

dimana:

k : banyaknya variabel *independen*

R^2 : koefisien determinasi

N : jumlah *cross section*

T : jumlah *time series*

K : jumlah variabel *independen*

Uji F sering juga disebut F_{hitung}, kemudian F_{hitung} dibandingkan dengan F_{tabel} dengan $F_{\alpha(K-1;N-1)}$. Jika $F_{hitung} > F_{tabel}$ maka tolak H_0 yang artinya ada terdapat pengaruh secara keseluruhan variabel *independent* terhadap variabel *dependent*, dan sebaliknya. Jika $F_{hitung} < F_{tabel}$ maka terima H_0 yang artinya tidak terdapat pengaruh secara keseluruhan variabel *independent* terhadap variabel *dependent.*

2. Uji Parsial (uji t)

Uji parsial atau individu digunakan untuk mengetahui parameter yang berpengaruh signifikan setiap variabel *independen* terhadap variabel *dependent*, uji parsial sering juga disebut sebagai uji t. Menurut Sarwoko (2005) uji t tidak hanya digunakan untuk menguji validitas koefisien-koefisien regresi, tetapi juga untuk menguji validitas korelasi. Jika t bernilai positif maka r juga bernilai positif, demikian juga sebaliknya, dengan pengujian hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \beta_j = 0$ (tidak terdapat pengaruh secara individu variabel *independent* terhadap variabel *dependent*)

$H_1 : \beta_j \neq 0$ (terdapat pengaruh secara individu variabel *independent* terhadap variabel *dependent*)

Nilai t_{hitung} dapat dicari dengan rumus sebagai berikut:

$$t_{hitung} = \frac{b_j - \beta_j}{se(b_j)} \tag{2.53}$$

dimana:

j : $1,2,\ldots,k$

k : koefisien *slope*

b_j : koefisien regresi

$se(b_j)$: kesalahan baku koefisien regresi

Dasar penolakan terhadap hipotesis uji t adalah dengan membandingkan t_{hitung} dengan t_{tabel}. Dengan α (taraf signifikan), maka nilai t_{tabel} dilihat pada tabel $t-Student$ $t_{tabel} = t_{\left(\frac{\alpha}{2}, NT-K-1\right)}$. Jika $-t_{tabel} \leq t_{hitung} \leq t_{tabel}$ maka terima H_0. Artinya tidak terdapat pengaruh secara invidu variabel *independent* terhadap variabel *dependent*, sedangkan jika $t_{hitung} > t_{tabel}$ maka tolak H_0. Artinya terdapat pengaruh secara invidu variabel *independent* terhadap variabel *dependent*.

2.15.2 Koefisien Determinasi

Koefisien determinasi (R^2) digunakan untuk mengukur proporsi atau persentase dari variasi variabel *dependent* yang dapat dijelaskan oleh variabel *independent*. Nilai koefisien determinasi mencerminkan seberapa besar variasi dari variabel *dependent* dapat diterangkan oleh variabel *independent*nya. Besarnya nilai koefisien determinasi (R^2) dapat diperoleh sebagai berikut:

$$R^2 = \frac{\sum(\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum(y_i - \bar{y})^2} \qquad (2.54)$$

dimana:

R^2 : koefisien determinasi

Nilai koefisien determinasi berkisar antara nol dan satu $(0 < R^2 < 1)$ (Kuncoro, 2011 dikutip dari Audina Rizky Agustin, 2016). Nilai koefisien determinasi (R^2) sama dengan nol, artinya variasi dari variabel *dependent* tidak dapat diterangkan oleh variabel-variabel *independent*nya. Nilai koefisien determinasi (R^2) sama dengan 1, artinya variasi variabel dependen secara keseluruhan dapat diterangkan oleh variabel-variabel *independent*nya.

2.16 Penelitian Terdahulu

Beberapa penelitian tentang tingkat pengangguran terbuka (TPT) telah dilakukan oleh sejumlah peneliti dengan daerah dan periode waktu yang berbeda pula, antara lain:

Jurnal "*Pengaruh Indikator Kependudukan terhadap Tingkat Pengangguran Terbuka di Indonesia dengan Pendekatan Regresi Panel*" oleh Elika Tantri dan Vita Ratnasari (2016). Berdasarkan penelitian dapat disimpulkan bahwa adanya efek individu pada model Panel mengakibatkan pendekatan model yang sesuai adalah *Fixed Effect Model* dan dari lima variabel yang dilakukan yaitu laju pertumbuhan penduduk, angka melek huruf, dan angka partisipasi kasar (APK) SMA, laju kenaikan UMP, dan laju pertumbuhan PDRB diperoleh tiga variabel yang berpengaruh signifikan terhadap tingkat pengangguran terbuka yaitu laju pertumbuhan penduduk, angka melek huruf, dan angka partisipasi kasar (APK) SMA.

Penelitian yang dilakukan oleh David Albarqi (2016) tentang "*Kajian Empiris Tentang Tingkat Pengangguran Terbuka di Jawa timur (Studi Pada 8 kabupaten/kota di Jawa Timur)"* bertujuan untuk mengetahui pengaruh jumlah penduduk, upah minimum, produk domestik regional bruto (PDRB), dan tingkat pendidikan terhadap tingkat pengangguran terbuka di 8 Kabupaten/Kota di Jawa Timur dengan menggunakan metode data panel. Hasil yang didapat dari penelitian ini dapat disimpulkan bahwa produk domestik regional bruto (PDRB) berpengaruh signifikan posistif terhadap tingkat pengangguran terbuka. Upah dan tingkat pendidikan berpengaruh negatif terhadap tingkat pengangguran terbuka. Sedangkan pertumbuhan penduduk tidak memiliki pengaruh terhadap tingkat pengangguran terbuka.

Penelitian yang dilakukan oleh Mohammad Rifqi Muslim (2014) tentang "*Pengangguran Terbuka dan Determinannya"* yang bertujuan untuk melihat hubungan antara tingkat pengangguran terbuka dengan laju pertumbuhan ekonomi, angkatan kerja, pendidikan dan pengeluaran pemerintah. Metode analisis data yang digunakan adalah data panel yaitu kombinasi 5 kabupaten/kota di daerah Istimewa Yogyakarta. Sedangkan analisis data yang digunakan adalah analisis deskriptif dan analisis induktif. Hasil penelitian menunjukkan bahwa laju pertumbuhan ekonomi, angkatan kerja, pendidikan dan pengeluaran pemerintah berpengaruh negatif terhadap tingkat pengangguran terbuka. Sedangkan angkatan kerja berpengaruh positif terhadap tingkat pengangguran terbuka.