BAB II
LANDASAN TEORI

2.1 Regresi Linear Sederhana

Regresi linear sederhana adalah model yang menyatakan hubungan linier antara dua variabel di mana salah satu variabel dianggap memengaruhi variabel yang lain. Variabel yang dipengaruhi dinamakan variabel dependen dan variabel yang memengaruhi dinamakan variabel independen (Suyono, 2018). Model persamaan regresi linear sederhana adalah sebagai berikut

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon \tag{2.1}$$

dengan :

$$\beta_1 = \frac{n(\sum XY) - (\sum X)(\sum Y)}{n(\sum X^2) - (\sum X)^2}$$

$$\beta_0 = \frac{\sum Y - b \sum X}{n}$$

keterangan :

Y : Variabel dependen

X : Variabel independen

β_0 : *Intercept* model

β_1 : Koefisien regresi (kemiringan)

n : Banyaknya data

ε : Nilai *error*

2.2 Regresi Linear Berganda

Regresi linear berganda adalah pengembangan dari analisis regresi linear sederhana, dimana pada regresi linear berganda terdapat lebih dari satu variabel independen (X_1, $X_2, \dots, X_n$). Model persamaan regresi linear berganda adalah sebagai berikut (Wisudaningsih, Arofah, & Belang, 2019)

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_n X_n + \varepsilon \tag{2.2}$$

keterangan :

Y : Variabel dependen

β_0 : *Intercept* model

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$: Koefisien regresi (kemiringan)

$X_1, X_2, \dots, X_n$: Variabel independen

Misalkan Y_j merupakan variabel dependen untuk pengamatan ke-j, X_{jp} adalah variabel independen ke-j untuk pengamatan ke-p, dan e_j merupakan variabel *random error* atau galat dari pengamatan ke-j. Misalkan juga terdapat k variabel independen dan n pengamatan, maka model regresi berganda yang didapatkan adalah sebagai berikut.

$$Y_1 = \beta_0 + \beta_1 X_{11} + \beta_2 X_{21} + \dots + \beta_k X_{k1} + \varepsilon_1$$
$$Y_2 = \beta_0 + \beta_1 X_{12} + \beta_2 X_{22} + \dots + \beta_k X_{k2} + \varepsilon_2$$
$$\vdots$$
$$Y_n = \beta_0 + \beta_1 X_{1n} + \beta_2 X_{2n} + \dots + \beta_k X_{kn} + \varepsilon_n$$

Dari model persamaan regesi diatas dapat dituliskan dalam bentuk persamaan matriks seperti berikut ini:

$$\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{X\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \tag{2.3}$$

dimana,

$$\boldsymbol{Y} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}, \boldsymbol{X} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & \cdots & X_{k1} \\ 1 & X_{12} & \cdots & X_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & X_{1n} & \cdots & X_{kn} \end{bmatrix}, \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}, \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon_0 \\ \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

keterangan:

$\boldsymbol{Y}$: Vektor pengamatan variabel dependen yang berukuran $n \times 1$

$\boldsymbol{X}$: Matriks variabel independen yang berukuran $n \times (k + 1)$

$\boldsymbol{\beta}$: Vektor dengan ukuran $(k + 1) \times 1$ dari koefisien regresi

$\boldsymbol{\varepsilon}$: Vektor *error* berukuran $n \times 1$

2.3 Analisis Regresi Data Panel

Menurut Jaya & Sunengsih (2009) regresi data panel adalah analisis yang didasari pada penggabungan data *cross section* dan data *time series*, yang bertujuan untuk mengamati hubungan antar satu variabel dependen dengan satu atau lebih variabel independen. Data *cross section* adalah kumpulan data yang dikumpulkan pada waktu yang sama dari beberapa individu, perusahaan, maupun daerah, contohnya tingkat kemiskinan per kabupaten/kota di Provinsi Papua pada tahun 2022. Data *time series* adalah kumpulan data yang disusun berdasarkan urutan, seperti data harian, bulanan, kuartal, atau tahunan. Contohnya, tingkat kemiskinan di Provinsi Papua pada tahun 2017-2022.

Model regresi linier menggunakan data *cross section* (unit individu) adalah sebagai berikut

$$Y_i = \beta_0 + \beta X_i + u_i \ ; i = 1,2, \dots , N \qquad (2.4)$$

keterangan :

Y_i : Variabel dependen unit individu ke-i

X_i : Variabel independen unit individu ke-i

N : Banyaknya data unit individu

u_i : Komponen *error* individu

i : Unit individu

Model regresi linier menggunakan data *time series* (unit waktu) adalah sebagai berikut

$$Y_t = \beta_0 + \beta X_t + v_t \ ; t = 1,2, \dots , T \qquad (2.5)$$

keterangan :

Y_t : Variabel dependen unit waktu ke-t

X_t : Variabel independen unit waktu ke-t

v_t : Komponen *error* waktu

T : Banyaknya data unit waktu

t : Unit waktu

Model umum regresi data panel berbeda dari model regresi pada umumnya mengingat data panel merupakan gabungan data *cross section* (unit individu) dan data *time series* (unit waktu) yang memiliki subskrip ganda pada variabelnya, adalah sebagai berikut (Caraka, 2017) :

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \qquad (2.6)$$

untuk $i = 1, \dots , N; \ t = 1, \dots , T$

keterangan :

Y_{it} : Variabel dependen pada unit individu ke- i dan waktu ke- t

β_{0it} : Koefisien intersep pada unit individu ke- i dan waktu ke- t

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$: Koefisien regresi (kemiringan) ke- k

$X_{1_{it}}, X_{2_{it}}, \dots, X_{\mathrm{kit}}$: Variabel independen ke- k pada unit individu ke- i dan waktu ke- t

ε_{it} : Komponen *error* pada unit individu ke- i dan waktu ke- t

i : Unit individu

t : Unit waktu

k : Banyak variabel independen

N : Banyak unit individu

T : Banyak unit waktu

Menurut Baltagi (2005) terdapat beberapa kelebihan dari regresi data panel, yaitu sebagai berikut :

1. Mampu mengontrol heterogenitas individu.
2. Memberikan data yang lebih informatif, lebih bervariasi, meningkatkan derajat bebas, dan lebih efisien.
3. Lebih baik dalam hal studi mengenai *dynamics of adjustment* (dinamika penyesuaian).
4. Mampu mengidentifikasi dan mengukur pengaruh-pengaruh yang tidak dapat dideteksi oleh data *cross section* saja maupun *time series* saja.

