

**SOLUSI PERMASALAHAN HETEROSKEDASTISITAS PADA  
REGRESI LINIER DENGAN *WEIGHTED LEAST SQUARE*  
(WLS) DAN *NEWKEY WEST*  
(Studi Kasus: Data Kemiskinan di Provinsi Jawa Tengah  
Tahun 2019-2021)**

SKRIPSI

Diajukan untuk Memenuhi Sebagian Syarat  
Guna Memperoleh Gelar Sarjana Matematika  
dalam Ilmu Matematika



Oleh:

**DITA AULIA WIJAYANTI**

NIM: 1708046005

**PROGRAM STUDI MATEMATIKA  
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI  
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI WALISONGO  
SEMARANG  
2022**

## PERNYATAAN KEASLIAN

Yang bertanda tangan dibawah ini:

Nama : Dita Aulia Wijayanti

NIM : 1708046005

Jurusan : Matematika

Menyatakan bahwa skripsi yang berjudul:

**SOLUSI PERMASALAHAN HETEROSKEDASTISITAS PADA  
REGRESI LINIER DENGAN METODE *WEIGHTED LEAST  
SQUARE (WLS)* DAN *NEWAY WEST* (Studi Kasus: Data  
Kemiskinan di Provinsi Jawa Tengah tahun 2019-2021)**

Secara keseluruhan adalah hasil penelitian/karya saya sendiri,  
kecuali bagian tertentu yang dirujuk sumbernya.

Semarang, 22 Desember 2022

Pembuat Pernyataan,

**Dita Aulia Wijayanti**

**NIM: 1708046005**

# PENGESAHAN



KEMENTERIAN AGAMA REPUBLIK INDONESIA UNIVERSITAS  
ISLAM NEGERI WALISONGO SEMARANG  
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI  
Jalan Prof. Dr. H. Hamka Kampus III Ngaliyan Semarang 50185  
Telepon (021) 76433166, Website: [fot.walisongo.ac.id](http://fot.walisongo.ac.id)

## PENGESAHAN

Naskah skripsi berikut ini:

Judul : Solusi Permasalahan Asumsi Heteroskedastisitas pada Regresi Linier dengan Weighted Least Square (WLS) dan Newey West (Studi Kasus: Data Kemiskinan di Provinsi Jawa Tengah tahun 2019-2021)

Penulis : Dita Aulia Wijayanti

NIM : 1708046005

Jurusan : Matematika

Telah diujikan dalam sidang tugas akhir oleh Dewan Penguji Fakultas Sains dan Teknologi UIN Walisongo dan dapat diterima sebagai salah satu syarat memperoleh gelar sarjana dalam Ilmu Matematika.

Semarang, 22 Desember 2022

Ketua Sidang

**Dinni Rahma Oktaviani, M.Si**  
NIP. 199410092019032017



Sekretaris Sidang

**Dr. Hj. Minhayati Shaleh, S.Si., M.Sc.**  
NIP. 197604262006042001

Penguji Utama I

**Ariska Kurnia Rachmawati, M.Sc.**  
NIP. 198908112019032019

Penguji Utama II

**Budi Cahyono, S.Pd., M.Si.**  
NIP. 198012152009121003

Pembimbing I,

**Dr. Hj. Minhayati Shaleh, S.Si., M.Sc.**  
NIP. 197604262006042001

Pembimbing II,

**Eva Khoirun Njka, M.Si**  
NIP. 198701022019032010

# NOTA PEMBIMBING

## NOTA PEMBIMBING

Semarang, 23 November 2022

Yth. Ketua Program Studi Matematika  
Fakultas Sains dan Teknologi  
UIN Walisongo Semarang

*Assalamu'alaikum. wr. wb.*

Hari ini diberitahukan bahwa saya telah melakukan bimbingan, arahan dan koreksi naskah skripsi dengan:

Judul : **Solusi Permasalahan Asumsi Heteroskedastisitas pada Regresi Linier dengan Weighted Least Square (WLS) dan Newey West**

Penulis: **Dita Aulia Wijayanti**

NIM : 1708046005

Jurusan: Matematika

Saya memandang bahwa naskah skripsi tersebut sudah dapat diajukan kepada Fakultas Sains dan Teknologi UIN Walisongo untuk diujikan dalam Sidang Munaqasyah.

*Wassalamu'alaikum. wr. wb.*

Pembimbing I,



**Dr. Hj. Minhayati Saleh, M.Sc**

NIP: 19760426 200604 2 001

# NOTA PEMBIMBING

## NOTA PEMBIMBING

Semarang, 25 November 2022

Yth. Ketua Program Studi Matematika  
Fakultas Sains dan Teknologi  
UIN Walisongo Semarang

*Assalamu'alaikum. wr. wb.*

Hari ini diberitahukan bahwa saya telah melakukan bimbingan, arahan dan koreksi naskah skripsi dengan:

**Judul : Solusi Permasalahan Asumsi Heteroskedastisitas pada Regresi Linier dengan Weighted Least Square (WLS) dan Newey West**

**Penulis: Dita Aulia Wijayanti**

**NIM : 1708046005**

**Jurusan: Matematika**

Saya memandang bahwa naskah skripsi tersebut sudah dapat diajukan kepada Fakultas Sains dan Teknologi UIN Walisongo untuk diujikan dalam Sidang Munaqasyah.

