Metode Penaksiran Nilai d Terbaru dalam *Liu Estimator* untuk Mengatasi Masalah Multikolinieritas pada Kasus Pemodelan Pendapatan Pajak Daerah Kabupaten/Kota di Jawa Barat Tahun 2018

Fauziah Khairunnisa*, Siti Sunendiari

Prodi Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Islam Bandung, Indonesia.

*Fauziahkh99@gmail.com, diarisunen22@gmail.com

Abstract. Multiple regression analysis is a statistical method used to model and summarize the relationship between two or more dependent variables (X) and one independent variable (Y). In multiple regression analysis, there are several classical assumptions that must be fulfilled so that the estimation of the regression parameters in the model is BLUE (Best Linear Unavailable Estimator) so that the assessment obtained is correct and effective. One of the assumptions that must be fulfilled is the multicollinearity assumption. To overcome multicollinearity, an alternative method will be used to increase the precision of the regression parameter estimation, namely the Liu estimator which was first introduced by Liu (1993). There are several ways to estimate the d value in the Liu Estimator, one of which is the d value estimator proposed by Qasim et al. (2019), namely the most recent d value estimate. In this paper, we will discuss the Application of the Latest d Value Estimation Method in Liu Estimator to Overcome Multicollinearity Problems in the Case of Modeling Regional Tax Revenue in West Java in 2018. From the results of the analysis, the d value is obtained using the method from Qasim at.al, namely D13 = 0 and the tax revenue model $\hat{Y}$= -179870600-226857800 X1-4017937 X2 + 294051.9 X3 +311314.2 X4 +7.485723 X5 + 24295.61 X6.

Keywords: Multiple Linear Regression, Multicollinearity, Liu Estimator, Local Tax.

Abstrak. Analisis Regresi berganda merupakan salah satu metode statistika yang digunakan untuk memodelkan dan meringkas hubungan diantara dua atau lebih variabel tak bebas (X) dengan satu variabel bebas (Y). Dalam analisis regresi berganda terdapat beberapa asumsi klasik yang harus terpenuhi agar penaksiran parameter regresi dalam model bersifat BLUE *(Best Linier Unbiased Estimator)* sehingga penaksiran yang diperoleh benar dan efektif. Salah satu asumsi yang harus terpenuhi yaitu asumsi multikolinieritas. Untuk mengatasi multikolinieritas akan di gunakan salah satu metode alternatif untuk meningkatkan presisi pada penaksiran parameter regresi yaitu *Liu estimator* yang diperkenalkan pertamakali oleh *Liu* (1993). Dalam menaksir nilai d pada *Liu Estimator* terdapat beberapa cara, salah satunya penaksir nilai d yang diusulkan oleh *Qasim et al*. (2019) yaitu taksiran nilai d terbaru. Dalam makalah ini akan di bahas mengenai Penerapan Metode Penaksiran Nilai d Terbaru Dalam *Liu Estimator* Untuk Mengatasi Masalah Multikolinieritas Pada Kasus Pemodelan Pendapatan Pajak Daerah Kabupaten/Kota Di Jawa Barat Tahun

2018. Dari hasil analisis didapat nilai d mengunakan metode dari *Qasim at.al* yaitu D13= 0 dan model pendapatan pajak $\hat{Y} =-179870600 - 226857800\ X1 - 4017937\ X2 + 294051.9\ X3 + 311314.2\ X4 + 7.485723\ X5 + 24295.61\ X6$.

Kata Kunci: Regresi Linier Berganda, Multikolinieritas, *Liu Estimator*, Pajak Daerah.

1. Pendahuluan

Analisis Regresi berganda merupakan salah satu metode statistika yang digunakan untuk memodelkan dan meringkas hubungan diantara dua atau lebih variabel bebas (X) dengan satu variabel tak bebas (Y) (Suliadi, 2017). Untuk melakukan penaksiran model regresi terdapat beberapa asumsi klasik yang harus terpenuhi agar penaksiran parameter dalam model bersifat BLUE *(Best Linier Unbiased Estimator)* sehingga penaksiran yang diperoleh benar dan efektif. Salah satu asumsi yang harus terpenuhi yaitu asumsi multikolinieritas (Suliadi, 2017). Jika asumsi multikolinieritas tidak terpenuhi maka yang terjadi nilai varians (*standar error*) menjadi besar, adanya multikolinieritas kemungkinan menghasilakan estimasi koefisien regresi dengan tanda yang salah yang akan mengakibatkan selang keperayaan tidak benar, dan adanya multikolinieritas akan meningkatkan peluang kesalahan type II yang dapat mengakibatkan prediksi menjadi tidak handal dan tidak stabil (*Frish*, 1934). Banyak metode alternatif untuk meningkatkan presisi pada penaksiran OLS yang di hadapkan pada kasus asumsi multikolinieritas salah satunya adalah *Liu estimator (LE).*

