

Analisis Regresi untuk Data Panel Pada Pemodelan Tingkat Kematian Ibu di Provinsi Sulawesi Selatan

Muhammad Imran Rahman*, Muhammad Nusrang, & Sudarmin

Program Studi Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Negeri Makassar, Indonesia

Keywords: Panel Data Regression, Mother Mortality Rate, Fixed Effect Model, Least Square Dummy Variable.

Abstract:

This research discusses about parameter estimation of panel data regression model of mother mortality level modelling in South Sulawesi from 2014 to 2016. The data used were secondary data from Dinas Kesehatan Provinsi Sulawesi Selatan in the form of number of mother mortality, bleeding, infection, circulatory system disorders and metabolic disorders in the whole district/town in South Sulawesi year 2014-2016. The discussion started from doing parameter estimation of panel data regression model, determining the best panel data regression model, testing the assumption of panel data regression model, testing the signification of parameter and interpretation of regression model. Conclusion of this research are the estimation of regression model is the best panel data regression model with fixed effects model approach with value of $R^2 = 90\%$. The variables that significantly influence maternal mortality are bleeding, hypertension in pregnancy and infection. From the results of the analysis, it was also found that the regions that had the largest number of maternal deaths in South Sulawesi Province in 2014-2016 were Bone and Jeneponto.

1. Pendahuluan

Salah satu di antara tujuh belas tujuan *Sustainable Development Goals* (SDGs) adalah menjamin hidup sehat dan kehidupan yang lebih baik untuk seluruh penduduk dunia di segala umur. Tujuan ini dijabarkan ke dalam tiga belas target dan salah satu di antara target tersebut adalah mengurangi rasio kematian ibu global hingga kurang dari 70 per 100.000 kelahiran hidup (PBB 2015). Dengan demikian, kematian ibu merupakan salah satu indikator penting dalam pembangunan di bidang kesehatan suatu negara dan khususnya bagi pencapaian SDGs negara tersebut.

Di negara berkembang salah satunya Indonesia, Angka Kematian Ibu (AKI) masih tergolong tinggi. Angka Kematian Ibu menggambarkan jumlah wanita yang meninggal dari suatu penyebab kematian terkait dengan gangguan kehamilan atau penanganannya (tidak termasuk kecelakaan atau kasus insedentil) selama kehamilan, melahirkan dan dalam masa nifas (42 hari setelah melahirkan) tanpa memperhitungkan lama kehamilan per 100.000 kelahiran hidup.

Menurut Dinas Provinsi Sulawesi Selatan (2015) Jumlah kematian ibu di Provinsi Sulawesi Selatan tahun 2010-2014 terjadi peningkatan diantaranya, tahun 2010 menjadi 114 orang atau 77,13 per 100.000 KH. Kematian ibu terdiri dari kematian ibu hamil (15,78%), kematian ibu bersalin sebesar (64,03%) dan kematian ibu nifas sebesar (20,17%). Sedangkan untuk tahun 2011 meningkat menjadi 116 orang atau 78,88 per 100.000 KH terdiri dari kematian ibu hamil sebanyak 34 orang (29.31%), ibu bersalin 48 orang (41.37%) dan ibu nifas 34 orang (29.31%) dan adapun kematian ibu menurut umur yaitu <20 Tahun yaitu 11 orang, umur 20-34 tahun yaitu 62 orang dan ≥ 35 Tahun sebanyak 43 orang. Tahun 2012 jumlah kematian ibu yang dilaporkan meningkat menjadi 160 orang atau 110,26 per

* Corresponding author.

E-mail address: muhimronn@gmail.com



100.000 kelahiran hidup, terdiri dari kematian ibu hamil 45 orang (28,1%), kematian ibu bersalin 60 orang (40%). Berdasarkan karakteristik tersebut dapat disimpulkan bahwa data kematian jumlah ibu terdiri atas data runtun waktu (*time series*) dan data silang (*cross section*) atau dalam disiplin ilmu statistik data gabungan kedua data ini disebut Data Panel.

Data Panel adalah gabungan dari data runtun waktu (*time series*) dan data silang (*cross section*). Data runtun waktu (*time series*) merupakan data satu faktor yang diamati dari beberapa periode waktu, sedangkan data silang (*cross section*) merupakan data beberapa faktor yang diamati dalam satu waktu tertentu (Baltagi 2005). Dengan demikian data panel merupakan data beberapa faktor yang diamati secara berulang-ulang di beberapa periode waktu tertentu. Terdapat beberapa keunggulan dalam menggunakan data panel dibandingkan dengan data silang atau data runtun waktu saja. Keunggulannya itu antara lain, memberikan informasi yang lebih banyak, data memiliki variabilitas yang besar dan mengurangi kolinearitas antar peubah bebas sehingga menghasilkan pendugaan yang lebih efisien, serta mengontrol keheterogenan lokasi yang tidak teramati (Martha 2015).

Beberapa peneliti telah melakukan penelitian tentang Analisis Faktor-faktor pengaruh Angka Kematian Ibu di berbagai wilayah di Indonesia, diantaranya yaitu Rhea Rahma Adelina pada tahun 2016 dalam penelitiannya yang berjudul Model Prediksi Jumlah Kematian Ibu dengan Aplikasi Regresi Panel di Jawa Tmur 2009-2014. Dalam hasil penelitiannya Model Regresi Data Panel terbaik dalam menjelaskan jumlah kematian ibu tinggi adalah dengan *fixed effect model* dan variabel yang berpengaruh dalam jumlah kematian ibu di Provinsi Jawa Timur yaitu eklamsi dan partus lama, dan Khusnul Khotimah tahun 2016 dalam penelitiannya yang berjudul Pemodelan Regresi Panel Terhadap Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Angka Kematian Ibu di Provinsi Jawa Timur. Dalam hasil penelitiannya model regresi panel yang sesuai untuk angka kematian ibu di Provinsi Jawa Timur adalah model FEM tanpa pembobot yang memperhatikan efek individu dan waktu. Variabel yang signifikan terhadap angka kematian ibu di Provinsi Jawa Timur adalah persentase cakupan pelayanan antenatal K4 dan Persentase kelahiran yang ditolong oleh tenaga kesehatan terlatih

Berdasarkan latar belakang di atas, penulis ingin mengkaji dan melakukan penelitian terhadap tingkat kematian ibu di Provinsi Sulawesi Selatan pada periode 3 tahun yaitu 2014 hingga 2016 berdasarkan faktor-faktor yang mempengaruhinya dengan menggunakan suatu analisis statistik yang dapat menganalisa gabungan data runtun waktu (*time series*) dan data silang (*cross section*) yakni Regresi Data Panel. Sehingga pada penelitian ini penulis mengambil judul “ANALISIS REGRESI UNTUK DATA PANEL PADA PEMODELAN TINGKAT KEMATIAN IBU DI PROVINSI SULAWESI SELATAN”

2. Metode Penelitian

Teknik analisis yang diterapkan dalam penelitian ini guna mencapai tujuan penelitian dijelaskan sebagai berikut:

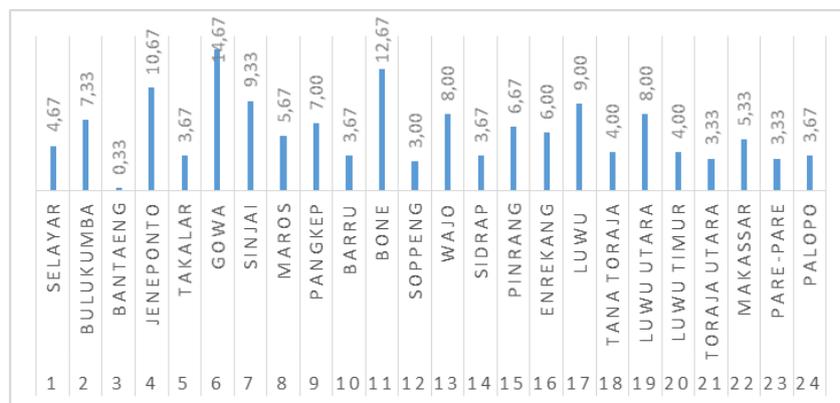
1. Mendeskripsikan data.
2. Melakukan estimasi parameter dengan model *common effect*, *fixed effect* dan *random effect*
3. Menentukan metode estimasi model regresi data panel terbaik. Langkah-langkahnya sebagai berikut:
 - a. Melakukan uji pemilihan model antara *common effect* dan *fixed effect* menggunakan Uji Chow.
 - b. Melakukan uji pemilihan model antara *fixed effect* dan *random effect* menggunakan Uji Hausman.
4. Melakukan uji asumsi data panel, langkah-langkahnya yaitu :
 - a. Uji Normalitas
 - b. Uji Multikolinearitas.
 - c. Uji Heteroskedastisitas
5. Pengujian signifikansi koefisien regresi model regresi data panel terbaik, langkah-langkahnya yaitu:
 - a. Uji-T
 - b. Uji-F
 - c. Koefisien Determinasi (Interpretasi nilai R^2)
6. Interpretasi model regresi panel terhadap tingkat kematian ibu di provinsi Sulawesi Selatan pada tahun 2014-2016.