*Wassalamu'alaikum. wr. wb.*

Pembimbing II,



**Eka Khoirun Nisa, M.Si.**

NIP: 19870102 201903 2 010

## ABSTRAK

Analisis regresi merupakan studi tentang hubungan fungsional antara variabel-variabel yang umumnya dinyatakan dalam bentuk persamaan matematik. *Ordinary Least Square* (OLS) digunakan untuk mengestimasi parameter dalam regresi. Jika salah satu dari asumsi tidak terpenuhi, maka hasil OLS tidak lagi terbaik, linier dan tidak bias. Tujuan dari penelitian ini adalah untuk mengetahui solusi permasalahan heteroskedastisitas pada regresi linier dengan metode *Weighted Least Square* (WLS) dan *Newey West* dan untuk membandingkan hasil metode WLS dan *Newey West* (Studi kasus: data kemiskinan di Provinsi Jawa Tengah tahun 2019-2021). Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa nilai AIC dan nilai SIC pada metode WLS yaitu nilai AIC sebesar 4,848264 dan nilai SIC sebesar 4,949367, dan nilai AIC dan SIC metode *Newey West* yaitu nilai AIC sebesar 4,881925 dan nilai SIC sebesar 4,983028. Penelitian ini menunjukkan bahwa nilai AIC dan nilai SIC pada metode WLS lebih kecil daripada metode *Newey West*, sehingga metode terbaik yang dapat mengetahui solusi permasalahan heteroskedastisitas yaitu metode *Weighted Least Square*, dikarenakan metode *Newey West* tidak dapat menghilangkan adanya permasalahan heteroskedastisitas, akan tetapi dapat mengecilkan standar errornya saja.

**Kata kunci:** OLS, Heteroskedastisitas, *Weighted Least Square*, *Newey West*

## TRANSLITERASI ARAB-LATIN

Penulisan transliterasi huruf-huruf Arab latin dalam skripsi ini berpedoman pada SKB Menteri Agama dan Menteri Pendidikan dan Kebudayaan R.I. Nomor : 158/1987 dan Nomor : 0543/u/1987. Penyimpangan penulisan kata sandang [al-] disengaja secara konsisten supaya sesuai teks Arabnya.

ا	A	ط	t}
ب	B	ظ	z}
ت	T	ع	'
ث	s\	غ	G
ج	J	ف	F
ح	h}	ق	Q
خ	kh}	ك	K
د	D	ل	L
ذ	z\	م	M
ر	R	ن	N
ز	Z	و	W
س	S	ه	H
ش	Sy	ء	'
ص	s}	ي	Y
ض	d}		

### Bacaan Madd :

a >= a panjang

i >= i panjang

u >=u panjang

### Bacaan Diftong :

au = أو

ai = أي

iy = إي

## KATA PENGANTAR

*Assalamu'alaikum Warahmatullah Wabarakatuh*

Puji syukur penulis panjatkan atas kehadiran Allah SWT yang telah memberikan rahmat dan hidayah-Nya, sehingga penulis dapat menyelesaikan laporan tugas akhir dengan judul **“Solusi Permasalahan Heteroskedastisitas Pada Regresi Linier dengan *Weighted Least Square (WLS)* dan *Newey West* (Studi Kasus: Data Kemiskinan di provinsi Jawa Tengah tahun 2019-2021)”** di Universitas Islam Negeri Walisongo Semarang dengan baik. Tidak lupa Sholawat serta salam penulis haturkan kepada baginda Nabi Muhammad SAW semoga semua mendapatkan syafaatnya kelak di hari kiamat, Aamiin.

Dalam kesempatan ini penulis ingin menyampaikan terimakasih kepada semua pihak yang telah terlibat baik secara langsung maupun tidak langsung selama pelaksanaan penelitian dan penyelesaian laporan tugas akhir ini. Ucapan terimakasih dan penghargaan sebesar-besarnya kepada:

1. Allah SWT yang telah memberikan karunia, rahmat, hidayah sehingga dapat menyelesaikan skripsi ini.
2. Prof. Dr. H. Imam Taufiq, M.Ag., selaku rektor Universitas Islam Negeri Walisongo Semarang.
3. Dr. Ismail, M.Ag., selaku Dekan Fakultas Sains dan Teknologi Universitas Islam Negeri Walisongo Semarang.



4. Emy Siswanah, M.Sc., selaku ketua Program Studi Matematika.
5. Eva Khoirun Nisa, M.Si., selaku dosen wali sekaligus dosen pembimbing II yang telah memberikan bimbingan dan arahan dalam menyelesaikan skripsi ini.
6. Dr. Hj. Minhayati Shaleh, M.Sc., selaku dosen pembimbing I yang telah memberikan bimbingan dan arahan dalam menyelesaikan skripsi ini.
7. Segenap Bapak/Ibu Dosen Jurusan Matematika Fakultas Sains dan Teknologi Universitas Islam Negeri Walisongo Semarang yang telah memberikan ilmunya dan semoga menjadi berkah bagi semuanya.
8. Bapak Supriyanto dan Ibu Muzaro'ah selaku kedua orang tua penulis, yang selalu mendoakan, memberikan cinta, kasih sayang, semangat dan motivasi yang tak hingga dalam menyelesaikan skripsi ini.
9. Bapak Siswanto selaku orang tua asuh yang selalu memberikan motivasi, doa, semangat dan dukungan kepada penulis.
10. Teman-teman seperjuangan Prodi Matematika 2017 yang telah memberikan berbagai pengalaman dan motivasi selama belajar di UIN Walisongo Semarang.
11. Teman-teman UKM Saintek Sport Sains dan Teknologi yang memberikan banyak pengalaman berorganisasi.

12. Fikri Misbahul Firdaos yang selalu memberikan dukungan dan menemani penulis selama proses pengerjaan skripsi.
13. Semua pihak yang memberikan dukungan dan doa yang tidak dapat penulis sebutkan satu per satu.

Penulis menyadari bahwa tugas akhir ini masih jauh dari kata sempurna. Oleh karena itu, penulis mengharapkan kritik dan saran yang membangun untuk perbaikan pada penulisan berikutnya. Serta semoga hasil penelitian ini dapat bermanfaat bagi ilmu pengetahuan, Aamiin.