Liu estimator merupakan metode untuk mengatasi masalah multikolinieritas pada regresi linier. Metode ini diperkenalkan pertamakali oleh *Liu* (1993) untuk mengatasi masalah pada taksiran *Ridge. Liu estimator* memiliki kelebihan dari taksiran *Ridge* yaitu *Scalar Mean Square Error* lebih kecil dari taksiran *Ridge* dan taksiran nilai d pada *Liu estimator* lebih mudah untuk ditentukan(*Qasim et al*., 2019). Dalam menaksir nilai d pada *Liu estimator* terdapat beberapa cara, salah satunya penaksir nilai d yang diusulkan oleh *Qasim et al*. (2019) yang menjadi pilihan terbaik karena memberikan nilai MSE (*Mean Square Error*) yang lebih kecil dari pada penaksir parameter *Liu* yang lain.

Berdasarkan uraian di atas, penulis akan melakukan pengaplikasian atau penerapan metode penaksiran nilai d terbaru dalam *liu estimator* untuk mengatasi masalah multikolinieritas pada kasus pemodelan pendapatan pajak daerah Kabupaten/Kota di Jawa Barat tahun 2018.

2. Landasan Teori

Regresi Linier Berganda

Analisis regresi berganda merupakan model persamaan yang menjelaskan hubungan satu variabel tak bebas (Y) dengan dua atau lebih variabel bebas.
(Yuliara, 2016). Bentuk umum model regresi linear berganda untuk populasi yaitu:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \cdots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad (1)$$

dimana:
Y_i = variabel tak bebas ke-*i*
β_0 = intersep
β_k = koefisien regresi
X_{ik} = variabel bebas k yang ke-*i*
ε_i = *Error* ke-*i*
k = banyaknya variabel bebas
I = 1, 2,…,N
Koefisien regresi β dapat ditaksir dengan menggunakan Metode Kuadrat Terkecil (MKT). Diperoleh penduga β adalah

$$\hat{\beta}=(X^t X)^{-1} X^t \quad (2)$$

Asumsi Normalitas

Pengujian asumsi normalitas dilakukan untuk mengetahui apakah *error* yang diteliti berdistribusi normal atau tidak. Pengujian asumsi normalitas yang digunakan adalah *Shapiro-Wilk test.* Adapun Hipotesis pengujiannya:
H_0: *Error* berdistribusi normal
H_1: *Error* tidak berdistribusi normal
Uji ini dilakukan dengan menggunakan Statistik uji W dimana,

$$W = \frac{1}{(n-1)s^2}\left[\sum_{i=1}^{n} a_i(X_{n-i+1} - X_i)\right]^2 \quad (3)$$

Keterangan:
a_i = Koefisien Shapiro-Wilk test
X_{n-i+1} = Angka ke $n - i + 1$ pada error
X_i = Angka ke - i pada error
n = Banyaknya data
s^2 = Varians
Dan, terima H_0 Jika nilai $W > W(n, \alpha)$, maka asumsi normalitas terpenuhi. Dimana nilai $W(n, \alpha)$ didapat dari tabel *Shapiro Willk.*

Asumsi Homogenitas Varians
Varians yang dimaksud disini adalah varians dari residual atau *error*. Uji ini diakuakan dengan menggunakan metode *Breusch- Pagan*. Adapun hipotesis dari uji asumsi homogenitas varians:
H_0: Varians error homogen.
H_1: Varians error heterogen.
dengan statistik uji:

$$\chi^2_{hitung} = \frac{JKR^*/_2}{\left[JKE/_n\right]^2} \quad (4)$$

Dimana,
JKR^* = jumlah kuadran regresi dari regresi error dengan variabel bebas.
JKE = jumlah kuadrat error.
Terima H_0 jika $\chi^2_{hitung} < \chi^2_{tabel}$.