3. Hasil dan Pembahasan

Hal-hal yang dapat dilakukan diantaranya adalah mendeskripsikan jumlah kematian ibu dan faktor-faktor yang mempengaruhi, menentukan model estimasi terbaik menggunakan *chow test* dan *hausman test*, mengestimasi parameter model regresi data panel terbaik, melakukan pengujian asumsi klasik model regresi data panel terbaik dan uji signifikansi parameter model terpilih untuk mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian ibu di Provinsi Sulawesi Selatan tahun 2014-2016.

3.1. Analisis Karakteristik Variabel

Karakteristik jumlah kematian ibu di Provinsi Sulawesi Selatan tahun 2014-2016 dapat dilihat pada Gambar 1.



Gambar 1. Grafik Rata-rata Jumlah Kematian Ibu pada Kabupaten/Kota di Provinsi Sulawesi Selatan tahun 2014-2016

Gambar 1 memperlihatkan grafik jumlah rata-rata kematian ibu di Provinsi Sulawesi Selatan tahun 2014-2016. Kematian ibu tertinggi terdapat pada kabupaten Gowa dengan jumlah rata-rata kematian ibu sebesar 14,7 kematian per tahun, sedangkan rata-rata jumlah kematian ibu terendah terdapat pada kabupaten Bantaeng dengan rata-rata kematian ibu sebesar 0,3 kematian ibu per tahun. Tingginya kematian ibu pada kabupaten Gowa menandakan bahwa dicurigai terdapat beberapa faktor yang berpengaruh dan harus dilakukan pembenahan terhadap kualitas pemenuhan kebutuhan di bidang kesehatan terutama untuk ibu di Kabupaten Gowa agar angka kematian ibu dapat diminimalisir.

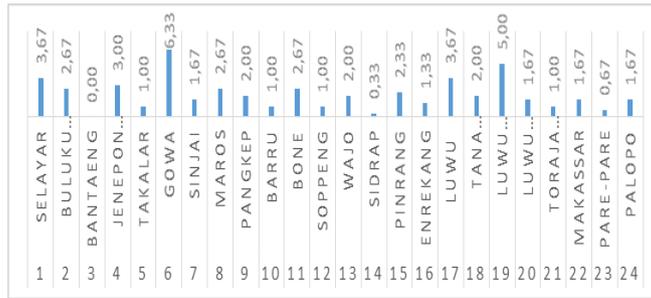
Beberapa faktor yang diduga berpengaruh terhadap angka kematian ibu di Provinsi Sulawesi Selatan tahun 2014-2016 antara lain Perdarahan, hipertensi dalam kehamilan, infeksi, gangguan sistem peredaran darah, gangguan metabolik. Hasil analisis statistika deskriptif terhadap karakteristik dari masing-masing variabel terikat dan variabel bebas dapat dilihat pada Tabel 3.1.

Tabel 1 Hasil Statistika Deskriptif

Variabel	Mean	Varians	Minimum	Maksimum
Y	5.95	13.24	0	18
X_1	2.00	3.24	0	7
X_2	2.07	4.06	0	9
X_3	0.23	0.29	0	3
X_4	0.35	0.53	0	3

Adapun faktor-faktor yang diduga mempengaruhi angka kematian ibu di provinsi Sulawesi Selatan memperoleh karakteristik sebagai berikut:

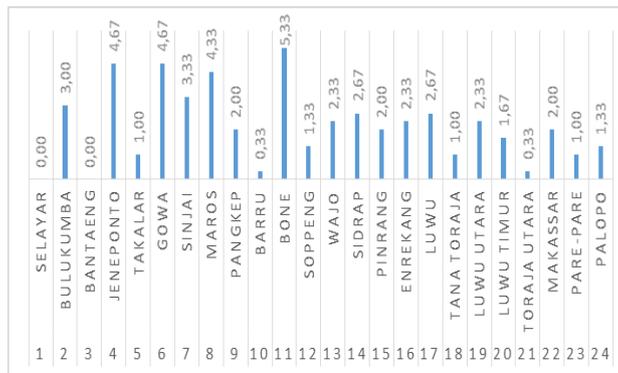
1. Pendarahan (X_1)



Gambar 2. Grafik Rata-rata jumlah ibu yang mengalami perdarahan pada Kabupaten/Kota di Provinsi Sulawesi Selatan tahun 2014-2016

Pada faktor Pendarahan dari tahun 2014-2016 rata-rata nilai pendarahan tertinggi terdapat pada Kabupaten Gowa yaitu sebesar 6.33 per tahun

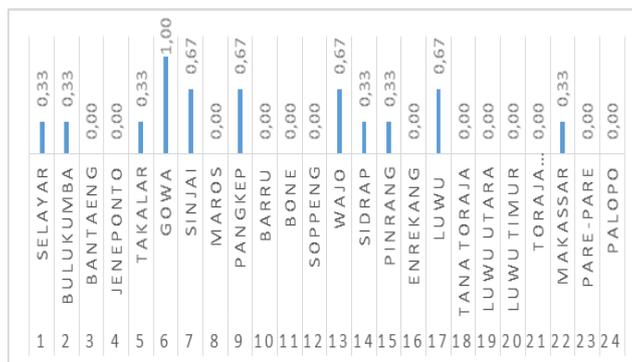
2. Hipertensi Dalam Kehamilan (X_2)



Gambar 3. Grafik Rata-rata jumlah ibu yang mengalami infeksi pada Kabupaten/Kota di Provinsi Sulawesi Selatan tahun 2014-2016

Pada faktor Infeksi dari tahun 2014-2016 rata-rata nilai infeksi tertinggi terdapat pada Kabupaten Bone yaitu sebesar 5.33 per tahun.

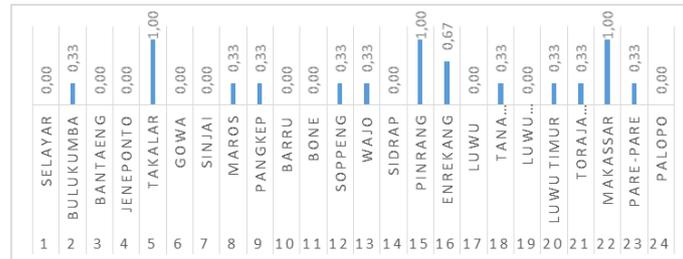
3. Infeksi (X_3)



Gambar 4. Grafik Rata-rata jumlah ibu yang mengalami gangguan sistem peredaran darah pada Kabupaten/Kota di Provinsi Sulawesi Selatan tahun 2014-2016

Pada faktor Gangguan Sistem Peredaran Darah dari tahun 2014-2016 rata-rata nilai tertinggi terdapat pada Kabupaten Gowa yaitu sebesar 1 per tahunnya

4. Gangguan Sistem Peredaran Darah (X_4)



Gambar 5. Grafik Rata-rata jumlah ibu yang mengalami gangguan metabolik pada Kabupaten/Kota di Provinsi Sulawesi Selatan Tahun 2014-2016

Pada faktor Gangguan Metabolik, secara rata-rata dari tahun 2014-2016 nilai tertinggi terdapat pada Kota Makassar, Kabupaten Pinrang dan Kabupaten Takalar yaitu sebesar 1 per tahunnya.

3.2. Model Regresi Data Panel

Pemodelan regresi data panel digunakan untuk mendapatkan variabel-variabel prediktor yang berpengaruh secara nyata terhadap variabel respon, maka dicari nilai taksiran parameter $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ dan β_5 . Pemodelan regresi data panel terdiri dari 3 model yaitu *common effect model*, *fixed effect model* dan *random effect model*.

3.2.1. Common Effect Model

Hasil estimasi model *common effect* diperlihatkan pada Tabel 3.2 diikuti dengan pengujian parameter dan model yang terbentuk.