2.3.1 *Common Effect Model* (CEM)

Metode ini merupakan pendekatan model data panel yang paling sederhana karena hanya mengkombinasikan data *time series* (unit waktu) dengan *cross section* (unit individu). Pada model ini tidak memperhatikan dimensi waktu maupun individu (konstan), sehingga dapat diasumsikan bahwa perilaku data antar individu sama dalam berbagai kurun waktu. Untuk mengestimasi data panel metode ini bisa menggunakan pendekatan *Ordinary Least Square* (OLS) atau Metode Kuadrat Terkecil (MKT) untuk jumlah kuadrat sisaan (JKS). Persamaan pada CEM dapat dituliskan sebagai berikut (Priyatno, 2022) :

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \tag{2.7}$$

untuk $i = 1, \dots, N;\ t = 1, \dots, T$

keterangan :

Y_{it} : Variabel dependen pada unit individu ke- i dan waktu ke- t

β_{0it} : *Intercept* model pada unit individu ke- i dan waktu ke- t

$\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_k$: Koefisien regresi (kemiringan) ke- k

$X_{1it}, X_{2it}, \ldots, X_{\text{kit}}$: Variabel independen ke-k pada unit individu ke- i dan waktu ke- t

ε_{it} : Komponen *error* pada unit individu ke- i dan waktu ke- t

Penggunaan MKT dalam CEM bertujuan untuk menghitung suatu regresi yang sederhana serta mengestimasi model dengan meminimumkan Jumlah Kuadrat Sisaan (JKS). Dimana dapat ditulis sebagai berikut:

$$JKS = \sum_{it=1}^{NT} \varepsilon_{it}^2 = [\varepsilon_{11} \quad \varepsilon_{22} \quad \cdots \quad \varepsilon_{NT}] \begin{bmatrix} \varepsilon_{11} \\ \varepsilon_{22} \\ \vdots \\ \varepsilon_{NT} \end{bmatrix} = \boldsymbol{\varepsilon}'\boldsymbol{\varepsilon}$$

dimana, $\boldsymbol{\varepsilon} = \boldsymbol{Y} - \boldsymbol{X\beta}$ (2.8)

berdasarkan persamaan (2.8), maka dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{aligned} JKS &= \boldsymbol{\varepsilon}'\boldsymbol{\varepsilon} \\ &= (\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{X\beta})'(\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{X\beta}) \\ &= (\boldsymbol{Y}' - (\boldsymbol{X\beta})')(\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{X\beta}) \\ &= (\boldsymbol{Y}' - \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}')(\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{X\beta}) \\ &= \boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{Y}'\boldsymbol{X\beta} - \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X\beta} \\ &= \boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y} - (\boldsymbol{Y}'\boldsymbol{X\beta})' - \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X\beta} \\ &= \boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X\beta} \\ &= \boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{2\beta}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X\beta} \end{aligned} \tag{2.9}$$

Untuk meminimumkannya dapat diperoleh dengan melakukan turunan parsial pertama JKS terhadap β dan disamakan dengan nol

$$\frac{\partial JKS}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \frac{\partial(\boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{2\beta}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = 0$$

$$\boldsymbol{0} - \boldsymbol{2X}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{X}'\boldsymbol{X\beta} + (\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})' = 0$$

$$-\boldsymbol{2X}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{X}'\boldsymbol{X\beta} + \boldsymbol{X}'\boldsymbol{X\beta} = 0$$

$$-\boldsymbol{2X}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{2X}'\boldsymbol{X\beta} = 0$$

$$\boldsymbol{2X}'\boldsymbol{X\beta} = \boldsymbol{2X}'\boldsymbol{Y}$$

$$\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X\beta} = \boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y}$$

Kemudian pada kedua ruas dikalikan dengan $(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-\mathbf{1}}$ sehingga untuk menaksir β didapatkan penduga CEM menggunakan metode OLS yaitu sebagai berikut:

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{CEM} = (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-\mathbf{1}}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y} \tag{2.10}$$

2.3.2 *Fixed Effect Model* (FEM)

Metode ini mengasumsikan bahwa perbedaan antar individu dapat diakomodasi dari perbedaan intersepnya. FEM menggunakan *variable dummy* untuk mengestimasi data panel dengan tujuan menangkap perbedaan intersep atau perbedaan perilaku antar individu (Priyatno, 2022). FEM terbagi menjadi dua asumsi yaitu :

asumsi (1) *slope* konstan, namun terdapat variasi intersep antar individu atau disebut sebagai model efek individu yang dinyatakan dalam model sebagai berikut:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^{N} \mu_j D_{ij} + \beta_k X_{kit} + e_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T; k = 1, \dots, K \tag{2.10}$$

dengan $D_{ij} = \begin{cases} 1, i = j \\ 0, i \neq j \end{cases}$

Pada persamaan (2.10), unit individu dianggap memiliki efek terhadap model, sedangkan unit waktu dianggap tidak memiliki efek atau konstan.