Uji Asumsi Multikolinieritas
Pemeriksaan multikolinearitas dilakukan untuk memastikan apakah di dalam sebuah model regresi ada interkorelasi atau kolinearitas antar variabel bebas. Salah satu cara untuk mendeteksi masalah multikolinieritas yaitu dengan *Variance Inflation Factors* (VIF). Adapun hipotesis asumsi multikolinieritas:
H_0: Tidak terdapat multikolinieritas antar variabel bebas.
H_1: Terdapat multikolinieritas antar variabel bebas.
Dengan Statistik uji:

$$VIF = \frac{1}{1-R^2} \quad (5)$$

Dimana R^2 merupakan koefisien determinasi ke-j, j= 1,2,…,k.
Kriteria uji:
Tolak H_0 jika VIF > 10 .

Penaksiran Parameter $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{LIU}$ Pada Metode *Liu Estimator*
Liu Estimator didefinisikan oleh Liu (1993) sebagai:

$$\hat{\beta}_{LIU} = (X^TX + I)^{-1}(X^TX + dI)\hat{\beta}_{OLS} \quad (6)$$

Dimana, d mempunyai nilai antara nol dan satu ($0 \leq d \leq 1$). Ketika d = 1 maka $\hat{\beta}_{OLS} = \hat{\beta}_{LIU}$ dan apabila $d < 1$ maka $\left||\hat{\beta}_{LIU}| \leq |\hat{\beta}_{OLS}|\right|$. Penaksir ini menghasilkan bias untuk nilai d, namun $\widehat{\beta}_{LIU}$ akan mengasilkan MSE lebih kecil dari pada $\hat{\beta}_{OLS}$.

Penentuan Parameter Liu
Nilai MSE dari $\hat{\beta}_{OLS}$ diperoleh dari:

$$MSE(\hat{\beta}_{OLS}) = E(\hat{\beta}_{OLS} - \beta)^T(\hat{\beta}_{OLS} - \beta) = tr[Var\ (\hat{\beta}_{OLS})] = \hat{\sigma}^2 \sum_{j=1}^{p} \frac{1}{\lambda_j} \quad (7)$$

dengan,

λ_j : Nilai Eigen ke- j Dari Matriks X^TX.

$\hat{\sigma}^2$: Varians *Error*.

Varians dan bias penaksir *Liu* didefinisikan dalam Persamaan dibawah ini:

$$Var(\hat{\beta}_{LIU}) = \hat{\sigma}^2[Q_d\ X^TX\ Q_d^T] \quad (8)$$

dimana, $Q_d = (X^TX + I)^{-1}(X^TX + dI)$

$$\begin{aligned} Bias\ (\hat{\beta}_{LIU}) &= E(\hat{\beta}_{LIU}) - \beta = Q_d\beta - \beta \\ &= (X^TX + I)^{-1}\{(X^TX + dI)\beta - \beta(X^TX + I)\} \\ &= (d-1)(X^TX + I)^{-1}\beta \end{aligned} \quad (9)$$

Dengan menggunakan Persamaan (8) dan (19), didapatkan matriks MSE dari penaksir *Liu.*

$$MSE(\hat{\beta}_{LIU}) = \hat{\sigma}^2[Q_d\ X^TX\ Q_d^T] + [(d-1)^2(X^TX + I)\beta\beta^T(X^TX + I)^T] \quad (10)$$

Nilai MSE dari $\hat{\beta}_{LIU}$ dapat ditemukan dengan menggunakan trace dari Persamaan (10).

$$MSE(\hat{\beta}_{LIU}) = \hat{\sigma}^2 \sum_{j=1}^{p} \frac{(\lambda_j + d)^2}{\lambda_j(\lambda_j + 1)^2} + (d-1)^2 \sum_{j=1}^{p} \frac{\alpha_j^2}{(\lambda_j + 1)^2} \quad (11)$$

dimana,

α_j^2: Elemen Ke-j Dari $\gamma^T\hat{\beta}_{OLS}$.

γ : Vektor Eigen Dari $X^TX = \gamma^T \wedge \gamma$.