Tabel 2 Hasil Estimasi Model *Common Effect*

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t</i>	<i>Prob.</i>
<i>Constanta</i>	1,336736	0,406541	3,288069	0,0016
X_1	0,945305	0,112975	8,367364	0,0001
X_2	1,054356	0,106171	9,930731	0,0001
X_3	1,999464	0,397353	5,031964	0,0001
X_4	0,235363	0,373157	0,630735	0,5304

Dari Tabel 2 tersebut dapat diketahui bahwa variabel X_1, X_2 dan X_3 memiliki pengaruh secara nyata terhadap variabel respon. Sehingga didapat model sebagai berikut:

$$\hat{y}_{it} = 1,336736 + 0,945305X_{1it} + 1,054356X_{2it} + 1,999464X_{3it}$$

3.2.2. Fixed Effect Model

Hasil estimasi *fixed effect model* diperlihatkan pada Tabel 3.3 diikuti dengan pengujian parameter dan model yang terbentuk.

Tabel 3 Hasil Estimasi Model *Fixed Effect*

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t</i>	<i>Prob.</i>
<i>Constanta</i>	2,536346	0,556427	4,558268	0,0001
X_1	0,738983	0,145097	5,093031	0,0001
X_2	0,721900	0,133209	5,419317	0,0001
X_3	1,584743	0,406133	3,902031	0,0003
X_4	0,424174	0,376800	1,125729	0,2664

Dari Tabel 3 tersebut dapat diketahui bahwa variabel X_1, X_2 dan X_3 memiliki pengaruh secara nyata terhadap variabel respon. Sehingga didapat model sebagai berikut:

$$\hat{y}_{it} = 2,536346 + \hat{\mu}_i + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$$

3.2.3. *Random Effect Model*

Hasil estimasi *random effect model* diperlihatkan pada Tabel 4 diikuti dengan pengujian parameter dan model yang terbentuk.

Tabel 4 Hasil Estimasi Model *Random Effect*

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t</i>	<i>Prob.</i>
<i>Constanta</i>	1,566340	0,434241	3,607074	0,0006
X_1	0,921457	0,109082	8,447370	0,0001
X_2	0,970837	0,102255	9,494232	0,0001
X_3	1,910718	0,360260	5,303712	0,0001
X_4	0,313937	0,340530	0,921907	0,3599

Dari Tabel 4 dapat diketahui bahwa variabel X_1, X_2 dan X_3 memiliki pengaruh secara nyata terhadap variabel respon. Sehingga didapat model sebagai berikut:

$$\hat{y}_{it} = 1,566340 + 0,921457X_{1it} + 0,970837X_{2it} + 1,910718X_{3it}$$

3.3. *Pemilihan Model Regresi Data Panel*

Untuk mengetahui model mana yang yang tepat dan paling baik antara *common effect*, *fixed effect* atau *random effect* maka perlu dilakukan beberapa uji.

3.3.1. *Uji Chow (Chow Test)*

Tahap pertama pengujian pemilihan model adalah menguji antara *common effect* dan *fixed effect*. Hal ini dapat dilakukan dengan melakukan uji statistik F. Untuk mengetahui model terbaik mana yang dipilih, dengan melihat nilai *chow*. Hipotesis dari F test atau *chow test* yaitu:

H_0 : Model yang digunakan *Common Effect Model*

H_1 : Model yang digunakan *Fixed Effect Model*

Jika nilai $chow > F_{(n-1), (nT-n-K)}$ atau $p - value < \alpha$ maka H_0 ditolak yang artinya model *fixed effect* yang terbaik. Ketika model yang terpilih adalah *fixed effect* maka perlu dilakukan uji lagi, yaitu Uji Hausman untuk mengetahui apakah model *fixed effect model* (FEM) atau *random effect model* (REM) yang baik untuk digunakan.

Hasil uji signifikansi pemilihan model *common effect* dan *fixed effect* ditampilkan pada Tabel 5.

Tabel 5. Hasil pemilihan model *common effect* dan *fixed effect*

<i>Effects Test</i>	<i>Statistic</i>	<i>df</i>	<i>Prob.</i>
<i>Cross-section F</i>	2,195923	(23,44)	0,0123

Dari Tabel 5 diketahui bahwa nilai probabilitas F-Statistik sebesar 0.0123 dan nilai tersebut lebih kecil dari α (5%) dengan demikian diperoleh kesimpulan yang yaitu H_0 ditolak. Artinya model *fixed effect* lebih baik digunakan dibandingkan menggunakan model *common effect*. Ketika model yang terpilih adalah *fixed effect* maka perlu dilakukan uji lagi, yaitu uji hausman untuk mengetahui apakah *fixed effect model* atau *random effect model* yang paling baik digunakan.

3.3.2. Uji Hausman (Hausman Test)

Setelah diketahui bahwa model *fixed effect* lebih baik dari *common effect*. Tahap selanjutnya adalah menguji pemilihan model antara *fixed effect* dengan *random effect*, pengujian tersebut menggunakan uji hausman. Hipotesis Uji Hausman yaitu :

H_0 : Model yang digunakan *Random Effect Model*

H_1 : Model yang digunakan *Fixed Effect Model*

Jika nilai $W > X^2_{(\alpha,k)}$ atau nilai p – *value* kurang dari taraf signifikansi yang ditentukan maka H_0 ditolak yang artinya model yang tepat untuk regresi data panel adalah model *Fixed Effect*.

Hasil pemilihan model *fixed effect* dan *random effect* disajikan pada table 6.

Tabel 6. Hasil pemilihan model *fixed effect* dan *random effect*

<i>Test Summary</i>	<i>Chi-Sq. Statistic</i>	<i>Chi-Sq. d.f.</i>	<i>Prob.</i>
<i>Cross-section random</i>	9,689792	4	0,0460

Dari hasil uji hausman tersebut diketahui nilai probabilitas *Chi square* statistik 0,0460. Dengan tingkat signifikansi α sebesar 5% maka dapat disimpulkan bahwa H_0 ditolak. Artinya model *fixed effect* lebih baik digunakan dibandingkan menggunakan model *random effect*. Karena setelah melakukan pengujian model dengan uji hausman diperoleh model *fixed effect* lebih baik, maka tidak perlu lagi dilakukan pengujian lebih lanjut. Sehingga dari kedua uji yang telah dilakukan maka dapat disimpulkan bahwa model regresi data panel yang paling tepat digunakan dalam analisis adalah *fixed effect model*.

3.4. Model Regresi Data Panel Fixed Effect

Berdasarkan hasil pemilihan model regresi data panel maka diperoleh kesimpulan bahwa model terbaik atau model yang paling tepat digunakan dalam penelitian ini adalah model *fixed effect*.

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{kit} + e_{it} \quad (1)$$

Keterangan :

- Y_{it} = variabel terikat pada unit observasi ke- i pada waktu ke- t
- X_{kit} = variabel bebas ke- k pada unit observasi ke- i pada waktu ke- t
- β_{0i} = *intersep* model regresi pada unit observasi ke- i
- β_k = *slope* bersama untuk semua unit
- e_{it} = error pada unit observasi ke- i pada waktu ke- t
- i = 1,2,...,N untuk unit individu
- t = 1,2,...,N untuk unit waktu

Asumsi yang digunakan pada model regresi data panel adalah bahwa semua variabel bebas adalah nonstochastic dan error term mengikuti asumsi klasik yaitu berdistribusi normal, $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$.

Dalam model ini diasumsikan bahwa intersep β_{0i} berbeda antar individu namun intersep antar waktu sama (time invariant), sedangkan slope β_k tetap sama antar individu dan antar waktu. Untuk menjelaskan adanya perbedaan intersep antar individu, model *fixed effect* pada regresi data panel menggunakan variabel *dummy*. Sehingga Persamaan (1) dapat ditulis menjadi

$$Y_{it} = \beta_{0i}D_{it} + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{kit} + e_{it} \quad (2)$$

dimana :

$$D_{it} = \begin{cases} 1, & \text{jika } i = t \\ 0, & \text{jika } i \neq t \end{cases}$$

Model *fixed effect* pada data panel terdapat N persamaan individu dengan masing-masing T observasi waktu dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= \beta_{0_1}D_{1t} + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{k1t} + e_{1t} \\ Y_{2t} &= \beta_{0_2}D_{2t} + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{k2t} + e_{2t} \\ &\vdots \\ Y_{Nt} &= \beta_{0_N}D_{Nt} + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{kNt} + e_{Nt} \end{aligned}$$