Semarang, 22 Desember 2022

Penulis

Dita Aulia Wijayanti

NIM. 1708046005

## DAFTAR ISI

<b>HALAMAN JUDUL</b> .....	i
<b>PERNYATAAN KEASLIAN</b> .....	ii
<b>PENGESAHAN</b> .....	iii
<b>NOTA PEMBIMBING</b> .....	iv
<b>NOTA PEMBIMBING</b> .....	v
<b>ABSTRAK</b> .....	vi
<b>TRANSLITERASI ARAB-LATIN</b> .....	vii
<b>KATA PENGANTAR</b> .....	viii
<b>DAFTAR ISI</b> .....	xi
<b>DAFTAR TABEL</b> .....	xiii
<b>DAFTAR GAMBAR</b> .....	xiv
<b>DAFTAR LAMPIRAN</b> .....	xv
A. Latar Belakang.....	1
B. Rumusan Masalah.....	6
C. Tujuan Penelitian .....	7
D. Manfaat Penelitian.....	7
<b>BAB II</b> .....	9
<b>LANDASAN PUSTKA</b> .....	9
A. Analisis Regresi Linier.....	9
B. Asumsi-Asumsi Metode Kuadrat Terkecil.....	10
C. Regresi Linier Berganda.....	16
D. Pengujian Asumsi OLS .....	21
E. Uji Normalitas .....	38
F. Uji Linieritas.....	39
G. Weighted Least Square (WLS).....	42
H. Newey West.....	44
I. Uji Parsial (Uji $t$ ) .....	46
J. Uji Simultan (Uji $F$ ).....	48
K. Uji Keباikan Model .....	52

L. Kemiskinan.....	54
M. Kajian Pustaka .....	57
<b>BAB III .....</b>	<b>63</b>
<b>METODE PENELITIAN.....</b>	<b>63</b>
A. Jenis Penelitian.....	63
B. Waktu Penelitian .....	63
C. Sumber Data.....	63
D. Variabel Penelitian .....	63
E. Metode Pengumpulan Data.....	64
F. Langkah-langkah Penelitian .....	65
<b>BAB IV .....</b>	<b>71</b>
<b>DESKRIPSI DAN ANALISIS DATA .....</b>	<b>71</b>
A. Deskripsi Data.....	71
B. Analisis Data .....	73
1. Analisis Regresi Berganda pada Data Kemiskinan di Jawa Tengah.....	73
2. Pengujian Signifikansi Parameter .....	86
3. Penyembuhan Heteroskedastisitas dengan Weighted Least Square (WLS) .....	91
4. Penyembuhhan Heteroskedastisitas dengan Newey West.....	94
5. Pemilihan Model Terbaik antara Metode Weighted Least Square (WLS) dan Newey West.....	99
<b>BAB V .....</b>	<b>102</b>
<b>PENUTUP .....</b>	<b>102</b>
A. Simpulan .....	102
B. Saran .....	103
<b>DAFTAR PUSTAKA .....</b>	<b>104</b>
<b>LAMPIRAN-LAMPIRAN .....</b>	<b>109</b>
<b>DAFTAR RIWAYAT HIDUP .....</b>	<b>130</b>

## DAFTAR TABEL

Tabel 3. 1 Deskripsi Variabel Penelitian .....	64
Tabel 4. 1 Hasil Deskripsi Data Kemiskinan, PDRB, TPT, dan APS di Jawa Tengah Tahun 2019-2021 .....	71
Tabel 4. 2 Uji Multikolinieritas .....	81
Tabel 4. 3 Hasil Uji Simultan .....	88
Tabel 4. 4 Hasil Uji Simultan .....	90

## DAFTAR GAMBAR

Gambar 2.1 Homoskedastisitas .....	33
Gambar 2.2 Heteroskedastisitas.....	33
Gambar 2.3 Linear Relationship.....	40
Gambar 2.4 Curvilinear Relationship.....	41
Gambar 4. 1 Output Eviews 10 untuk Regresi Linier Berganda.....	86
Gambar 4. 2 Output Eviews 10 Histogram untuk Uji Normalitas .....	74
Gambar 4. 3 Uji Linieritas dengan scatter plot.....	75
Gambar 4. 4 Uji Linieritas dengan evIEWS 10 .....	76
Gambar 4. 5 Output evIEWS 10 untuk Uji Multikolinieritas pada X1.....	78
Gambar 4. 6 Output evIEWS 10 untuk Uji Multikolinieritas pada X2.....	79
Gambar 4. 7 Output evIEWS 10 untuk Uji Multikolinieritas pada X3.....	80
Gambar 4. 8 Output Eviews 10 Durbin-Watson .....	82
Gambar 4. 9 Output Eviews 10 Uji Heteroskedastisitas.....	83
Gambar 4. 10 Output evIEWS 10 metode Weighted Least Square .....	92
Gambar 4. 11 Output evIEWS 10 Uji Heteroskedastisitas .....	93
Gambar 4. 12 Output evIEWS 10 Newey West .....	95
Gambar 4. 13 Output evIEWS 10 Uji Heteroskedastisitas .....	96
Gambar 4. 14 Output evIEWS 10 Newey West .....	97
Gambar 4. 15 Output evIEWS 10 Uji Heteroskedastisitas .....	98
Gambar 4. 16 AIC dan SIC dari metode WLS.....	99
Gambar 4. 17 AIC dan SIC dari metode Newey West.....	100

## DAFTAR LAMPIRAN

<b>Lampiran 1</b>	Surat Bukti Pengambilan Data .....	109
<b>Lampiran 2</b>	Data Kemiskinan, PDRB, TPT, APS Kabupaten dan Kota di Provinsi Jawa Tengah tahun 2019-2021 .....	111
<b>Lampiran 3</b>	Langkah-langkah Uji Heteroskedastisitas .....	117
<b>Lampiran 4</b>	Langkah-langkah Uji metode WLS .....	120
<b>Lampiran 5</b>	Langkah-langkah Uji Newey West.....	124

# BAB I

## PENDAHULUAN

### A. Latar Belakang

Matematika merupakan ilmu yang mendasari berbagai macam ilmu lainnya, misalnya ekonomi, politik, pertahanan dan keamanan, kesehatan, sosial, budaya dan agama. Matematika dapat diaplikasikan dengan ilmu-ilmu yang lain, contohnya matematika ekonomi dan matematika statistik. Suatu cabang ilmu yang menggunakan campuran teori ekonomi, matematika ekonomi, dan statistika yaitu ekonometrika (Asmoro, 2013). Ekonometrika adalah bidang keilmuan yang menggabungkan bidang teori ekonomi, matematika, dan statistika. Ini dapat dicirikan sebagai investigasi kuantitatif dari proses ekonomi aktual (P.A Samuelson et al., 1954).