Nilai optimal dari d_j dapat ditemukan dengan menurunkan hasil Persamaan (11) terhadap d dan di sam adengankan menjadi nol, sehingga di dapat:

$$d = \frac{\sum_{j=1}^{p} \frac{\alpha_j - \hat{\sigma}^2}{(\lambda_j + 1)^2}}{\sum_{j=1}^{p} \frac{\hat{\sigma}^2 + \lambda_j\alpha_j^2}{\lambda_j(\lambda_j + 1)^2}} \quad (12)$$

dan mendapatkan penaksiran optimal $\hat{d}_j$ setelah penyederhanaan:

$$\hat{d}_j = \frac{\hat{\alpha}_j^2 - \hat{\sigma}^2}{\frac{\hat{\sigma}^2}{\lambda_j} + \hat{\alpha}_j^2} \quad (13)$$

Liu (1993) mendefinisikan bahwa d memiliki batasan yang dibutuhkan yaitu dari 0 sampai 1.

Metode Penaksiran Nilai d

Liu (1993) menurunkan penaksir optimal dari d seperti pada persamaan 14 *Shukur, Månsson, and Sjolander* (2015) mengusulkan sembilan estimator untuk memperkirakan nilai d. Penaksiran nilai d pertama diberikan sebagai berikut :

$$D_1 = \max\left[0, \frac{\hat{\alpha}_{j\ max}^2 - \hat{\sigma}^2}{\frac{1}{\lambda_{j\ max}} + \hat{\alpha}_{max}^2}\right] \quad (14)$$

$$D_2 = \max\left[0, median\ \frac{\hat{\alpha}_j^2 - \hat{\sigma}^2}{\frac{1}{\lambda_j} + \hat{\alpha}_j^2}\right] \quad (15)$$

$$D_3 = \max\left[0, \frac{1}{p}\sum_{j=1}^{p}\left(\frac{\hat{\alpha}_j^2 - \hat{\sigma}^2}{\frac{1}{\lambda_j} + \hat{\alpha}_j^2}\right)\right] \quad (16)$$

$$D_4 = \max\left[0, \max \frac{\hat{\alpha}_j^2 - \hat{\sigma}^2}{\frac{1}{\lambda_j} + \hat{\alpha}_j^2}\right] \quad (17)$$

$$D_5 = \max\left[0, \min \frac{\hat{\alpha}_j^2 - \hat{\sigma}^2}{\frac{1}{\lambda_j} - \hat{\alpha}_j^2}\right] \quad (18)$$

$D_6 = \max[0, median\ (q_j)]$ (19)

$D_7 = \max\left[0, \frac{1}{p}\sum_{j=1}^{p}(q_j)\ \right]$ (20)

$D_8 = \max[0, max\ (q_j)]$ (21)

$D_9 = \min[0, max\ (q_j)]$ (22)

Berdasarkan karya *Shukur, Månsson, and Sjolander* (2015), karya *Muniz and Kibria* (2009), karya *Khalaf and Shukur* (2005), dan karya *Kibria* (2003), *Qasim Muhammad at al* (2019) mengusulkan penaksiran nilai d yang baru berikut ini:

$$D_{10} = \max\left[0, median\left(\frac{\hat{\alpha}_j^2 - \hat{\sigma}^2}{max\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\lambda_j}\right) + \hat{\alpha}_{max}^2}\right)\right] \quad (23)$$

$$D_{11} = \max\left[0, \frac{1}{p}\sum_{j=1}^{p}\left(\frac{\hat{\alpha}_j^2 - \hat{\sigma}^2}{max\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\lambda_j}\right) + \hat{\alpha}_{max}^2}\right)\right] \quad (24)$$

$$D_{12} = \max\left[0, max\left(\frac{\hat{\alpha}_j^2 - \hat{\sigma}^2}{max\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\lambda_j}\right) + \hat{\alpha}_{max}^2}\right)\right] \quad (25)$$

$$D_{13} = \max\left[0, min\left(\frac{\hat{\alpha}_j^2 - \hat{\sigma}^2}{max\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\lambda_j}\right) + \hat{\alpha}_{max}^2}\right)\right] \quad (26)$$

Berdasarkan uraian di atas penaksiran nilai d terbaru yaitu penaksiran dengan menggunakan D13 yang di usulkan oleh Qasim at al yang di usulkan pada tahun 2019.