keterangan:

i, j : 1,2,…, N

D_{ij} : Variabel dummy pada lokasi ke i dan j

Persamaan (2.10) dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= \mu_1 D_{11} + \mu_2 D_{12} + \cdots + \mu_N D_{1N} + \beta_1 X_{11t} + \cdots + \beta_K X_{K1t} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} &= \mu_1 D_{21} + \mu_2 D_{22} + \cdots + \mu_N D_{2N} + \beta_1 X_{12t} + \cdots + \beta_K X_{K2t} + \varepsilon_{2t} \\ \vdots \quad & \quad \vdots \qquad \vdots \quad \cdots \quad \vdots \qquad \vdots \quad \vdots \; \cdots \quad \vdots \qquad \vdots \\ Y_{Nt} &= \mu_1 D_{N1} + \mu_2 D_{N2} + \cdots + \mu_N D_{NN} + \beta_1 X_{1Nt} + \cdots + \beta_K X_{KNt} + \varepsilon_{Nt} \end{aligned} \tag{2.11}$$

Dengan mengikuti asumsi variasi intersep pada FEM efek individu, maka persamaan (2.11) dapat dituliskan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= \mu_1(1) + \mu_2(0) + \cdots + \mu_N(0) + \beta_1 X_{11t} + \cdots + \beta_K X_{K1t} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} &= \mu_1(0) + \mu_2(1) + \cdots + \mu_N(0) + \beta_1 X_{12t} + \cdots + \beta_K X_{K2t} + \varepsilon_{2t} \\ \vdots \quad & \quad \vdots \qquad \vdots \quad \cdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \cdots \quad \vdots \qquad \vdots \\ Y_{Nt} &= \mu_1(0) + \mu_2(0) + \cdots + \mu_N(1) + \beta_1 X_{1Nt} + \cdots + \beta_K X_{KNt} + \varepsilon_{Nt} \end{aligned} \tag{2.12}$$

Jika persamaan (2.12) diubah kedalam bentuk matriks, maka dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \vdots \\ Y_{Nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_{11} & X_{21} & \dots & X_{K1} \\ X_{12} & X_{22} & \dots & X_{K2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ X_{1N} & X_{2N} & \cdots & X_{KN} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix}$$

Atau secara ringkas dapat ditulis menjadi :

$$\boldsymbol{Y}_{N\times 1} = \boldsymbol{D}_{N\times N}\boldsymbol{\mu}_{N\times 1} + \boldsymbol{X}_{N\times K}\boldsymbol{\beta}_{K\times 1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{N\times 1}$$

$$= [\boldsymbol{D} \quad \boldsymbol{X}] \begin{bmatrix} \boldsymbol{\mu} \\ \boldsymbol{\beta} \end{bmatrix} + \boldsymbol{\varepsilon} \tag{2.13}$$

Asumsi (2) *slope* konstan, namun terdapat variasi intersep antar periode waktu atau disebut sebagai model efek waktu yang dinyatakan dalam model sebagai berikut :

$$Y_{it} = \sum_{s=1}^{T} \lambda_s D_{st} + \beta_k X_{kit} + e_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \tag{2.14}$$

dengan $D_{st} = \begin{cases} 1, s = t \\ 0, s \neq t \end{cases}$

Pada persamaan (2.14), unit waktu dianggap memiliki efek terhadap model sedangkan unit individu dianggap tidak memiliki efek atau konstan.

keterangan:

s, t : 1,2,…, T

D_{st} : Variabel dummy pada lokasi ke s dan t

Persamaan (2.14) dapat dijabarkan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} Y_{i1} &= \lambda_1 D_{11} + \lambda_2 D_{21} + \cdots + \lambda_T D_{T1} + \beta_1 X_{1i1} + \cdots + \beta_K X_{Ki1} + \varepsilon_{i1} \\ Y_{i2} &= \lambda_1 D_{12} + \lambda_2 D_{22} + \cdots + \lambda_T D_{T2} + \beta_1 X_{1i2} + \cdots + \beta_K X_{Ki2} + \varepsilon_{i2} \\ \vdots \quad & \quad \vdots \qquad \vdots \qquad \cdots \qquad \vdots \qquad \vdots \qquad \vdots \qquad \cdots \qquad \vdots \\ Y_{iT} &= \lambda_1 D_{1T} + \lambda_2 D_{2T} + \cdots + \lambda_T D_{TT} + \beta_1 X_{1iT} + \cdots + \beta_K X_{KiT} + \varepsilon_{iT} \end{aligned} \tag{2.15}$$

Dengan mengikuti asumsi variasi intersep pada FEM efek waktu, maka persamaan (2.15) dapat dituliskan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} Y_{i1} &= \lambda_1(1) + \lambda_2(0) + \cdots + \lambda_T(0) + \beta_1 X_{1i1} + \cdots + \beta_K X_{Ki1} + \varepsilon_{i1} \\ Y_{i2} &= \lambda_1(0) + \lambda_2(1) + \cdots + \lambda_T(0) + \beta_1 X_{1i2} + \cdots + \beta_K X_{Ki2} + \varepsilon_{i2} \\ \vdots \quad & \quad \vdots \qquad \vdots \qquad \cdots \qquad \vdots \qquad \vdots \qquad \vdots \qquad \cdots \qquad \vdots \\ Y_{iT} &= \lambda_1(0) + \lambda_2(0) + \cdots + \lambda_T(1) + \beta_1 X_{1iT} + \cdots + \beta_K X_{KiT} + \varepsilon_{iT} \end{aligned} \tag{2.16}$$

Jika persamaan (2.16) diubah kedalam bentuk matriks, maka dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} Y_{i1} \\ Y_{i2} \\ \vdots \\ Y_{iT} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_T \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_{11} & X_{21} & \dots & X_{K1} \\ X_{12} & X_{22} & \dots & X_{K2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ X_{1T} & X_{2T} & \cdots & X_{KT} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_T \end{bmatrix}$$

Atau secara ringkas dapat ditulis menjadi :

$$\begin{aligned} \boldsymbol{Y}_{T\times 1} &= \boldsymbol{D}_{T\times T}\boldsymbol{\lambda}_{T\times 1} + \boldsymbol{X}_{T\times K}\boldsymbol{\beta}_{K\times 1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{T\times 1} \\ &= [\boldsymbol{D} \quad \boldsymbol{X}] \begin{bmatrix} \boldsymbol{\lambda} \\ \boldsymbol{\beta} \end{bmatrix} + \boldsymbol{\varepsilon} \end{aligned} \tag{2.17}$$

Least Square Dummy Variable (LSDV) digunakan untuk menduga parameter pada model efek tetap. Metode LSDV digunakan pada regresi linear yang menggunakan MKT pada model yang melibatkan variabel *dummy* untuk menjadi salah satu variabel prediktornya.