Alat utama yang digunakan dalam ekonometrika adalah regresi. Regresi pertama kali dikenalkan oleh Francis Galton pada tahun 1855, pada pengamatannya terhadap tinggi badan beberapa anak dan orang tuanya. Dalam pengamatan Galton tersebut, regresi berarti mempelajari bagaimana pengaruh suatu variabel *independent* terhadap variabel *dependent* (Gujarati, 2010). Regresi linier sederhana dan regresi linier berganda



adalah dua jenis regresi linier. Analisis regresi adalah metode yang digunakan untuk mencoba dan meramalkan atau mengantisipasi perubahan. Regresi dapat menunjukkan minat pada apa yang akan terjadi di masa depan untuk membantu dalam membuat pilihan terbaik (Asmoro, 2013).

Dalam regresi linier, terdapat beberapa asumsi yang harus dipenuhi untuk menduga parameter agar bersifat BLUE (*Best Linier Unbiased Estimator*). Asumsi homoskedastisitas merupakan salah satu syarat yang harus dipenuhi, jika persyaratan ini tidak terpenuhi, maka akan terjadi heteroskedastisitas. Ketika varian *error* model regresi tidak konstan, maka muncul heteroskedastisitas (Widarjono, 2018). Estimator OLS (*Ordinary Least Square*) yang dihasilkan tidak bias sekaligus menyebabkan varians menjadi tidak efisien atau cenderung besar sehingga tidak lagi menjadi varian kecil diakibatkan heteroskedastisitas. Sedemikian rupa sehingga model perlu ditingkatkan untuk menghilangkan dampak heteroskedastisitas (Gujarati, 2010).

Kasus heteroskedastisitas disinggung dalam Q.S Al-An'am:153,

وَأَنَّ هَذَا صِرَاطِي مُسْتَقِيمًا فَاتَّبِعُوهُ وَلَا تَتَّبِعُوا السُّبُلَ فَتَفَرَّقَ  
بِكُمْ عَنْ سَبِيلِهِ ۗ ذَٰلِكُمْ وَصَّاكُم بِهِ لَعَلَّكُمْ تَتَّقُونَ

Artinya:

“Dan bahwa (yang kami perintahkan ini) adalah jalanKu yang lurus, maka ikutilah Dia, dan janganlah kamu mengikuti jalan-jalan (yang lain), karena jalan-jalan itu mencerai beraikan kamu dari jalanNya, yang demikian itu diperintahkan Allah agar kamu bertakwa”

Dalam ayat diatas lafadz **وَأَنَّ هَذَا صِرَاطِي** yang artinya “Dan bahwa (yang kami perintahkan ini) adalah jalanKu yang lurus” menjelaskan bahwa Allah memerintahkan manusia untuk tetap pada jalan yang lurus.

Dalam penelitian ini, lafadz **صِرَاطِي مُسْتَقِيمًا** yang berarti “jalan yang lurus” diartikan sebagai suatu kebenaran, sementara itu kebenaran pada regresi linier berganda berlaku apabila model tersebut bersifat BLUE. Untuk memenuhi sifat BLUE terdapat beberapa asumsi dan salah satu asumsi yang harus dipenuhi yaitu homoskedastisitas, yakni variansi error konstan. Sedangkan pada lafadz **وَلَا تَتَّبِعُوا السُّبُلَ فَتَفَرَّقَ بِكُمْ عَنْ سَبِيلِهِ** kata **سَبِيلِهِ** pada akhir lafadz ini secara umum dapat dipahami bermakna serupa walaupun tidak sama dengan **صِرَاطِي** yang berarti “jalanKu” pada awal ayat, perbedaan diantara dua kata yang hampir sama tersebut adalah

صِرَاطِي bermakna sebagai jalan yang luas dan selalu benar, sedangkan سَبِيلِهِ adalah jalan kecil atau lorong, dengan demikian فَتَذَرَقَ بِكُمْ عَنْ سَبِيلِهِ yang berarti ” dan janganlah kamu mengikuti jalan-jalan (yang lain), karena jalan-jalan itu mencerai beraikan kamu dari jalanNya” menjelaskan bahwa larangan untuk mengikuti jalan yang lain (bukan jalan Allah). Jika “jalan lurus (kebenaran)” pada model dapat diartikan sebagai berlakunya sifat BLUE, maka “jalan yang lain” pada kalimat tersebut yaitu tidak berlakunya sifat BLUE, sehingga unsur heteroskedastisitas termasuk “jalan yang lain”, sehingga pada regresi linier berganda heteroskedastisitas harus diatasi agar berlaku suatu kebenaran (Syukriyah, 2011).

Uji Breusch-Pagan digunakan untuk mendeteksi adanya heteroskedastisitas. *Weighted Least Square* (WLS) memiliki kemampuan untuk menetralisasi akibat dari adanya pelanggaran asumsi heteroskedastisitas dan dapat menghilangkan sifat ketidakbiasan dan konsistensi dari metode taksiran OLS. Selain menggunakan metode WLS, terdapat metode alternatif lain dalam mengatasi terjadinya adanya heteroskedastisitas yaitu dengan menggunakan metode *Newey West*. Metode *Newey West* digunakan untuk memperbaiki kesalahan *standard error*

OLS dengan mengoreksi *standard error*, tidak hanya digunakan dalam permasalahan heteroskedastisitas melainkan juga dapat digunakan pada permasalahan autokorelasi (Wooldridge J, 2009).

Kemiskinan hingga saat ini masih menjadi suatu permasalahan utama yang dihadapi oleh negara berkembang, termasuk Indonesia. Hal tersebut diakibatkan oleh minimnya fasilitas dan sarana yang dapat menunjang kesejahteraan hidup masyarakat. Pemerintah mempunyai peran penting dalam mempengaruhi perubahan angka setiap tahunnya. Salah satu upaya pemerintah untuk meningkatkan kinerja perekonomian dengan melakukan pembangunan nasional, sehingga dapat terbukanya lapangan pekerjaan dan dapat menata kehidupan yang layak demi terciptanya kesejahteraan (Novianto, 2017).

Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Jawa Tengah menyatakan bahwa pada tahun 2019 tingkat kemiskinan di Jawa Tengah adalah sebesar 3743,23 ribu atau 10,80%, kemudian pada tahun 2020 naik menjadi sebesar 3980,90 ribu atau 11,41% dan pada tahun 2021 naik lagi menjadi sebesar 4109,75 ribu atau 11,79%. Terdapat beberapa faktor yang mempengaruhi kemiskinan di suatu wilayah yaitu Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), Tingkat

Pengangguran Terbuka (TPT), dan Angka Partisipasi Sekolah (APS) (Novita, 2020).

Berdasarkan latar belakang yang terpaparkan diatas, penulis mengambil judul “Solusi Permasalahan Heteroskedastisitas pada Regresi Linier dengan *Weighted Least Square* (WLS) dan *Newey West* (Studi Kasus: Data Kemiskinan di Provinsi Jawa Tengah tahun 2019-2021)”.

## **B. Rumusan Masalah**

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

1. Bagaimana solusi dari permasalahan asumsi heteroskedastisitas pada regresi linier dengan metode WLS dan *Newey West* pada data kemiskinan di Provinsi Jawa Tengah tahun 2019-2021?
2. Metode apakah yang terbaik dari solusi permasalahan asumsi heteroskedastisitas pada regresi linier dengan metode WLS dan *Newey West* pada data kemiskinan di Provinsi Jawa Tengah tahun 2019-2021?

### **C. Tujuan Penelitian**

Berdasarkan rumusan masalah di atas, maka tujuan dalam penelitian ini adalah:

1. Mengetahui solusi permasalahan asumsi heteroskedastisitas pada regresi linier dengan metode WLS dan *Newey West* pada data kemiskinan di Provinsi Jawa Tengah tahun 2019-2021
2. Mengetahui metode terbaik dari solusi permasalahan asumsi heteroskedastisitas pada regresi linier dengan metode WLS dan *Newey West* pada data kemiskinan di Provinsi Jawa Tengah tahun 2019-20221

### **D. Manfaat Penelitian**

Manfaat penelitian ini adalah:

1. Bagi Penulis

Penelitian ini diharapkan mampu memberikan tambahan pengetahuan tentang heteroskedastisitas pada regresi linier.

2. Bagi Peneliti Selanjutnya

Hasil penelitian ini diharapkan dapat dijadikan suatu referensi untuk peneliti selanjutnya, terutama yang berkaitan dengan permasalahan heteroskedastisitas dan cara mengatasinya.

### 3. Bagi Lembaga

Hasil penelitian ini dapat dijadikan sebagai sarana bahan kepustakaan untuk civitas akademika khususnya pada Jurusan Matematika.

## BAB II

### LANDASAN PUSTKA

#### A. Analisis Regresi Linier

Pertama kali regresi dikenalkan oleh Francis Galton. Disebuah karya tulisnya yang berjudul *Family Likeness in Stature, (Procceding of Royal Society, London vol.40,1886)*, Francis Galton menemukan bahwa ada kecenderungan dari orang tua yang berbadan tinggi memiliki anak yang berbadan tinggi dan orang tua yang berbadan pendek memiliki anak yang berbadan pendek. Akan tetapi, rata-rata tidaklah setinggi ataupun sependek orang tua mereka, namun lebih mendekati rata-rata. Dengan kata lain, terdapat kecenederungan bahwa secara rata-rata sifat beberapa kelompok tertentu pada generasi selanjutnya akan bergerak ke arah rata-rata populasi. Secara umum, analisis regresi adalah ketergantungan secara statistik dari satu variabel, yaitu variabel *dependent* terhadap satu atau lebih variabel lainnya yaitu variabel *independent* (Gujarati, 2010).

Analisis regresi dibedakan menjadi dua jenis variabel yaitu variabel *independent* atau variabel prediktor dan variabel *dependent* atau variabel respon. Persamaan regresi untuk variabel *dependent* dengan regresi linier sederhana. Persamaan regresi melibatkan



lebih dari dua variabel *independent* dikenal dengan regresi linier berganda (Sudjana, 2005).

## B. Asumsi-Asumsi Metode Kuadrat Terkecil

Menurut Gujarati (2010) metode kuadrat terkecil (*Ordinary Least Square* = OLS) dipersembahkan untuk Carl Fried Gauss, seorang ahli matematika Jerman. Dimiliki model regresi populasi sederhana sebagai berikut:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad (2.1)$$

kemudian diestimasi menjadi:

$$\begin{aligned} Y_i &= \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i + \hat{e}_i \\ &= \hat{Y}_i + \hat{e}_i \end{aligned} \quad (2.2)$$

dimana  $\hat{Y}_i$  adalah nilai  $Y_i$  yang diestimasi (rerata kondisional) dari estimasi diatas dapat ditulis menjadi persamaan berikut:

$$\begin{aligned} \hat{e}_i &= Y_i - \hat{Y}_i \\ &= Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i \end{aligned} \quad (2.3)$$

yang menunjukkan bahwa  $\hat{e}_i$  (residual) secara sederhana adalah perbedaan antara nilai aktual atau nyata dan nilai estimasi dari  $Y$ .