3. Hasil Penelitian dan Pembahasan

Data

Data yang digunakan pada penelitian ini adalah berupa data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Jawa Barat. Data yang di pakai dalam keperluan penelitian adalah data pendapatan pajak daerah, data jumlah hotel berbintang, data jumlah hotel non bintang data jumlah kamar hotel berbintang, data jumlah kamar hotel non bintang, data jumlah wisatawan dan data jumlah penduduk Kabupaten/Kota di Jawa Barat pada tahun 2018.

Menaksir Koefisien Regresi Menggunakan OLS

Dengan menggunakan bantuan *software R* diperoleh hasil dari analisis OLS untuk menaksir koefisien regresi pada kasus pendapatan pajak daerah Kab/Kot di Jawa Barat sebagai berikut:

Tabel 1. Koefisien Regresi OLS

(Intercept)	X1	X2	X3	X4	X5	X6
-2.031e+08	-2.231e+07	-4.142e+06	3.039e+05	3.048e+05	7.055e+00	2.518e+02

Uji Asumsi Normalitas
Dalam mendektesi asumsi normalitas akan dilakukan dengan menggunakan metode *Shapiro wilk*, dengan hipotesis:
H_0: *Error* berdistribusi normal
H_1: *Error* tidak berdistribusi normal
Dengan menggunakan batuan software *R* didapat nilai W= 0.94492. dan nilai $W_{(27,0.05)}$ = 0.923 Dengan mengunakan taraf signifikasi 5% dapat di simpulkan bahwa *error* berdistribusi normal dikarenakan $W > W_{(n,\alpha)}$.

Uji Asumsi Homogenitas Varians
Pemeriksaan asumsi uji homoenitas varians dalam analisis ini dilakukan dengan menggunakan metode *Brusch Pagan*, dengan hipotesis:
H_0: Varians error homogen.
H_1: Varians error heterogen.
Dengan menggunakan bantuan *software R* di dapat nilai χ^2_{hitung} sebesar 5.1431 dan nilai $\chi^2_{(20,\ 0.05)}$ = 31.410 dengan menggunakan taraf signifikasi 5 % dapat disimpulkan bahwa *error* homogen dikarenakan $\chi^2_{hitung} < \chi^2_{tabel}$.

Uji Asumsi Multikolinieritas
Pemeriksaan asumsi multikolinieritas dilakukan dengan mengunakan nilai VIF. Dengan hipotesis:
H_0: Tidak terdapat multikolinieritas antar variabel bebas.
H_1: Terdapat multikolinieritas antar variabel bebas.

Tabel 2. Hubungan Antara Iklan Le Minerale (X) dengan Kesadaran Merek (Y)

Variabel	r_s	t_{hitung}	T_{tabel}	Keputusan	Derajat Keeratan	Koefiseien Determinasi
X dan Y	0,784	3,558	1.984	Ho ditolak	Kuat	61,47 %

Sumber: Data Penelitian yang Sudah Diolah, 2015.

Dengan menggunakan bantuan software R didapat masing-masing nilai VIF untuk setiap variabel bebas terdapat pada tabel 2 sebagai berikut:

Tabel 3. Nilai VIF

VARIABEL	VIF	KETERANGAN
X1	46.3396	Terdapat Multikolinieritas
X2	32.7014	Terdapat Multikolinieritas
X3	44.5767	Terdapat Multikolinieritas
X4	41.4561	Terdapat Multikolinieritas
X5	5.5412	Tidak Terdapat

		Multikolinieritas
X6	1.5778	Tidak Terdapat Multikolinieritas

Berdasarkan tabel 2 variabel X1, X2, X3 dan X4 mempunyai nilai VIF > 10 sehingga dapat di simpulkan bahwa terdapat permasalahan multikolinieritas pada variabel-variabel tak bebas, sehingga perlu diatasi dengan menggunakan metode lain , metode yang akan digunakan dalam mengatasi masalah multikolinieritas pada analisis ini adalah metode *Liu Estimator*.