Estimasi dengan menggunakan MKT, dapat diperoleh sebagai berikut :

$$S = \sum_{it=1}^{NT} \varepsilon_{it}^2 = [\varepsilon_{11} \quad \varepsilon_{22} \quad \cdots \quad \varepsilon_{NT}] \begin{bmatrix} \varepsilon_{11} \\ \varepsilon_{22} \\ \vdots \\ \varepsilon_{NT} \end{bmatrix} = \boldsymbol{\varepsilon}'\boldsymbol{\varepsilon} \tag{2.18}$$

Misalkan $\boldsymbol{M} = [\boldsymbol{D} \quad \boldsymbol{X}]$ dan $\boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta}_0 \\ \boldsymbol{\beta} \end{bmatrix}$, untuk $\boldsymbol{\beta_0} = \boldsymbol{\mu} = \boldsymbol{\lambda}$

$$\begin{aligned} S &= \boldsymbol{\varepsilon}'\boldsymbol{\varepsilon} \\ &= (\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{D}\boldsymbol{\beta_0} - \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta})'(\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{D}\boldsymbol{\beta_0} - \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta}) \\ &= (\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{M}\boldsymbol{\theta})'(\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{M}\boldsymbol{\theta}) \\ &= (\boldsymbol{Y}' - \boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{M}')(\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{M}\boldsymbol{\theta}) \\ &= (\boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y} - (\boldsymbol{Y}'\boldsymbol{M}\boldsymbol{\theta})' - \boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{M}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{M}'\boldsymbol{M}\boldsymbol{\theta}) \\ &= \boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{M}'\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{M}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{M}'\boldsymbol{M}\boldsymbol{\theta} \\ &= \boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y} - 2\boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{M}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{M}'\boldsymbol{M}\boldsymbol{\theta} \end{aligned} \tag{2.19}$$

Kemudian untuk meminimumkannya maka dapat diperoleh dengan melakukan turunan parsial pertama fungsi S terhadap θ dan disamakan dengan nol.

$$\frac{\partial S}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \frac{\partial(\boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y} - 2\boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{M}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{M}'\boldsymbol{M}\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} = 0$$

$$\boldsymbol{0} - \boldsymbol{2}\boldsymbol{M}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{M}'\boldsymbol{M}\boldsymbol{\theta} + (\boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{M}'\boldsymbol{M})' = 0$$

$$-\boldsymbol{2}\boldsymbol{M}'\boldsymbol{Y} + \boldsymbol{M}'\boldsymbol{M}\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{M}'\boldsymbol{M}\boldsymbol{\theta} = 0$$

$$-2\boldsymbol{M'Y} + 2\boldsymbol{M'M\theta} = 0$$

$$2\boldsymbol{M'M\theta} = 2\boldsymbol{M'Y}$$

$$\boldsymbol{M'M\theta} = \boldsymbol{M'Y} \tag{2.20}$$

subsitusikan $\boldsymbol{M} = [\boldsymbol{D} \quad \boldsymbol{X}]$ dan $\boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta_0} \\ \boldsymbol{\beta} \end{bmatrix}$ kedalam persamaan (2.20), maka diperoleh

$$\begin{bmatrix} \boldsymbol{D'} \\ \boldsymbol{X'} \end{bmatrix} [\boldsymbol{D} \quad \boldsymbol{X}] \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta_0} \\ \boldsymbol{\beta} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{D'} \\ \boldsymbol{X'} \end{bmatrix} \boldsymbol{Y}$$

$$\begin{bmatrix} \boldsymbol{D'D} & \boldsymbol{D'X} \\ \boldsymbol{X'D} & \boldsymbol{X'X} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta_0} \\ \boldsymbol{\beta} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{D'Y} \\ \boldsymbol{X'Y} \end{bmatrix}$$

$$\boldsymbol{D'D\beta_0} + \boldsymbol{D'X\beta} = \boldsymbol{D'Y} \tag{2.21}$$

$$\boldsymbol{X'D\beta_0} + \boldsymbol{X'X\beta} = \boldsymbol{X'Y} \tag{2.22}$$

kemudian bentuk estimasi $\boldsymbol{\widehat{\beta}_0}$ untuk persamaan (2.21) sebagai berikut.

$$\boldsymbol{D'D\beta_0} + \boldsymbol{D'X\beta} = \boldsymbol{D'Y}$$

$$\boldsymbol{D'D\beta_0} = \boldsymbol{D'Y} - \boldsymbol{D'X\beta}$$

$$(\boldsymbol{D'D})^{-1}\boldsymbol{D'D\beta_0} = (\boldsymbol{D'D})^{-1}\boldsymbol{D'Y} - (\boldsymbol{D'D})^{-1}\boldsymbol{D'X\beta}$$

$$\boldsymbol{\widehat{\beta}_0} = (\boldsymbol{D'D})^{-1}\boldsymbol{D'y} - (\boldsymbol{D'D})^{-1}\boldsymbol{D'X\beta} \tag{2.23}$$

selanjutnya untuk mendapatkan bentuk estimasi parameter $\boldsymbol{\beta}$, maka subsitusikan persamaan (2.23) ke dalam persamaan (2.22),

$$\boldsymbol{X'D\beta_0} + \boldsymbol{X'X\beta} = \boldsymbol{X'Y}$$

$$\boldsymbol{X'D}[(\boldsymbol{D'D})^{-1}\boldsymbol{D'Y} - (\boldsymbol{D'D})^{-1}\boldsymbol{D'X\beta}\,] + \boldsymbol{X'X\beta} = \boldsymbol{X'Y}$$