Menurut Gujarati (2010) *Classical Linear Regression Model* (CLRM) adalah asumsi yang mendasari metode

kuadrat terkecil. Tujuan dari analisis regresi bukan hanya untuk mendapat  $\hat{\beta}_0$  dan  $\hat{\beta}_1$ , tetapi juga untuk mendapatkan inferensi nilai sebenarnya dari  $\beta_0$  dan  $\beta_1$  dengan kata lain mengetahui seberapa dekat  $\hat{\beta}_0$  dan  $\hat{\beta}_1$  mewakili pasangannya dalam populasi atau seberapa dekat  $\hat{Y}_i$  merepresentasikan  $E(Y|X_i)$  sebenarnya. Seperti dalam persamaan berikut:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad (2.4)$$

Terlihat bahwa  $Y_i$  bergantung pada  $X_i$  dan  $e_i$ , jadi asumsi yang dibuat mengenai variabel-variabel  $X_i$  dan faktor kesalahan sangatlah penting untuk membuat interpretasi dari estimasi regresi yang benar atau valid. CLRM ini memiliki 7 asumsi yaitu:

#### 1. Asumsi 1

Model Regresi Linier: linier dalam parameter-parameternya, seperti yang ditunjukkan dalam persamaan:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad (2.5)$$

#### 2. Asumsi 2

Nilai  $X$  selalu tetap atau nilai  $X$  yang independen terhadap faktor kesalahan: nilai regresor  $X$  selalu dianggap tetap dalam pengambilan sampel yang berulang (regresor selalu tetap) atau pengambilan

sampel sejalan dengan pengumpulan variabel  $Y$  (regressor stokastik). Variabel-variabel  $X$  dan faktor kesalahan yang *independent*, yaitu  $cov(X_i, e_i) = 0$ .

### 3. Asumsi 3

Nilai rerata nol dari faktor gangguan  $e_i$ : untuk setiap nilai  $X_i$  tertentu, nilai rerata atau nilai ekspektasi dari faktor gangguan acak  $e_i$  bernilai nol. Secara simbolis diperoleh

$$E(e_i|X_i) = 0 \quad (2.6)$$

Atau, jika  $X$  bersifat tidak stokastik

$$E(e_i) = 0 \quad (2.7)$$

Asumsi 3 ini menyatakan bahwa nilai rerata dari  $u_i$  kondisional terhadap nilai  $X_i$  tertentu adalah nol. Asumsi 3 secara sederhana, menyatakan bahwa faktor-faktor tersebut tidak secara eksplisit dimasukkan dalam model, sehingga dianggap masuk sebagai  $u_i$ , yang tidak secara sistematis memengaruhi nilai  $Y$ ; dengan kata lain, dapat mengatakan bahwa nilai  $u_i$  yang positif meniadakan nilai  $u_i$  yang negatif sehingga rata-rata atau rerata dampak dari  $u_i$  ini terhadap  $Y$  adalah nol. Perhatikan bahwa asumsi  $E(u_i|X_i) = 0$  berimplikasi  $E(Y_i|X_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i$ , kedua asumsi tersebut ekuivalen. Asumsi 3 berimplikasi bahwa tidak

ada bias spesifikasi atau kesalahan spesifikasi (*specification bias or specification error*) dalam model pada suatu analisis empiris. Dengan kata lain, model regresi dikoreksi secara tepat.

Rerata kondisional satu variabel acak terhadap variabel acak lainnya adalah nol, serta nilai kovarians diantara kedua variabel adalah nol, sehingga kedua variabel tidak berkorelasi. Jadi, asumsi 3 mengimplikasikan bahwa  $X_i$  dan  $u_i$  tidak berkorelasi. Untuk mengasumsikan bahwa faktor gangguan  $u$  dan variabel-variabel penjelas  $X$  tidak berkorelasi yaitu seperti persamaan (2.5), berasumsi bahwa  $X$  dan  $u$  (yang merepresentasikan pengaruh dari semua variabel yang dihilangkan) memiliki pengaruh yang terpisah terhadap  $Y$ . Apabila  $X$  dan  $u$  berkorelasi, maka menjadi tidak mungkin untuk mengetahui efeknya masing-masing terhadap  $Y$ . Sehingga jika  $X$  dan  $u$  berkorelasi positif,  $X$  meningkat seiring dengan meningkatnya  $u$  dan  $X$  akan berkurang seiring berkurangnya  $u$ . Jika  $X$  dan  $u$  berkorelasi negatif,  $X$  meningkat seiring dengan berkurangnya  $u$  dan  $X$  akan berkurang seiring meningkatnya  $u$ . Pada situasi seperti ini, memungkinkan bahwa faktor kesalahan secara aktual membawa beberapa variabel yang mungkin

dapat membawa regresor tambahan dalam model. Hal ini menunjukkan asumsi 3 merupakan cara lain untuk menyatakan bahwa tidak ada bias spesifikasi pada model regresi yang terpilih.

#### 4. Asumsi 4

Homoskedastisitas (*Homoscedasticity*) atau keseragaman varians dari  $e_i$ : nilai varians faktor kesalahan atau gangguan adalah sama dengan mengabaikan nilai  $X$ , secara simbolis:

$$\begin{aligned} \text{Var}(e_i|X_i) &= E[e_i - E(e_i|X_i)]^2 \\ &= E(e_i^2|X_i) \text{ karena asumsi 3} \\ &= E(e_i^2), \text{ jika } X_i \text{ bersifat nonstokastik} \\ &= \sigma^2 \end{aligned} \tag{2.8}$$

dimana *var* adalah kependekan dari varians.

Persamaan (2.8) menyatakan bahwa varians dari  $e_i$  untuk setiap  $X_i$  (misal: varians kondisional dari  $e_i$ ) adalah sebuah angka positif yang konstan dan sama dengan  $\sigma^2$ . Secara teknis persamaan (2.8) mewakili asumsi homoskedastisitas: sebaran (skedastisitas) yang sama (homo) atau varians yang seragam. Jika dinyatakan dengan cara lain, persamaan (2.8) menjelaskan bahwa populasi  $Y$  berkaitan dengan berbagai nilai  $X$  yang memiliki varians yang sama. Varians di sekitar garis regresi (yang merupakan garis

yang menggambarkan hubungan rata-rata antara  $Y$  dan  $X$ ), secara sederhana adalah sama antar nilai  $X$ ; dimana nilainya tidak akan naik ataupun turun seiring dengan perubahan  $X$ .

#### 5. Asumsi 5

Tidak adanya autokorelasi diantara gangguan: untuk setiap dua nilai  $X$  yang ada,  $X_i$  dan  $X_j$  ( $i \neq j$ ), korelasi antara nilai  $e_i$  dan  $e_j$  mana pun ( $i \neq j$ ) adalah nol. Secara simbolis:

$$Cov(e_i, e_j | X_i, X_j) = 0$$

$$Cov(e_i, e_j) = 0, \text{ jika } X_i \text{ bersifat nonstokastik}$$

Dimana  $i$  dan  $j$  merupakan dua observasi yang berbeda, serta dimana  $cov$  berarti covarians.