Untuk $i = 1$ dan $t = 1, 2, \dots, T$, model *fixed effect* pada persamaan (2) dapat ditulis dalam bentuk sistem sebagai berikut

$$\begin{aligned} \text{Untuk } t = 1, \quad Y_{11} &= \beta_{01}D_{11} + \beta_1 X_{111} + \beta_2 X_{211} + \dots + \beta_n X_{n11} + e_{11} \\ &= \beta_{01} \cdot 1 + \beta_1 X_{111} + \beta_2 X_{211} + \dots + \beta_n X_{n11} + e_{11} \\ \text{Untuk } t = 2, \quad Y_{12} &= \beta_{01}D_{12} + \beta_1 X_{112} + \beta_2 X_{212} + \dots + \beta_n X_{n12} + e_{12} \\ &= \beta_{01} \cdot 0 + \beta_1 X_{112} + \beta_2 X_{212} + \dots + \beta_n X_{n12} + e_{12} \\ &\vdots \\ \text{Untuk } t = T, \quad Y_{1T} &= \beta_{01}D_{1T} + \beta_1 X_{11T} + \beta_2 X_{21T} + \dots + \beta_n X_{n1T} + e_{1T} \\ &= \beta_{01} \cdot 0 + \beta_1 X_{11T} + \beta_2 X_{21T} + \dots + \beta_n X_{n1T} + e_{1T} \end{aligned} \quad (3)$$

Sistem (3) dapat ditulis dalam bentuk matriks sebagai:

$$\begin{bmatrix} Y_{11} \\ Y_{12} \\ \vdots \\ Y_{1T} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{111} & X_{211} & \dots & X_{n11} \\ 0 & X_{112} & X_{212} & \dots & X_{n12} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & X_{11T} & X_{21T} & \dots & X_{n1T} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{01} \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{11} \\ e_{12} \\ \vdots \\ e_{1T} \end{bmatrix}$$

Untuk $i = 2$ dan $t = 1, 2, \dots, T$, dengan cara yang sama seperti sistem (3.3) model *fixed effect* pada persamaan (2) dapat ditulis dalam bentuk sistem sebagai :

$$\begin{bmatrix} Y_{21} \\ Y_{22} \\ \vdots \\ Y_{2T} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{121} & X_{221} & \dots & X_{n21} \\ 0 & X_{122} & X_{222} & \dots & X_{n22} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & X_{12T} & X_{22T} & \dots & X_{n2T} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{01} \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{21} \\ e_{22} \\ \vdots \\ e_{2T} \end{bmatrix}$$

Untuk $i = N$ dan $t = 1, 2, \dots, T$, dengan cara yang sama seperti sistem (3.3) model *fixed effect* pada persamaan (2) dapat ditulis dalam bentuk sistem sebagai :

$$\begin{bmatrix} Y_{N1} \\ Y_{N2} \\ \vdots \\ Y_{NT} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{1N1} & X_{2N1} & \dots & X_{nN1} \\ 0 & X_{1N2} & X_{2N2} & \dots & X_{nN2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & X_{1NT} & X_{2NT} & \dots & X_{nNT} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{0N} \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{N1} \\ e_{N2} \\ \vdots \\ e_{NT} \end{bmatrix}$$

Maka secara keseluruhan NT observasi dapat ditulis dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} j & 0 & \dots & 0 \\ 0 & j & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{01} \\ \beta_{02} \\ \vdots \\ \beta_{0N} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_N \end{bmatrix} \tag{4}$$

Dimana :

$$Y_i = \begin{bmatrix} Y_{i1} \\ Y_{i2} \\ \vdots \\ Y_{iT} \end{bmatrix} \quad X_i = \begin{bmatrix} X_{1i1} & X_{2i1} & \dots & X_{ni1} \\ X_{1i2} & X_{2i2} & \dots & X_{ni2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1iT} & X_{2iT} & \dots & X_{niT} \end{bmatrix} \quad e_i = \begin{bmatrix} e_{i1} \\ e_{i2} \\ \vdots \\ e_{iT} \end{bmatrix} \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix}$$

Dengan j dan 0 adalah vektor berukuran $T \times 1$, maka matriks (4) dapat ditulis dalam bentuk:

$$\begin{aligned} Y &= D\beta_0 + X\beta + e \\ &= [D \quad X] \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta \end{bmatrix} + e \end{aligned} \tag{5}$$

Misal $[D \quad X] = M$ dan $\begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta \end{bmatrix} = \theta$ maka Persamaan (5) dapat ditulis menjadi:

$$Y = M\theta + e \tag{6}$$

Setelah didapatkan model dari regresi data panel *fixed effect* maka selanjutnya dicari estimasi parameter θ

(1) Kajian Estimasi Parameter dengan Metode Least Square Dummy Variable (LSDV)

Untuk mengestimasi parameter θ dengan menggunakan metode kuadrat terkecil dengan cara meminimumkan fungsi kuadrat *error*

$$\begin{aligned} S &= \varepsilon^T \varepsilon \\ &= (Y - M\theta)^T (Y - M\theta) \end{aligned} \tag{7}$$

Untuk meminimumkan suatu fungsi maka dapat dilakukan dengan melakukan turunan pertama S terhadap θ , kemudian menyamakannya dengan nol.

$$\begin{aligned} \frac{dS}{d\theta} &= \frac{d((y - M\theta)^T (y - M\theta))}{d\theta} \\ &= \frac{d((y^T - \theta^T M^T) (y - M\theta))}{d\theta} \\ &= \frac{d(y^T y - y^T M\theta - \theta^T M^T y + \theta^T M^T M\theta)}{d\theta} \\ &= \frac{d(y^T y - y^T M\theta - y^T M\theta + \theta^T M^T M\theta)}{d\theta} \\ &= 0 - y^T M - y^T M + 2\theta^T M^T M \\ &= -2y^T M + 2\theta^T M^T M \\ -2y^T M + 2\theta^T M^T M &= 0 \\ 2\theta^T M^T M &= 2y^T M \\ \theta^T M^T M &= y^T M \\ M^T \hat{M}\theta &= M^T y \end{aligned}$$

dimana $M = [D \quad X]$ dan $\theta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta \end{bmatrix}$, sehingga diperoleh

$$\begin{bmatrix} D^T \\ X^T \end{bmatrix} [D \ X] \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} D^T \\ X^T \end{bmatrix} y$$

$$\begin{bmatrix} D^T D & D^T X \\ X^T D & X^T X \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} D^T y \\ X^T y \end{bmatrix}$$

$$D^T D \hat{\beta}_0 + D^T X \hat{\beta} = D^T y \tag{8}$$

$$X^T D \hat{\beta}_0 + X^T X \hat{\beta} = X^T y \tag{9}$$

Berdasarkan persamaan (1) bentuk estimasi parameter dari $\hat{\beta}_0$ yaitu

$$D^T D \hat{\beta}_0 + D^T X \hat{\beta} = D^T y$$

$$D^T D \hat{\beta}_0 = D^T y - D^T X \hat{\beta}$$

$$(D^T D)^{-1} D^T D \hat{\beta}_0 = (D^T D)^{-1} D^T y - (D^T D)^{-1} D^T X \hat{\beta}$$

$$\hat{\beta}_0 = (D^T D)^{-1} D^T y - (D^T D)^{-1} D^T X \hat{\beta} \tag{10}$$

Sedangkan bentuk estimasi parameter dari $\hat{\beta}$ diperoleh dengan mensubstitusikan persamaan (3) ke dalam persamaan (2)

$$X^T D \hat{\beta}_0 + X^T X \hat{\beta} = X^T y$$

$$X^T D [(D^T D)^{-1} D^T y - (D^T D)^{-1} D^T X \hat{\beta}] + X^T X \hat{\beta} = X^T y$$

$$X^T D (D^T D)^{-1} D^T y - X^T D (D^T D)^{-1} D^T X \hat{\beta} + X^T X \hat{\beta} = X^T y$$

$$X^T D (D^T D)^{-1} D^T y + X^T [I - D (D^T D)^{-1} D^T] X \hat{\beta} = X^T y$$

Misalkan $D (D^T D)^{-1} D^T = P$, maka diperoleh

$$X^T P y + X^T (I - P) X \hat{\beta} = X^T y$$

$$X^T (I - P) X \hat{\beta} = X^T y - X^T P y$$

$$X^T (I - P) X \hat{\beta} = X^T (I - P) y$$

$$\hat{\beta} = [X^T (I - P) X]^{-1} X^T (I - P) y \tag{11}$$

Untuk mempermudah proses estimasi pada data maka bentuk estimator $\hat{\beta}_0$ pada persamaan (3) dan $\hat{\beta}$ pada persamaan (4) dapat dijabarkan sebagai berikut