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

$$\boldsymbol{X'D}(\boldsymbol{D'D})^{-1}\boldsymbol{D'Y} + \boldsymbol{X'}[\boldsymbol{I} - \boldsymbol{D}((\boldsymbol{D'D})^{-1}\boldsymbol{D'}]\boldsymbol{X\beta} = \boldsymbol{X'Y}$$

Misalkan bahwa $\boldsymbol{D}(\boldsymbol{D'D})^{-1}\boldsymbol{D'} = \boldsymbol{P}$, maka diperoleh

$$\boldsymbol{X'PY} + \boldsymbol{X'}[\boldsymbol{I} - \boldsymbol{P}]\boldsymbol{X\beta} = \boldsymbol{X'Y}$$

$$\boldsymbol{X'}[\boldsymbol{I} - \boldsymbol{P}]\boldsymbol{X\beta} = \boldsymbol{X'y} - \boldsymbol{X'LY}$$

$$\boldsymbol{X'}[\boldsymbol{I} - \boldsymbol{P}]\boldsymbol{X\beta} = \boldsymbol{X'}[\boldsymbol{I} - \boldsymbol{P}]\boldsymbol{Y}$$

Sehingga didapatkan penduga FEM yang digunakan untuk penaksiran $\boldsymbol{\beta}$ dengan menggunakan metode LSDV yaitu sebagai berikut

$$\boldsymbol{\widehat{\beta}_{LSDV}} = [\boldsymbol{X'}(\boldsymbol{I} - \boldsymbol{P})\boldsymbol{X}]^{-1}\boldsymbol{X'}[\boldsymbol{I} - \boldsymbol{P}]\boldsymbol{Y} \tag{2.24}$$

2.3.3 *Random Effect Model* (REM)

Metode ini akan mengestimasi data panel dimana variabel gangguan mungkin akan saling berhubungan antar waktu dan antar individu. Pada REM perbedaan intersep diakomodasi oleh *error terms* masing-masing individu (Priyatno, 2022).

Persamaan pada REM dapat dituliskan sebagai berikut:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + W_{it} \quad (2.25)$$

untuk $i = 1, \dots, N;\ t = 1, \dots, T$

dengan :

$$W_{it} = u_i + v_t + \varepsilon_{it}$$

keterangan :

Y_{it}	: Variabel dependen pada unit individu ke- i dan waktu ke- t
β_0	: Koefisien intersep
$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$	: Koefisien regresi (kemiringan) ke-k
$X_{1_{it}}, X_{2_{it}}, \dots, X_{kit}$	: Variabel independen ke-k pada unit individu ke- i dan waktu ke- t
W_{it}	: Komponen *error* REM
u_i	: Komponen *error* individu
v_t	: Komponen *error* waktu
ε_{it}	: Komponen *error* pada unit individu ke- i dan waktu ke- t

Berikut adalah asumsi-asumsi yang biasa digunakan dalam REM, sebagai berikut:

$\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2)$

$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$

$E(\mu_i \varepsilon_{it}) = 0; E(\mu_i \mu_j) = 0 \quad (i \neq j)$

$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}) = E(\varepsilon_{ij}\varepsilon_{ij}) = E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = 0 \quad (i \neq j; t \neq s)$

Matriks kovariansi galat yang berbentuk $\boldsymbol{\sigma^2 V}$ dengan $\boldsymbol{V}$ merupakan suatu matriks non singular dan definit positif sehingga terdapat matriks $\boldsymbol{K}$ simetrik non singular yang berukutan nxn dengan $\boldsymbol{K'K} = \boldsymbol{KK} = \boldsymbol{V}$.

Didefinisikan variabel-variabel baru sebagai berikut:

$$\boldsymbol{Y}^* = \boldsymbol{K}^{-1}\boldsymbol{Y},\ \boldsymbol{X}^* = \boldsymbol{K}^{-1}\boldsymbol{X},\ \boldsymbol{\varepsilon}^* = \boldsymbol{K}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.26)$$

Sehingga model persamaan regresi yang ada pada persamaan (2.3) dapat menjadi $\boldsymbol{K^{-1}Y = K^{-1}X\beta + K^{-1}\varepsilon}$ atau $\boldsymbol{Y^* = X^*\beta + \varepsilon^*}$.

Galat yang ada pada model ditransformasikan memiliki nilai harapan nol,yaitu:

$$\boldsymbol{E(\varepsilon^*) = K^{-1}(\varepsilon) = 0}$$

Akan dicari estimator dari parameter yang meminimumkan bentuk kuadrat:

$$\boldsymbol{S(\beta) = \varepsilon^{*\prime}\varepsilon^* = (Y^* - X^*\beta)'(Y^* - X^*\beta)} \tag{2.27}$$

Dengan menggunakan persamaan pada metode OLS, maka diperoleh persamaan normal untuk metode GLS dalam lambang matriks berbentuk ksebagai berikut:

$$\boldsymbol{(X^{*\prime}X^*)\hat{\beta} = X^{*\prime}Y^*}$$

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

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

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

Sehingga untuk menaksir β didapatkan penduga REM menggunakan metode GLS yaitu sebagai berikut:

$$\boldsymbol{\hat{\beta}_{GLS} = X'V^{-1}Y(X'V^{-1}X)^{-1}} \tag{2.28}$$

2.4 Pemilihan Model Estimasi Regresi Data Panel

2.4.1 Uji *Chow*

Uji *chow* merupakan uji untuk membandingkan CEM dengan FEM. Berikut adalah prosedur pengujiannya :

a. Hipotesis

   H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \cdots = \beta_N$ (CEM lebih baik)

   H_1 : minimal terdapat satu i dengan $\beta_i \neq 0$ (FEM lebih baik)

b. Tingkat Signifikansi

   $\alpha = 5\% = 0.05$

c. Daerah Kritis

   H_0 gagal ditolak apabila $F_{hitung} \leq F_{tabel}$ atau *p-value* $\geq \alpha$