#### 6. Asumsi 6

Jumlah observasi  $n$  harus lebih besar dari jumlah parameter yang akan diestimasi: dengan kata lain, jumlah observasi harus lebih besar dari jumlah variabel-variabel penjelasnya.

#### 7. Asumsi 7

Kriteria dasar pada variabel  $X$ : nilai  $X$  dari sampel tertentu tidak selalu harus sama. Secara teknis,  $var(X)$  dan seharusnya merupakan angka-angka yang positif. Lebih jauh lagi, tidak ada pencilan (*outlier*) dari

nilai variabel  $X$ , yaitu nilai yang menyatakan hubungan yang terlalu besar pada akhir observasi.

### C. Regresi Linier Berganda

Regresi linier berganda adalah suatu model regresi yang menghubungkan secara linier antara suatu variabel tak bebas ( $Y$ ) dengan himpunan variabel *independent* ( $X_1, X_2, \dots, X_n$ ) yaitu:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + e_i \quad (2.9)$$

dengan  $i = 1, 2, 3 \dots n$  dan  $k = 0, 1, 2, 3 \dots$  dimana:

$Y_i$  : variabel *dependent*

$X_i$  : variabel *independent*

$\beta_0$  : parameter konstanta regresi

$\beta_1 \dots \beta_n$  : parameter koefisien regresi

$n$  : jumlah data observasi

$k$  : banyaknya *variabel independent*/faktor

$e_i$  : variabel galat/kesalahan regresi

dapat juga dijabarkan menjadi:

$$Y_1 = \beta_0 + \beta_1 X_{11} + \beta_2 X_{21} + \beta_3 X_{31} + \dots + \beta_k X_{k1} + e_1$$

$$Y_2 = \beta_0 + \beta_1 X_{12} + \beta_2 X_{22} + \beta_3 X_{32} + \dots + \beta_k X_{k2} + e_2$$

$$Y_3 = \beta_0 + \beta_1 X_{13} + \beta_2 X_{23} + \beta_3 X_{33} + \dots + \beta_k X_{k3} + e_3$$

$$\vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots$$

$$Y_n = \beta_0 + \beta_1 X_{1n} + \beta_2 X_{2n} + \beta_3 X_{3n} + \dots + \beta_n X_{kn} + e_n$$

dijadikan dalam bentuk matriks:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ Y_3 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{21} & X_{31} & \cdots & X_{k1} \\ 1 & X_{12} & X_{22} & X_{32} & \cdots & X_{k2} \\ 1 & X_{13} & X_{23} & X_{33} & \cdots & X_{k3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1n} & X_{2n} & X_{3n} & \cdots & X_{kn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ \vdots \\ e_n \end{bmatrix}$$

Dengan  $k < n$  artinya jumlah observasi harus lebih banyak dari banyaknya variabel *independent*. Bentuk matriks diatas dapat dinyatakan dalam bentuk sederhana, yaitu:

$$\vec{Y} = X\vec{\beta} + \vec{e} \quad (2.10)$$

atau

$$\vec{e} = \vec{Y} - X\vec{\beta}$$

dalam penulisan selanjutnya  $\vec{Y}$  adalah  $Y$ ,  $\vec{\beta}$  adalah  $\beta$ , dan  $\vec{e}$  adalah  $e$  (Supranto, 2009).

Metode estimasi parameter untuk regresi linier berganda salah satunya adalah OLS (*Ordinary Least Square*). Konsep dari metode OLS adalah menaksir parameter regresi ( $\beta$ ) dengan meminimumkan jumlah kuadrat dari *error* (Dajan, 1986). Sehingga taksiran parameter regresi ( $\hat{\beta}$ ) dapat ditulis dengan rumus:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \cdots + \hat{\beta}_k X_{ki} \quad (2.11)$$

dapat dinyatakan dalam bentuk matriks sebagai berikut:



$$\begin{bmatrix} \hat{Y}_1 \\ \hat{Y}_2 \\ \hat{Y}_3 \\ \vdots \\ \hat{Y}_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{21} & X_{31} & \cdots & X_{k1} \\ 1 & X_{12} & X_{22} & X_{32} & \cdots & X_{k2} \\ 1 & X_{13} & X_{23} & X_{33} & \cdots & X_{k3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1n} & X_{2n} & X_{3n} & \cdots & X_{kn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_k \end{bmatrix}$$

Menurut Lains (2003) tujuan OLS adalah meminimumkan jumlah kuadrat *error*, yaitu:

$$\begin{aligned} S &= \sum_{i=1}^n e_i^2 \\ &= e_1^2 + e_2^2 + \cdots + e_n^2 \\ &= [e_1 \quad e_2 \quad \cdots \quad e_n] \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{bmatrix} \\ &= e^T e \\ &= (Y - X\beta)^T (Y - X\beta) \\ &= (Y^T - X^T \beta^T) (Y - X\beta) \\ &= Y^T Y - Y^T X\beta - \beta^T X^T Y + \beta^T X^T X\beta \end{aligned}$$

karena  $Y^T X\beta$  adalah skalar (ordo  $1 \times 1$ ), maka:

$$\begin{aligned} Y^T X\beta &= (Y^T X\beta)^T \\ &= \beta^T X^T Y \end{aligned} \tag{2.12}$$