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_0 &= (D^T D)^{-1} D^T y - (D^T D)^{-1} D^T X \hat{\beta} \\ (D^T D)^{-1} &= \begin{bmatrix} j^T & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & j^T & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & j^T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} j & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & j & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & j \end{bmatrix}^{-1} \\ &= \begin{bmatrix} T & 0 & \dots & 0 \\ 0 & T & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & T \end{bmatrix}^{-1} \\ &= \begin{bmatrix} \frac{1}{T} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{T} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{T} \end{bmatrix} \\ (D^T D)^{-1} D^T y &= \begin{bmatrix} \frac{1}{T} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{T} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{T} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} j^T & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & j^T & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & j^T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \frac{1}{T} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{T} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{T} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{11} + y_{12} + \dots + y_{1T} \\ y_{21} + y_{22} + \dots + y_{2T} \\ \vdots \\ y_{N1} + y_{N2} + \dots + y_{NT} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \\ \vdots \\ \bar{y}_N \end{bmatrix} \\
 (D^T D)^{-1} D^T X \hat{\beta} &= \begin{bmatrix} \frac{1}{T} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{T} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{T} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} j^T & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & j^T & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & j^T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \hat{\beta} \\
 &= \begin{bmatrix} \frac{1}{T} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{T} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{T} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} j^T & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & j^T & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & j^T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}^T X_1 \\ \hat{\beta}^T X_2 \\ \vdots \\ \hat{\beta}^T X_N \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} \hat{\beta}^T \bar{X}_1 \\ \hat{\beta}^T \bar{X}_2 \\ \vdots \\ \hat{\beta}^T \bar{X}_N \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Sehingga diperoleh hasil sebagai berikut,

$$\begin{aligned}
 \hat{\beta}_0 &= (D^T D)^{-1} D^T y - (D^T D)^{-1} D^T X \hat{\beta} \\
 &= \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \\ \vdots \\ \bar{y}_N \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \hat{\beta}^T \bar{X}_1 \\ \hat{\beta}^T \bar{X}_2 \\ \vdots \\ \hat{\beta}^T \bar{X}_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_1 - \hat{\beta}^T \bar{X}_1 \\ \bar{y}_2 - \hat{\beta}^T \bar{X}_2 \\ \vdots \\ \bar{y}_N - \hat{\beta}^T \bar{X}_N \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} \bar{y}_1 - (\hat{\beta}_1 \bar{X}_{11} + \hat{\beta}_2 \bar{X}_{21} + \dots + \hat{\beta}_p \bar{X}_{p1}) \\ \bar{y}_2 - (\hat{\beta}_1 \bar{X}_{12} + \hat{\beta}_2 \bar{X}_{22} + \dots + \hat{\beta}_p \bar{X}_{p2}) \\ \vdots \\ \bar{y}_N - (\hat{\beta}_1 \bar{X}_{1N} + \hat{\beta}_2 \bar{X}_{2N} + \dots + \hat{\beta}_p \bar{X}_{pN}) \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

dan

$$\hat{\beta} = [X^T (I - P) X]^{-1} X^T (I - P) y$$

Dimana $(I - P)$ adalah matriks *idempotent*

$$\begin{aligned}
 (I - P)^T (I - P) &= (I - P) (I - P) \\
 &= [I - D(D^T D)^{-1} D^T] [I - D(D^T D)^{-1} D^T] \\
 &= I - D(D^T D)^{-1} D^T - D(D^T D)^{-1} D^T + D(D^T D)^{-1} D^T D(D^T D)^{-1} D^T \\
 &= I - D(D^T D)^{-1} D^T - D(D^T D)^{-1} D^T + D(D^T D)^{-1} D^T \\
 &= I - D(D^T D)^{-1} D^T \\
 &= (I - P)
 \end{aligned}$$

Sehingga

$$\begin{aligned}
 \hat{\beta} &= [X^T (I - P) X]^{-1} X^T (I - P) y \\
 &= [X^T (I - P)^T (I - P) X]^{-1} X^T (I - P)^T (I - P) y \\
 &= [(I - P) X]^T (I - P) X]^{-1} [(I - P) X]^T (I - P) y \\
 I - P &= I - D(D^T D)^{-1} D^T \\
 &= \begin{bmatrix} I & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & I & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & I \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} j & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & j & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} j^T & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & j^T & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & j^T \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} j^T & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & j^T & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & j^T \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \begin{bmatrix} I & 0 & \dots & 0 \\ 0 & I & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} j & 0 & \dots & 0 \\ 0 & j & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T & 0 & \dots & 0 \\ 0 & T & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & T \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} j^T & 0 & \dots & 0 \\ 0 & j^T & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & j^T \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} I & 0 & \dots & 0 \\ 0 & I & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} j & 0 & \dots & 0 \\ 0 & j & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{T} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{T} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{T} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} j^T & 0 & \dots & 0 \\ 0 & j^T & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & j^T \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} I & 0 & \dots & 0 \\ 0 & I & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} j & 0 & \dots & 0 \\ 0 & j & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{T} j^T & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{1}{T} j^T & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{1}{T} j^T \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} I - \frac{1}{T} j j^T & 0 & \dots & 0 \\ 0 & I - \frac{1}{T} j j^T & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I - \frac{1}{T} j j^T \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Misalkan $I - \frac{1}{T} j j^T = Q$

$$(I - P)X = \begin{bmatrix} Q & 0 & \dots & 0 \\ 0 & Q & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & Q \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} QX_1 \\ QX_2 \\ \vdots \\ QX_N \end{bmatrix}$$

$$(I - P)y = \begin{bmatrix} Q & 0 & \dots & 0 \\ 0 & Q & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & Q \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Qy_1 \\ Qy_2 \\ \vdots \\ Qy_N \end{bmatrix}$$

$$\begin{aligned}
 Q &= I - \frac{1}{T} j j^T, j j^T = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} [1 \ 1 \ \dots \ 1] = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & 1 & \dots & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & 1 & \dots & 1 \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \frac{1}{T} & \frac{1}{T} & \dots & \frac{1}{T} \\ \frac{1}{T} & \frac{1}{T} & \dots & \frac{1}{T} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{1}{T} & \frac{1}{T} & \dots & \frac{1}{T} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - \frac{1}{T} & -\frac{1}{T} & \dots & -\frac{1}{T} \\ -\frac{1}{T} & 1 - \frac{1}{T} & \dots & -\frac{1}{T} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -\frac{1}{T} & -\frac{1}{T} & \dots & 1 - \frac{1}{T} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 QX_i &= \begin{bmatrix} 1 - \frac{1}{T} & -\frac{1}{T} & \dots & -\frac{1}{T} \\ -\frac{1}{T} & 1 - \frac{1}{T} & \dots & -\frac{1}{T} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -\frac{1}{T} & -\frac{1}{T} & \dots & 1 - \frac{1}{T} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} X_1 - \frac{1}{T}(X_1 + X_2 + \dots + X_N) \\ X_2 - \frac{1}{T}(X_1 + X_2 + \dots + X_N) \\ \vdots \\ X_N - \frac{1}{T}(X_1 + X_2 + \dots + X_N) \end{bmatrix}, \text{ dimana } X_i = \begin{bmatrix} X_{1i1} & X_{2i1} & \dots & X_{pi1} \\ X_{1i2} & X_{2i2} & \dots & X_{pi2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1iT} & X_{2iT} & \dots & X_{piT} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \begin{bmatrix} X_{1i1} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{pi1} - \bar{X}_{pi} \\ X_{1i2} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{pi2} - \bar{X}_{pi} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1iT} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{piT} - \bar{X}_{pi} \end{bmatrix} \\
 \mathbf{QX}_i &= \begin{bmatrix} 1 - \frac{1}{T} & -\frac{1}{T} & \dots & -\frac{1}{T} \\ -\frac{1}{T} & 1 - \frac{1}{T} & \dots & -\frac{1}{T} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -\frac{1}{T} & -\frac{1}{T} & \dots & -\frac{1}{T} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} y_{i1} - \frac{1}{T}(y_{i1} + y_{i2} + \dots + y_{iT}) \\ y_{i2} - \frac{1}{T}(y_{i1} + y_{i2} + \dots + y_{iT}) \\ \vdots \\ y_{iT} - \frac{1}{T}(y_{i1} + y_{i2} + \dots + y_{iT}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{i1} - \bar{y}_i \\ y_{i2} - \bar{y}_i \\ \vdots \\ y_{iT} - \bar{y}_i \end{bmatrix} \\
 \hat{\beta} &= [((\mathbf{I} - \mathbf{P})\mathbf{X})^T(\mathbf{I} - \mathbf{P})\mathbf{X}]^{-1}((\mathbf{I} - \mathbf{P})\mathbf{X})^T(\mathbf{I} - \mathbf{P})\mathbf{y} \\
 &= \left[\begin{bmatrix} X_{1i1} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{pi1} - \bar{X}_{pi} \\ X_{1i2} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{pi2} - \bar{X}_{pi} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1iT} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{piT} - \bar{X}_{pi} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} X_{1i1} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{pi1} - \bar{X}_{pi} \\ X_{1i2} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{pi2} - \bar{X}_{pi} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1iT} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{piT} - \bar{X}_{pi} \end{bmatrix} \right]^{-1} \\
 &\quad \begin{bmatrix} X_{1i1} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{pi1} - \bar{X}_{pi} \\ X_{1i2} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{pi2} - \bar{X}_{pi} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1iT} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{piT} - \bar{X}_{pi} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} y_{i1} - \bar{y}_i \\ y_{i2} - \bar{y}_i \\ \vdots \\ y_{iT} - \bar{y}_i \end{bmatrix} \\
 &= \left[\begin{bmatrix} X_{1i1} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{1iT} - \bar{X}_{1i} \\ X_{2i1} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{2iT} - \bar{X}_{2i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{pi1} - \bar{X}_{pi} & \dots & X_{piT} - \bar{X}_{pi} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1i1} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{pi1} - \bar{X}_{pi} \\ X_{1i2} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{pi2} - \bar{X}_{pi} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1iT} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{piT} - \bar{X}_{pi} \end{bmatrix} \right]^{-1} \\
 &\quad \begin{bmatrix} X_{1i1} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{1iT} - \bar{X}_{1i} \\ X_{2i1} - \bar{X}_{1i} & \dots & X_{2iT} - \bar{X}_{2i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{pi1} - \bar{X}_{pi} & \dots & X_{piT} - \bar{X}_{pi} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{i1} - \bar{y}_i \\ y_{i2} - \bar{y}_i \\ \vdots \\ y_{iT} - \bar{y}_i \end{bmatrix} \\
 &= \left[\begin{matrix} \sum_{i=1}^N \sum_{l=1}^T (X_{lit} - \bar{X}_{li})(X_{lit} - \bar{X}_{li}) & & \sum_{i=1}^N \sum_{l=1}^T (X_{lit} - \bar{X}_{li})(X_{pit} - \bar{X}_{pi}) \\ \sum_{i=1}^N \sum_{l=1}^T (X_{2it} - \bar{X}_{2i})(X_{1it} - \bar{X}_{1i}) & \dots & \sum_{i=1}^N \sum_{l=1}^T (X_{2it} - \bar{X}_{2i})(X_{pit} - \bar{X}_{pi}) \\ \vdots & & \vdots \\ \sum_{i=1}^N \sum_{l=1}^T (X_{pit} - \bar{X}_{pi})(X_{1it} - \bar{X}_{1i}) & & \sum_{i=1}^N \sum_{l=1}^T (X_{pit} - \bar{X}_{pi})(X_{pit} - \bar{X}_{pi}) \end{matrix} \right]^{-1}
 \end{aligned}$$