   H_0 ditolak apabila $F_{hitung} > F_{tabel}$ atau *p-value* $< \alpha$

d. Statistik Uji

$$F_{hitung} = \frac{(RSS_1 - RSS_2)/(N-1)}{RSS_2/(NT-N-k)} \tag{2.29}$$

dengan :

$$RSS_1 = \sum e_i^2$$

$$RSS_2 = \sum e_j^2$$

keterangan :

RSS$_1$: *Residual sum of square* dari CEM

RSS$_2$: *Residual sum of square* dari FEM

N : Banyak unit individu

T : Banyak unit waktu

k : Banyak variabel independen

Y_{it} : Variabel dependen unit ke- i periode waktu ke- t

$\sum e_i^2$: Jumlah *error* kuadrat dari estimasi data panel CEM

$\sum e_j^2$: Jumlah *error* kuadrat dari estimasi data panel FEM

e. kesimpulan

Menyimpulkan H_0 gagal ditolak atau ditolak.

2.4.2 Uji *Hausman*

Uji *hausman* digunakan untuk memilih salah satu model pada regresi data panel, yaitu antara REM atau FEM. Fungsi dari uji ini adalah untuk menguji apakah terdapat hubungan antara *error* pada model dengan satu atau lebih variabel independen dalam model. Berikut adalah prosedur pengujiannya (Greene, 2002)

a. Hipotesis

$H_0 : E(\mu_i, e_{it}) = 0\ (REM\ lebih\ baik)$

$H_1 : E(\mu_i, e_{it}) \neq 0\ (FEM\ lebih\ baik)$

b. Tingkat Signifikansi

α = 5% = 0.05

c. Daerah Kritis

H_0 gagal ditolak apabila $W \leq \chi^2$ atau *p-value* ≥ α

H_0 ditolak apabila $W > \chi^2$ atau *p-value* < α

d. Statistik Uji

$$W = \chi^2\ (k-1) = A'\left[var\left(\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM}\right)\right]^{-1} A \qquad (2.30)$$

dengan :

$A = \left(\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM}\right)$

keterangan:

$\boldsymbol{\hat{\beta}_{FEM}}$: Vektor estimasi parameter REM

$\boldsymbol{\hat{\beta}_{REM}}$: Vektor estimasi parameter FEM

e. kesimpulan

Menyimpulkan H_0 gagal ditolak atau ditolak.

2.4.3 Uji *Lagrange Multiplier* (Uji LM)

Uji *lagrange multiplier* (Uji LM) digunakan untuk memilih apakah model *common effect* atau *random effect* yang paling tepat untuk digunakan. Berikut adalah prosedur pengujiannya (Widarjono, 2005)

a. Hipotesis

$H_0 :\ \sigma_i^2 =\ \sigma^2\ (CEM\ lebih\ baik)$

$H_1 :\ \sigma_i^2 \neq\ \sigma^2\ (REM\ lebih\ baik)$

b. Tingkat Signifikansi

α = 5% = 0.05

c. Daerah Kritis

H_0 gagal ditolak apabila LM ≤ χ^2 atau *p-value* ≥ α

H_0 ditolak apabila LM > χ^2 atau *p-value* < α

d. Statistik Uji

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \sum_{i=1}^{N} \left[\frac{T^2 \sigma_i^2}{\sigma^2} - 1\right]^2 \qquad (2.31)$$

keterangan:

T : Jumlah unit waktu

N : Jumlah unit individu

σ_i^2 : Variansi residual persamaan ke- i

σ^2 : Variansi residual persamaan sistem

e. Kesimpulan

Menyimpulkan H_0 gagal ditolak atau ditolak.

2.5 Uji Signifikansi Parameter

2.5.1 Uji Simultan (Uji F)

Uji F digunakan untuk mengetahui apakah variabel independen secara bersama-sama berpengaruh signifikan terhadap variabel dependen. Uji F ini disebut pula dengan istilah uji keterandalan model atau uji kelayakan model. Uji F merupakan tahapan awal mengidentifikasi model regresi yang diestimasi layak atau tidak. Berikut adalah prosedur pengujiannya :

a. Formula Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_k = 0$ (Tidak ada pengaruh antara variabel independen secara simultan terhadap variabel dependen)

H_1: minimal terdapat satu $\beta_k \neq 0$ dengan $k = 1,2, \ldots, K$ (Ada pengaruh antara variabel independen secara simultan terhadap variabel dependen)

b. Kriteria pengujian :

H_0 gagal ditolak apabila $F_{hitung} \leq F_{tabel}$ atau *p-value* ≥ α

H_0 ditolak apabila $F_{hitung} > F_{tabel}$ atau *p-value* < α

c. Taraf nyata

α = 5% = 0.05

d. Statistik uji :

$$F_{hit} = \frac{(R^2)/(N+k-1)}{(1-R^2)/(NT-N-k)} \tag{2.32}$$

keterangan :

R^2 : Koefisien determinasi

T : Jumlah unit waktu

N : Jumlah unit individu

k : Banyaknya variabel independen

e. Kesimpulan

Menyimpulkan H_0 gagal ditolak atau ditolak.

2.5.2 Uji Parsial (Uji T)

Uji ini disebut dengan istilah uji koefisien regresi. Uji t digunakan untuk mengetahui ada tidaknya pengaruh variabel independen secara parsial atau sendiri-sendiri dengan variabel dependen. Berikut adalah prosedur pengerjaan uji parsial

a. Formula Hipotesis :

H_0: $\beta_k = 0$ (variabel independen tidak berpengaruh terhadap variabel dependen)

H_1: $\beta_k \neq 0$ dengan $k = 1,2,\dots,K$(variabel independen berpengaruh terhadap variabel dependen)

b. Kriteria pengujian :

H_0 gagal ditolak apabila - $t_{tabel} \leq t_{hitung} \leq t_{tabel}$ atau *p-value* $\geq \alpha$

H_0 ditolak apabila $t_{hitung} <$ - t_{tabel} atau $t_{hitung} > t_{tabel}$ atau *p-value* $< \alpha$

c. Taraf nyata

$\alpha = 5\% = 0.05$

d. Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_k}{SE(\hat{\beta}_k)} \tag{2.33}$$

dengan

$$SE(\hat{\beta}_k) = \sqrt{\frac{KTE}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}}$$

keterangan :

$\hat{\beta}_k$: Taksiran koefisien regresi pada variabel dependen ke-k

SE($\hat{\beta}_k$) : Standard *error* dari koefisien regresi pada variabel dependen ke-k

e. Kesimpulan

Menyimpulkan H_0 gagal ditolak atau ditolak.