Penaksiran Parameter $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{LIU}$ Dengan Menggunakan Metode *Liu Estimator*

Sebelum melakukan pemodelan menggunakan *Liu Estimator*, terlebih dahulu dilakukan penaksiran untuk nilai (d) berdasarkan persamaan 26 yang akan di gunakan dalam menaksir parameter $\hat{\beta}_{LIU}$. Dengan menggunakan bantuan software R di dapat nilai D13 yaitu:

D_{13} = mak [0, -1.202994]

D_{13} = 0

Sehingga, nilai d = 0.

Setelah melakukan penaksiran nilai d maka akan dilakukan penaksiran parameter $\hat{\beta}_{LIU}$ dengan menggunakan persamaan 7 dengan nilai d = 0. Didapat hasil penaksiran $\hat{\beta}_{LIU}$ dengan bantuan software R sebagai berikut:

Tabel 4. Koefisien Regresi *Liu Estimator*

(Intercept)	-1.798706e+08
X1	-2.268578e+07
X2	-4.017937e+06
X3	2.940519e+05
X4	3.113142e+05
X5	7.485723e+00
X6	2.429561e+02

Perbandingan Nilai MSE

Perbandingan nilai MSE dilakukan untuk memilih model terbaik dari kedua metode tersebut. Metode dengan nilai MSE terkecil akan dipilih sebagai metode yang mempunyai model terbaik. Dengan menggunakan bantuan software R didapat nilai MSE dari kedua metode yang di sajikan pada tabel 4.

Tabel 5. Nilai MSE dari Kedua Metode

METODE	MSE
OLS	5.852948e+16
Liu Estimator	6.567045e+15

Berdasarkan tabel 4 diatas metode terbaik untuk memodelkan pendapatan pajak daerah Kab/Kot di Jawa Barat tahun 2018 yaitu metode *Liu Estimator* karena mempunyai nilai MSE terkecil dengan nilai MSE = 6.567045e+15.

Pemodelan Pendapatan Pajak Daerah Kab/Kot di Jawa Barat

Tahap akhir yaitu memodelkan data pendapatan pajak Kab/Kot di Jawa Barat . Berdasarkan uraian di atas metode terbaik untuk memodelkan data pendapatan pajak daerah Kab/Kot di Jawa Barat adalah metode *Liu Estimator*, sehingga didapat bentuk persamaan model regresi *Liu Estimator* sebagai berikut:

$$\hat{Y} = -\ 179870600 - 226857800\ \mathrm{X1}\ - 4017937\ \mathrm{X2} + 294051.9\ \mathrm{X3} + 311314.2\ \mathrm{X4}\ + 7.485723\ \mathrm{X5} + 24295.61\ \mathrm{X6}$$

4. Kesimpulan

Berdasarkan Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan, maka dapat diperoleh kesimpulan bahwa Pemodelan pendapatan pajak daerah Kab/Kot di Jawa Barat tahun 2018 pada skripsi ini menggunakan metode *Liu Estimator*. Penentuan nilai d mengunakan metode dari *Qasim at.al* yaitu D13 di peroleh nilai d yaitu sebesar 0. Sehingga diperoleh persamaan atau model regresi yaitu :

$$\hat{Y} = -\ 179870600 - 226857800\ \mathrm{X1} - 4017937\ \mathrm{X2} + 294051.9\ \mathrm{X3} + 311314.2\ \mathrm{X4}\ + 7.485723\ \mathrm{X5} + 24295.61\ \mathrm{X6}$$

Daftar Pustaka

[1] Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Barat. (2019). *Provinsi Jawa Barat Dalam Angka 2019*. Bandung: BPS Provinsi Jawa Barat.

[2] Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Barat. (2019). *Statistik Keuangan Pemerintahan Daerah Provinsi Jawa Barat 2019*. Bandung: BPS Provinsi Jawa Barat.

[3] Frisch, R. 1934. Statistical confluence analysis by means of complete regression systems. (Vol. 5). Universitetets Økonomiske Instituut.

[4] Suliadi. (2017). *Bahan Ajar Analisis Regresi*. Bandung: Fakultas Matematika Dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Islam Bandung.

[5] Qasim, Muhammad,. Amin, Muhammad,. Omer, Talha. 2019. *Performance Of Some New Liu Parameters For The Linear Regression Model*. Communication In Statistiks-Theory And Methods, 1-19. Doi: 10.1080/03610926.2019.1595654.

[6] Yuliara, I Made. 2016. *Modul Regresi Linier Berganda*. Bali: Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Udayana.