$$\begin{bmatrix} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{1it} - \bar{X}_{1i}) (y_{it} - \bar{y}_i) \\ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{2it} - \bar{X}_{2i}) (y_{it} - \bar{y}_i) \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{pit} - \bar{X}_{pi}) (y_{it} - \bar{y}_i) \end{bmatrix}$$

(2) Estimasi Parameter Regresi data Panel Fixed Effect Model

Berdasarkan hasil analisis diperoleh nilai yang sama untuk koefisien regresi dan standar error masing-masing variabel dalam Tabel 7

Tabel 7. Hasil regresi model fixed effect

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Constanta	2,536346	0,556427	4,558268	0,0001
X ₁	0,738983	0,145097	5,093031	0,0001
X ₂	0,721900	0,133209	5,419317	0,0001
X ₃	1,584743	0,406133	3,902031	0,0003
X ₄	0,424174	0,376800	1,125729	0,2664

Berdasarkan Tabel 7 dapat diketahui bahwa variabel X₁, X₂ dan X₃ signifikan berdasarkan pengujian α sebesar 5%. Hal ini menandakan bahwa variabel X₁, X₂ dan X₃ secara statistik berpengaruh terhadap perubahan variabel dependen Y. Sehingga diperoleh nilai estimasi parameter regresi panel dengan model fixed effect sebagai berikut :

$$\hat{Y}_{it} = \hat{\mu}_i + C + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} \tag{12}$$

$$\hat{Y}_{it} = \hat{\mu}_i + 2,536346 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$$

dengan i menyatakan indeks kabupaten/kota dan t menyatakan indeks waktu ke-t (tahun) sedangkan μ_i merupakan nilai koefisien regresi untuk masing-masing Kabupaten/Kota. μ_i dapat dilihat di lampiran hasil analisis regresi panel dengan model Fixed Effect. Hasil estimasi koefisien pada Tabel 3.12 merupakan pembeda antar Kabupaten/Kota di Provinsi Sulawesi Selatan. Oleh karena itu untuk menggambarkan persamaan estimasi antar Kabupaten/Kota, konstanta hasil estimasi perlu ditambahkan dengan koefisien sehingga hasilnya akan menunjukkan perbedaan masing-masing Kabupaten/Kota. Adapun estimasi koefisien regresi model fixed effect untuk setiap wilayah atau individu (μ_i) dihitung menggunakan konstanta hasil estimasi yang telah diperoleh sebesar 2,536346.

Dapat diperoleh nilai intersep model regresi panel untuk masing-masing kabupaten/kota di Provinsi Sulawesi Selatan (table 9).

Tabel 9. Hasil Analisis Regresi Panel dengan Model Fixed Effect untuk Masing-masing Kabupaten/Kota

No.	Kabupaten/Kota	Model Masing-Masing Kabupaten/Kota
1	Bantaeng	$\hat{Y}_{it} = 0,3334 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
2	Barru	$\hat{Y}_{it} = 2,68705 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
3	Bone	$\hat{Y}_{it} = 6,84591 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$

4	Bulukumba	$\hat{Y}_{it} = 2,527372 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
5	Enrekang	$\hat{Y}_{it} = 3,047473 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
6	Gowa	$\hat{Y}_{it} = 5,032828 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
7	Jeneponto	$\hat{Y}_{it} = 5,080849 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
8	Luwu Timur	$\hat{Y}_{it} = 1,423803 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
9	Luwu	$\hat{Y}_{it} = 3,308832 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
10	Luwu Utara	$\hat{Y}_{it} = 2,620649 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
11	Maros	$\hat{Y}_{it} = 0,426419 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
12	Makassar	$\hat{Y}_{it} = 1,705472 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
13	Palopo	$\hat{Y}_{it} = 1,472494 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
14	Pare-pare	$\hat{Y}_{it} = 1,977386 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
15	Pinrang	$\hat{Y}_{it} = 2,54615 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
16	Pangkep	$\hat{Y}_{it} = 2,880346 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
17	Selayar	$\hat{Y}_{it} = 1,428813 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
18	Sidrap	$\hat{Y}_{it} = 0,967025 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
19	Sinjai	$\hat{Y}_{it} = 4,638865 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
20	Soppeng	$\hat{Y}_{it} = 1,157092 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
21	Takalar	$\hat{Y}_{it} = 1,253361 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
22	Tana Toraja	$\hat{Y}_{it} = 1,658742 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
23	Toraja Utara	$\hat{Y}_{it} = 2,212325 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
24	Wajo	$\hat{Y}_{it} = 3,639713 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$

3.5. Uji Asumsi Model Regresi Data Panel

Setelah model regresi data panel dengan model *fixed effect* terpilih, maka selanjutnya melakukan uji asumsi klasik yang terdiri dari Uji Normalitas, Uji Multikolinearitas dan Uji Heteroskedastisitas.

3.5.1. Uji Normalitas

Asumsi yang harus dipenuhi dari model regresi panel dengan pendekatan *fixed effect* yaitu *error* harus berdistribusi normal sehingga setelah didapatkan hasil estimasi model regresi panel dengan pendekatan *fixed effect* perlu dilakukan pengujian asumsi kenormalan. Uji ini menggunakan perhitungan *skewness* dan *kurtosis* dengan hipotesis:

H_0 : Residual berdistribusi normal

H_1 : Residual tidak berdistribusi normal

Hasil deteksi normalitas dengan menggunakan uji *Probabilitas* yaitu dengan membandingkan nilai a . Apabila *Probability* > a Tabel maka residual berdistribusi normal.

Berdasarkan hasil analisis diperoleh nilai *probability* dengan sebesar 0,550990, sedangkan nilai a sebesar 0,05. Sehingga nilai *obability* > a . Berdasarkan perbandingan tersebut dapat disimpulkan bahwa residual persamaan regresi panel dengan model *fixed effect* memiliki distribusi normal.

3.5.2. Uji Multikolinearitas

Sebelum dilakukan sebuah interpretasi regresi data panel, terlebih dahulu dilakukan prosedur uji asumsi yaitu uji multikolinearitas sehingga didapatkan penduga koefisien yang tidak bias. Uji multikolinearitas dilakukan dengan menghitung koefisien korelasi antara variabel independen yang ditampilkan pada tabel 10.