2.5.3 Koefisien Determinasi

Koefisien determinasi (R^2) adalah tingkat pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen yang dinyatakan dalam persentase (%) (Supardi, 2017). Koefisien determinasi (*Goodness of fit*) adalah suatu ukuran yang penting dalam regresi, karena dapat menginformasikan baik atau tidaknya model regresi yang terestimasi (Pangestika & Widodo, 2017). Untuk menghitung nilai koefisien determinasi dapat dilakukan sebagai berikut :

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y})^2} \quad (2.34)$$

keterangan :

y_i : Nilai pengamatan variabel y ke- i

$\hat{y}_i$: Nilai dugaan pengamatan variabel y ke- i

$\bar{y}$: Nilai rata-rata variabel y

Nilai R^2 mencerminkan seberapa besar variabel dependen dapat dijelaskan oleh variabel independennya. Apabila nilai $R^2 = 0$ maka variasi dari variabel dependen tidak dapat diterangkan sama sekali oleh variabel independen, dan jika nilai $R^2 = 1$ maka variasi variabel dependen secara keseluruhan dapat diterangkan oleh variabel independen.

2.6 Uji Asumsi Model Regresi Data Panel

Persamaan yang baik adalah persamaan yang memenuhi kaidah BLUE (*Best Linear Unbias Estimator*). Apabila kaidah BLUE tidak terpenuhi, maka persamaan tersebut diragukan kemampuannya meskipun persamaan tersebut tetap dapat memprediksi tetapi keakuratan nilainya dipertanyakan, maka data yang digunakan harus memenuhi uji asumsi klasik (Yudiaatmaja, 2013). Jika model terbaik yang terpilih adalah CEM dengan estimasi OLS atau FEM dengan estimasi LSDV maka uji asumsi klasik yang dilakukan hanya multikoleniaritas dan heterokedastisitas. Sedangkan, jika model terbaik yang terpilih adalah REM dengan estimasi GLS maka uji asumsi klasik yang dilakukan adalah normalitas dan multikoleniaritas (Basuki & Prawoto, 2017)

2.6.1 Uji Normalitas

Uji normalitas dilakukan untuk melihat sebaran data yang dihasilkan. Data yang bersifat normal adalah bukti bahwa data tersebut tidak memiliki nilai ekstrem atau pencilan yang dapat mengganggu hasil dari penelitian yang dilakukan. Salah satu metode yang dapat digunakan untuk menguji normalitas adalah metode *Jarque-Bera*, dimana uji ini menggunakan perhitungan *skewness* (kecondongan) dan *kurtosis* (peruncingan). Berikut adalah prosedur pengujian :

a. Hipotesis

   H_0 : sebaran data berdistribusi normal

   H_1: sebaran data tidak berdistribusi normal

b. Tingkat signifikan

   α = 5% = 0.05

c. Kriteria pengujian

   H_0 diterima apabila JB ≤ χ^2

   H_0 ditolak apabila JB > χ^2

d. Statistik uji

$$JB = n\left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{4}\right] \tag{2.35}$$

   dengan,

$$S = \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^3}{(\frac{1}{n}\sum_{I=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2)^{3/2}}$$

   dan

$$K = \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^4}{(\frac{1}{n}\sum_{I=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2)^{3/2}}$$

   keterangan :

   n : Banyaknya data

   S^2 : *Skewness*

   K : *Kurtosis*

e. Kesimpulan

   Menyimpulkan H_0 gagal ditolak atau ditolak.

2.6.2 Uji Multikoleniaritas

Untuk mengetahui ada tidaknya gejala multikolinearitas dapat dilihat dari besarnya nilai *Tolerance* dan *Variance Inflation Factor* (VIF). *Tolerance* mengukur variabilitas variabel terpilih yang tidak dijelaskan oleh variabel independen lainnya.

Nilai umum yang biasa dipakai adalah nilai VIF < 10, maka tidak terjadi multikolinearitas. Nilai VIF dapat dirumuskan sebagai berikut :

$$VIF = \frac{1}{(1-R_p^2)} \tag{2.36}$$

keterangan :

VIF : *Variance inflation factor*

R_p^2 : Koefisien determinasi untuk model variabel independen ke- p

p : $1, 2, \dots, k$

k : Banyaknya variabel independen

Jika suatu model mengandung multikoleniaritas atau korelasi yang tinggi antar variabel independen, terdapat 3 cara yang dapat digunakan yaitu (Widarjono, 2005):

1. Menghilangkan Variabel Independen
2. Transformasi Variabel
3. Penambahan Data

2.6.3 Uji Heteroskedastisitas

Heterokedastisitas adalah kondisi dimana pada model regresi terdapat ketidaksamaan varian *error*. Uji heterokedastisitas dilakukan untuk melihat ada tidaknya kesamaan varian dari *error* dari satu pengamatan ke pengamatan lainnya. Salah satu metode yang dapat digunakan dalam pengujian heterokedastisitas adalah Uji *White*. Berikut prosedur pengujiannya (Widarjono, 2005) :

a. Hipotesis

H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma^2$ (tidak terdapat heteroskedastisitas)

H_1 : minimal ada satu $\sigma_i^2 \neq \sigma^2$ (terdapat heteroskedastisitas)

b. Tingkat signifikan

$\alpha = 5\% = 0.05$

c. Kriteria pengujian

H_0 diterima apabila $\chi^2_{hitung} \leq \chi^2_{tabel}$ atau *p-value* $\geq \alpha$

H_0 ditolak apabila $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{tabel}$ atau *p-value* $< \alpha$

d. Statistik uji

$$\chi^2 = nR^2 \tag{2.37}$$

dimana χ^2 memiliki derajat kebebasan *n-(k+1)*

keterangan :

n : Banyaknya data

R^2 : Koefisien determinasi

e. Kesimpulan

Menyimpulkan H_0 gagal ditolak atau ditolak.