Tabel 10. Koefisien korelasi antar variabel bebas

	X_1	X_2	X_3	X_4
X_1	1	0,15	0,09	-0,17
X_2	0,15	1	0,05	-0,12
X_3	0,09	0,05	1	0,06
X_4	-0,17	-0,11	0,06	1

Variabel independen dikatakan tidak mengalami multikolinearitas apabila pada matriks korelasi tidak terdapat nilai > 0,9. Pada output tabel 3.10 tampak bahwa koefisien korelasi seluruh variabel independen < 0,9 sehingga dapat disimpulkan bahwa persamaan regresi panel dengan model *fixed effect* tidak mengalami multikolinearitas.

3.5.3. Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedastisitas muncul apabila kesalahan atau residual dari model regresi yang diamati tidak memiliki varians yang konstan dari satu observasi ke observasi lainnya. Untuk mengetahui ada tidaknya suatu heteroskedastisitas dalam penelitian ini dilakukan dengan uji glasjer (*glasjer test*). Pengujian heteroskedastisitas dengan menggunakan uji glasjer dilakukan dengan meregresikan nilai residual dan nilai absolut terhadap seluruh variabel bebas., Kriteria pengujian sebagai berikut:

H_0 : tidak ada gejala heteroskedastisitas

H_1 : ada gejala heteroskedastisitas

Jika signifikansi > 0,05 maka tidak terjadi heteroskedastisitas (Adelina, 2016). Hasil Uji Glasjer terdapat pada Tabel 11.

Tabel 11 Hasil analisis regresi identifikasi heteroskedastisitas dengan Uji Glejser

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t</i>	<i>Prob.</i>
X_1	0,056284	0,075133	0,749122	0,4578
X_2	0,102029	0,072983	1,397984	0,1691
X_3	-0,412612	0,223339	-1,847467	0,0714
X_4	0,061507	0,117217	0,524732	0,6024
<i>Constanta</i>	0,624879	0,298181	2,095635	0,0419

Dari hasil uji glasjer yang telah dilakukan pada tabel 3.11 diperoleh nilai probabilitas seluruh variabel indenpenden $> 0,05$, sehingga H_0 diterima yang berarti tidak terdapat heteroskedastisitas.

3.5.4. Uji Signifikansi Parameter Regresi

Menurut Nachrowi (2006), uji hipotesis berguna untuk menguji signifikansi koefisien regresi yang didapat. Artinya, koefisien regresi yang didapat secara statistik tidak sama dengan nol, karena jika sama dengan nol maka dapat dikatakan bahwa tidak cukup bukti untuk menyatakan variabel bebas mempunyai pengaruh terhadap variabel terikatnya. Untuk kepentingan tersebut, maka semua koefisien regresi harus diuji. Adapun jenis uji hipotesis terhadap koefisien regresi yang dapat dilakukan, yaitu:

(1) Uji Hipotesis terhadap Masing-Masing Koefisien Regresi (Uji-t)

Uji-t digunakan untuk menguji koefisien regresi secara individu. Pengujian dilakukan terhadap koefisien regresi populasi, apakah sama dengan nol, yang berarti variabel bebas tidak mempunyai pengaruh signifikan terhadap variabel terikat, atau tidak sama dengan nol, yang berarti variabel bebas mempunyai pengaruh signifikan terhadap variabel terikat. Adapun uji t didefinisikan sebagai berikut.

$$t = \frac{\beta_k}{s.e(\beta_k)}$$

Hasil Uji-T untuk masing-masing variabel dapat dilihat pada tabel 12.

Tabel 12 Hasil Uji-t Model *fixed effect*

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t</i>	<i>Prob.</i>
X_1	0,738983	0,145097	5,093031	0,0000
X_2	0,721900	0,133209	5,419317	0,0000
X_3	1,584743	0,406133	3,902031	0,0003
X_4	0,424174	0,376800	1,125729	0,2664

Berdasarkan hasil perhitungan pada Tabel 3.12 diperoleh nilai T_{hitung} yang ditunjukkan oleh nilai t-Statistic sedangkan nilai t tabel diperoleh dari t tabel dengan $\alpha = 5\%$ dan $df = 44$ yaitu sebesar 1,68023. Adapun uji regresi parsial (Uji t) menunjukkan bahwa X_1, X_2 dan X_3 memiliki nilai probabilitas yang lebih kecil dari tingkat signifikansi yang digunakan yaitu $\alpha=5\%$ maka tolak H_0 sehingga dapat disimpulkan bahwa pengaruh X_1, X_2 dan X_3 terhadap variabel Y positif dan signifikan.

(2) Uji Koefisien Regresi Bersama-sama (Uji F)

Untuk menguji apakah koefisien regresi secara seluruh variabel bebas secara bersama-sama atau menyeluruh berpengaruh terhadap variabel terikat perlu dilakukan pengujian dengan mencari nilai F_{hitung} sebagai berikut:

$$F_{hitung} = \frac{R^2/(n + K - 1)}{(1 - R^2)/(nT - n - K)}$$

Dengan melakukan perhitungan dapat diperoleh nilai F_{hitung} pada tabel 13.

Tabel 13. Hasil Uji-F model *fixed effect*

<i>Prob(F-statistic)</i>	0,00001
--------------------------	---------

Berdasarkan hasil uji statistik F tabel output *fixed effect* pada tabel 4.13 menunjukkan nilai signifikansi F-statistic sebesar $0,00001 < 0,05$ (5%), sehingga keputusan yang diambil yaitu tolak H_0 dan dapat disimpulkan bahwa secara bersama-sama variabel X_1, X_2, X_3 dan X_4 berpengaruh secara signifikan terhadap variabel Y .

(3) Koefisien Determinasi

Koefisiensi determinan (R^2) digunakan untuk mengukur kebaikan atau kesesuaian (*goodness of fit*) suatu model persamaan regresi. Dari hasil analisis maka diperoleh nilai R^2 yang sama (table 14).

Tabel 14 Output koefisien determinasi model *fixed effect*

R-squared	0,898322
-----------	----------

Dari Tabel 14 diperoleh nilai *R-Squared* yaitu sebesar 0,898322. Berdasarkan nilai *R-Squared* yang diperoleh dapat diinterpretasikan bahwa variabilitas jumlah kematian ibu di Provinsi Sulawesi Selatan dapat dijelaskan dengan sangat baik oleh variabel prediktor yang berpengaruh yaitu Pendarahan (X_1), Hipertensi dalam kehamilan (X_2) dan Infeksi (X_3) sebesar 90% dan sisanya sebesar 10% dijelaskan faktor lain yang tidak termasuk dalam regresi. Sehingga model regresi data panel *fixed effect* signifikan terhadap model.

3.6. Pembahasan

Penelitian sebelumnya tentang estimasi parameter model regresi data panel *random effect* dengan metode *generalized least squares* (GLS) yang dilakukan oleh Novi Aulia Rizki (2011), Penerapan Regresi Data Panel Komponen Satu Arah untuk Menentukan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Indeks Pembangunan Manusia yang dilakukan oleh Bayu Sutikno dkk (2017), dan Analisis Estimasi Model Regresi Data Panel dengan pendekatan *common effect model* (CEM), *fixed effect model* (FEM) dan *random effect model* (REM) yang dilakukan oleh Styfanda Pangestika (2015).

Masing-masing ketiga penelitian diatas menerapkan model *random effect* dengan metode *Generalized Least Squares* (GLS) dalam permasalahan pengaruh Kurs terhadap harga saham perusahaan yang tergabung di *Jakarta Islamic Index* (JII), kedua peneliti Bayu Sutikno dkk juga menggunakan model *random effect* untuk menentukan faktor-faktor yang mempengaruhi Indeks Pembangunan Manusia (IPM), sedangkan Styfanda melakukan pemodelan Indeks Pembangunan Manusia (IPS) di Kabupaten/Kota di Jawa Tengah tahun 2008-2012 dengan mengestimasi ketiga model regresi panel dan menyimpulkan bahwa model terbaik yang digunakan dalam penelitian tersebut adalah model *fixed effect*.

Pada penelitian ini diterapkan Analisis Regresi Data Panel pada Pemodelan Jumlah Kematian Ibu di Provinsi Sulawesi Selatan tahun 2014-2016. Penelitian ini bertujuan untuk mendapatkan model terbaik dari jumlah kematian ibu dan mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian ibu di Provinsi Sulawesi Selatan tahun 2014-2016. Berdasarkan hasil yang diperoleh menunjukkan bahwa faktor-faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian ibu adalah pendarahan, hipertensi dalam kehamilan dan infeksi.

Setelah didapatkan masing-masing model untuk regresi data panel kemudian dilakukan uji untuk menentukan model yang tepat digunakan dalam analisis menggunakan *uji chow* dan *uji hausman*. Kesimpulan yang diperoleh bahwa model *fixed effect* lebih baik dari *common effect* dan *random effect*. Setelah diperoleh model terbaik selanjutnya dilakukan uji asumsi yang harus dipenuhi oleh model regresi data panel yaitu asumsi normalitas, asumsi multikolinearitas dan asumsi heteroskedastisitas.

Berdasarkan hasil pemilihan model dan uji asumsi, diperoleh hasil estimasi regresi data panel dengan model *fixed effect* sebagai berikut.

$$\hat{Y}_{it} = \hat{\mu}_i + 2,536346 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$$

Selanjutnya diperoleh masing masing model untuk setiap kabupaten/kota pada tabel 9. Model regresi tiap kabupaten/kota di Provinsi Sulawesi Selatan tahun 2014-2016 menunjukkan bahwa kematian ibu di wilayah Kabupaten Bone dan Kabupaten Jeneponto memiliki jumlah kematian yang tinggi dengan model untuk masing-masing Kabupaten sebagai berikut.

Tabel 15 Hasil Uji-T model *fixed effect*

Kabupaten/Kota	Model Masing-Masing Kabupaten/Kota
Bone	$\hat{Y}_{it} = 6,84591 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$
Jeneponto	$\hat{Y}_{it} = 5,080849 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$

Selain itu berdasarkan uji hipotesis diperoleh nilai *R-Square* 90%. Berdasarkan nilai *R-Squared* yang diperoleh dapat diinterpretasikan bahwa variabilitas jumlah kematian ibu di provinsi Sulawesi Selatan tahun 2014-2016 dapat dijelaskan dengan sangat baik oleh variabel prediktor yang berpengaruh yaitu pendarahan, hipertensi dalam kehamilan dan infeksi.

Hasil uji hipotesis yaitu uji T menunjukkan bahwa variabel X_1 , X_2 dan X_3 berpengaruh positif dan signifikan terhadap model. Selanjutnya berdasarkan uji serentak (uji F) diketahui bahwa minimal ada satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap model.

4. Kesimpulan

Berdasarkan hasil penelitian dan pembahasan pada bab sebelumnya dapat disimpulkan bahwa:

1. Setelah memenuhi uji asumsi dan pemeriksaan koefisien model regresi, maka model regresi data panel yang lebih sesuai untuk pemodelan jumlah kematian ibu di seluruh Kabupaten/Kota di Sulawesi Selatan dari tahun 2014 sampai dengan 2016 adalah *Fixed Effect Model* (FEM).
2. Hasil estimasi analisis regresi data panel dengan model *fixed effect* adalah sebagai berikut

$$\hat{Y}_{it} = \hat{\mu}_i + 2,536346 + 0,738983X_{1it} + 0,721900X_{2it} + 1,584743X_{3it}$$

Keterangan :

\hat{Y}_{it} : variable terikat (jumlah kematian ibu) untuk wilayah ke- i tahun ke- t

$\hat{\mu}_i$: koefisien yang bergantung pada wilayah ke- i

X_{1it} : jumlah ibu yang mengalami pendarahan untuk wilayah ke- i tahun ke- t

X_{2it} : jumlah ibu yang mengalami hipertensi dalam kehamilan untuk wilayah ke- i tahun ke- t

X_{3it} : jumlah ibu yang mengalami infeksi untuk wilayah ke- i tahun ke- t

3. Dari hasil analisis regresi data panel dengan model *fixed effect* didapatkan bahwa Pendarahan (X_1), Hipertensi Dalam Kehamilan (X_2) dan Infeksi (X_3) secara bersama-sama mempengaruhi variabel jumlah kematian bayi sebesar 90% sedangkan sisanya sebesar 10% dijelaskan oleh variabel lain diluar model dan variabel bebas X_1 , X_2 dan X_3 signifikan secara statistik yang berarti mempunyai pengaruh yang signifikan terhadap variabel Y

References

- Adelina, R.R. 2016. Model Prediksi Jumlah Kematian Ibu dengan Aplikasi Regresi Panel di Jawa Timur 2009-2014. *Skripsi*. Universitas Airlangga, Surabaya.
- Astuti, A.M. 2010. Fixed effect Model pada Regresi Data Panel. *Beta*. 3 (2): 134-145.
- Baltagi BH. 2005. *Econometric Analysis of panel data*. Ed ke-3. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Diaty, D.T. 2017. Analisis Regresi Data Panel pada Tingkat Curah Hujan di Pulau Sumatera. *Skripsi*. Universitas Lampung, Bandar Lampung.
- Dinas Kesehatan Provinsi Sulawesi Selatan. 2015. *Profil Kesehatan Provinsi Sulawesi Selatan Tahun 2014*. Makassar: Dinas Kesehatan Provinsi Sulawesi Selatan
- Direktorat Bina Gizi Kesehatan Ibu. 2013. Rencana Aksi Percepatan Penurunan Angka Kematian Ibu di Indonesia. Tersedia di <gizikia.depkes.go.id> [30 Desember 2015]
- Direktorat Bina Kesehatan Ibu. 2013. Upaya Percepatan Penurunan Angka Kematian Ibu. Tersedia di <kesehatanibu.depkes.go.id> [7 Februari 2016]
- Fibriana, Arulita Ika. 2007. Faktor-Faktor Risiko yang Mempengaruhi Kematian Materna (Studi Kasus di Kabupaten Cilacap).l. *Skripsi Thesis*, Univesitas Diponegoro.
- Gujarati DN. 2009. *Basic Econometrics*. Ed ke-5. New York: The McGraw-Hill Companies

- Gujarati, 2004. Basic Econometrics, fourth edition page 341 – 471. NYC: The
- Nachrowi, D. N., Usman, H. 2006. *Pendekatan Populer dan Praktis Ekonometrika untuk Analisis Ekonomi dan Keuangan*. Lembaga Penerbit FE UI, Jakarta.
- Hsiao, C. 2003. *Analysis Of Panel Data*. 2nd Edition. Cambridge University Press, Southern California
- KBBI. 2018. *Kamus Besar Bahasa Indonesia (KBBI) Online*. (<https://www.kbbi.web.id/>), diakses 29 September 2018
- Khotimah, Khusnul. 2016. *Pemodelan Regresi Panel Terhadap Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Angka Kematian Ibu di Provinsi Jawa Timur*. Skripsi Thesis, Institut Teknologi Sepuluh November, Surabaya.
- Kemkes RI. 2017. *Profil Kesehatan Indonesia*. (<http://www.kemkes.go.id>), diakses 29 September 2018)
- Pangestika, S. 2015. Analisis Estimasi Model Regresi Data Panel dengan Pendekatan Common Effect Model (CEM), Fixed Effect Model (FEM) dan Random Effect Model (REM). *Skripsi*. Universitas Negeri Semarang, Semarang.
- Pradhika, Yossy Arlin. 2011. *Pengaruh Pendapatan Per Kapita, Angka Partisipasi Sekolah Wanita, Dan Persalinan Oleh Tenaga Medis Terhadap Angka Kematian Ibu Di Provinsi Jawa Timur Tahun 2004-2008*. Skripsi Thesis, Universitas Airlangga
- Rakhmawati, Dwi Putri. 2011. *Analisis Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Angka Harapan Hidup Di Provinsi Jawa Barat, 2007-2009*. Skripsi thesis, Universitas Gadjad Mada.
- Rizki, N.A. 2011. Estimasi Parameter Model Regresi Data Panel *Random Effect* dengan metode *Generalized Least Squares (GLS)*. *Skripsi*. Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim, Malang.
- Sriyana, J. 2014. *Metode Regresi Data Panel*. Edisi Pertama. Ekonisia FE UII, Yogyakarta.
- Sukartika. 2009. Analisis Regresi Data Panel pada Return Saham Abnormal. *Skripsi*. Tersedia di <digilib.uns.ac.id> [30 Desember 2015]
- Sukitno, Bayu dkk. 2017. Penerapan Regresi Data Panel Komponen Satu Arah untuk Menentukan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Indeks Pembangunan Manusia. Universitas Sriwijaya, Palembang.
- Supranto, J. 2003. *Metode Riset : Aplikasinya dalam pemasaran*. Jakarta : PT Rineka Cipta.
- Team Pelajaran.Co.id. 2016. *14 Pengertian Data Menurut Para Ahli Terlengkap*. (<https://www.pelajaran.id/>) diakses 29 September 2018
- Widarjono, A. 2009. *Ekonometrika Pengantar dan Aplikasinya*. Edisi Ketiga. Ekonisia, Yogyakarta.
- Winarno, W. W. 2007. *Eviews : Analisis ekonometrika dan statistika*. Yogyakarta : Sekolah Tinggi Ilmu Manajemen YKPN.