2.7 Angka Harapan Hidup (AHH)

Angka Harapan Hidup (AHH) adalah salah satu dari tiga dimensi dasar pembentuk Indeks Pembangunan Manusia (IPM). Menurut Badan Pusat Statistik (BPS) AHH merupakan rata-rata jumlah tahun yang akan dijalani oleh bayi yang baru lahir pada suatu tahun tertentu dan disebut juga dengan Angka Harapan Hidup saat lahir (*life expectancy at birth*). Selain itu, AHH juga adalah alat untuk mengevaluasi kinerja pemerintah dalam meningkatkan kesejahteraan masyarakat pada umumnya, dan meningkatkan derajat kesehatan pada khususnya. Perhitungan AHH yaitu berdasarkan Angka Kematian Menurut Umur *Age Spesific Death Rate* (ASDR). Data ASDR diperoleh dari catatan regristrasi kematian secara bertahun-bertahun, sehingga dimungkinkan dibuat tabel kematian. Namun, karena sistem registrasi penduduk masih belum berjalan dengan baik maka untuk menghitung AHH digunakan cara tidak langsung dengan program Mortpak Lite (BPS, 2022).

2.8 Sanitasi Layak

Menurut Widiastuti (2019) Sanitasi dasar adalah sanitasi minimum yang diperlukan untuk menyediakan lingkungan sehat sebagai syarat kesehatan yang mempengaruhi derajat kesehatan manusia. Sanitasi dasar pada umunya terdiri dari beberapa fasilitas seperti, jamban sehat, air bersih, saluran pembuangan air limbah, dan tempat pembuangan sampah. Ketentuan sanitasi yang layak telah diatur dalam

Peraturan Menteri Kesehatan (Permenkes) Nomor 3 Tahun 2014 tentang Sanitasi Total Berbasis Masyarakat (STBM). STBM adalah pendekatan untuk mengubah perilaku higenis dan saniter melalui pemberdayaan masyarakat. Adapun 5 pilar STBM yang mencakup sanitasi layak adalah sebagai berikut :

1. Stop Buang Air Besar Sembarangan, kondisi ketika setiap individu dalam suatu komunitas tidak lagi melakukan perilaku buang air besar sembarangan yang berpotensi menyebarkan penyakit.
2. Cuci Tangan Pakai Sabun, perilaku cuci tangan dengan menggunakan air bersih yang mengalir dan sabun.
3. Pengelolaan Air Minum dan Makanan Rumah Tangga, melakukan kegiatan mengelola air minum dan makanan di rumah tangga untuk memperbaiki dan menjaga kualitas air dari sumber air yang akan digunakan untuk air minum, serta untuk menerapkan prinsip higiene sanitasi pangan dalam proses pengelolaan makanan di rumah tangga.
4. Pengamanan Sampah Rumah Tangga, melakukan kegiatan pengolahan sampah di rumah tangga dengan mengedepankan prinsip mengurangi, memakai ulang, dan mendaur ulang.
5. Pengamanan Limbah Cair Rumah Tangga, melakukan kegiatan pengolahan limbah cair di rumah tangga yang berasal dari sisa kegiatan mencuci, kamar mandi, dan dapur yang memenuhi standar baku mutu kesehatan lingkungan dan persyaratan kesehatan yang mampu memutus mata rantai penularan penyakit.

2.9 Rata-Rata Lama Sekolah

Rata-rata lama sekolah (RLS) merupakan gambaran jumlah tahun yang digunakan oleh penduduk dalam menjalani pendidikan formal. Cakupan penduduk yang dihitung dalam RLS adalah penduduk dengan usia 25 tahun ke atas.

$$RLS = \frac{1}{P_{25+}} \sum_{i=1}^{P_{25+}} (Lama\ sekolah\ penduduk\ ke - i\ )$$

dimana :

P_{25+} : jumlah penduduk berusia 25 tahun keatas

Lama sekolah penduduk ke – i terbagi menjadi 5 bagian, yaitu :

1. Tidak pernah bersekolah = 0.
2. Masih sekolah di SD sampai dengan S1 = konversi ijazah terakhir + kelas terakhir-1.
3. Masih sekolah di S2/S3 = konversi ijazah terakhir+1.
4. Tidak bersekolah lagi dan tamat di kelas terakhir = konversi ijazah terakhir.
5. Tidak bersekolah lagi dan tidak tamat di kelas terakhir = konversi ijazah terakhir + kelas terakhir-1.

2.10. Pengeluaran Perkapita Disesuaikan

Pengeluaran perkapita yang disesuaikan ditentukan dari nilai Pengeluaran Perkapita (PP) dan Paritas Daya Beli (*Purchasing Power Parity*/PPP) yang diperoleh dari hasil Susenas. Perhitungan paritas daya beli pada metode baru menggunakan 96 komoditas dimana 66 komoditas merupakan makanan dan sisanya adalah komoditas non-makanan. Berikut adalah perhitungan paritas daya beli dengan metode Rao (BPS, 2021)

$$PPP_j = \prod_{i=1}^{m} \left(\frac{p_{ij}}{p_{ik}}\right)^{1/m}$$

dimana :

PPP_j : *Purchasing Power Parity* wilayah j

p_{ij} : harga komoditas i di Kabupaten/Kota j

p_{ik} : harga komoditas i di Provinsi Papua

m : jumlah komoditas