Jadi diperoleh kuadrat error:

$$S = Y^T Y - 2\beta^T X^T Y + \beta^T X^T X\beta \tag{2.13}$$

Menurut Supranto (2009) untuk mengestimasi parameter regresi ( $\hat{\beta}$ ) maka jumlah kuadrat *error* harus diminimumkan, hal tersebut dapat diperoleh dengan melakukan turunan pertama terhadap  $\beta$ , yaitu:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial s}{\partial \beta} &= 0 - 2X^T Y + X^T X \beta + (\beta^T X^T X)^T \\
&= -2X^T Y + X^T X \beta + X^T X \beta \\
&= -2X^T Y + 2X^T X \beta
\end{aligned} \tag{2.14}$$

hasil estimasi parameter  $\hat{\beta}$  diperoleh dengan menyamakan hasil turunan jumlah kuadrat *error* dengan nol, sehingga pada saat hasil turunan jumlah kuadrat *error* disamakan dengan nol parameter  $\beta$  menjadi  $\hat{\beta}$ , diperoleh:

$$\begin{aligned}
-2X^T Y + 2X^T X \hat{\beta} &= 0 \\
2X^T X \hat{\beta} &= 2X^T Y \\
X^T X \hat{\beta} &= X^T Y \\
\hat{\beta} &= (X^T X)^{-1} X^T Y
\end{aligned} \tag{2.15}$$

akan ditunjukkan bahwa  $\hat{\beta}$  adalah estimasi linier tak bias dari  $\beta$ :

$$\begin{aligned}
E(\hat{\beta}) &= E((X^T X)^{-1} X^T Y) \\
&= (X^T X)^{-1} X^T E(Y) \\
&= (X^T X)^{-1} X^T X \beta \\
&= \beta
\end{aligned}$$

terbukti bawa  $\hat{\beta}$  adalah estimasi linier tak bias dari  $\beta$  (Lains, 2003).

Dengan mensubstitusikan persamaan (2.10) ke dalam persamaan (2.14) diperoleh:

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

$$\begin{aligned}
&= (X^T X)^{-1} X^T (X\beta + e) \\
&= (X^T X)^{-1} X^T X\beta + (X^T X)^{-1} X^T e \\
&= \beta + (X^T X)^{-1} X^T e \tag{2.16}
\end{aligned}$$

Untuk dapat menunjukkan bahwa  $\hat{\beta}$  adalah penaksir OLS yang paling baik (*Best Estimator*) dalam arti taksiran variansi parameter ( $Var(\hat{\beta})$ ) adalah yang terendah, maka dapat diperlihatkan yaitu:

$$\begin{aligned}
Cov(\hat{\beta}) &= E \left[ (\hat{\beta} - E(\hat{\beta})) (\hat{\beta} - E(\hat{\beta}))^T \right] \\
&= \begin{bmatrix} E(\hat{\beta}_1 - \beta_1) \\ E(\hat{\beta}_2 - \beta_2) \\ \vdots \\ E(\hat{\beta}_k - \beta_k) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E(\hat{\beta}_1 - \beta_1) & E(\hat{\beta}_2 - \beta_2) & \cdots & E(\hat{\beta}_k - \beta_k) \end{bmatrix} \\
&= \begin{bmatrix} E(\hat{\beta}_1 - \beta_1)^2 & E(\hat{\beta}_1 - \beta_1) E(\hat{\beta}_2 - \beta_2) & \cdots & E(\hat{\beta}_2 - \beta_2) E(\hat{\beta}_k - \beta_k) \\ E(\hat{\beta}_1 - \beta_1) E(\hat{\beta}_2 - \beta_2) & E(\hat{\beta}_2 - \beta_2)^2 & \cdots & E(\hat{\beta}_2 - \beta_2) E(\hat{\beta}_k - \beta_k) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E(\hat{\beta}_1 - \beta_1) E(\hat{\beta}_k - \beta_k) & E(\hat{\beta}_2 - \beta_2) E(\hat{\beta}_k - \beta_k) & \cdots & E(\hat{\beta}_k - \beta_k)^2 \end{bmatrix} \\
&= \begin{bmatrix} Var(\hat{\beta}_1) & Cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) & \cdots & Cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_k) \\ Cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) & Var(\hat{\beta}_2) & \cdots & Cov(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_k) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_k) & Cov(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_k) & \cdots & Var(\hat{\beta}_k) \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

Dilihat bahwa variansi adalah anggota dari diagonal utama, sedangkan kovarian adalah unsur-unsur di luar diagonal utama. Kovariansi tersebut dapat dituliskan dalam notasi matriks sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
Cov(\hat{\beta}) &= E \left[ (\hat{\beta} - E(\hat{\beta})) (\hat{\beta} - E(\hat{\beta}))^T \right] \\
&= E \left[ (\hat{\beta} - \beta) (\hat{\beta} - \beta)^T \right]
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= E[(\beta + (X^T X)^{-1} X^T e - \beta)(\beta + (X^T X)^{-1} X^T e - \beta)^T] \\
&= E[(X^T X)^{-1} X^T e ((X^T X)^{-1} X^T e)^T] \\
&= E[(X^T X)^{-1} X^T e (e^T X (X^T X)^{-1})] \\
&= (X^T X)^{-1} X^T E(e e^T) X (X^T X)^{-1} \\
&= (X^T X)^{-1} X^T \Phi X (X^T X)^{-1} \tag{2.17}
\end{aligned}$$

Dengan  $\Phi$  adalah matriks diagonal. Pada saat variansi *error* bersifat homoskedastisitas, menurut Long dan Ervin (1998), maka dapat ditulis  $\Phi = \sigma^2 I$  dengan asumsi tersebut persamaan (2.16) menjadi:

$$\begin{aligned}
Var(\hat{\beta}) &= (X^T X)^{-1} X^T \sigma^2 I X (X^T X)^{-1} \\
&= \sigma^2 (X^T X)^{-1} X^T X (X^T X)^{-1} \\
&= \sigma^2 (X^T X)^{-1} I \\
&= \sigma^2 (X^T X)^{-1} \tag{2.18}
\end{aligned}$$

Apabila variansi *error* tidak diketahui, maka harus didapat taksirannya, dan untuk taksiran variansi *error* dilakukan dengan menaksir konstanta variansi *error* ( $\hat{\sigma}^2$ ) sebagai berikut:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n-k} \tag{2.19}$$

Dengan variansi taksiran ini diperoleh variansi parameter regresi sebagai berikut:

$$Var(\hat{\beta}) = \sigma^2 (X^T X)^{-1} \tag{2.20}$$

#### D. Pengujian Asumsi OLS

Menurut Widarjono (2018) metode OLS dengan asumsi-asumsi tertentu menghasilkan estimator yang

linier tidak bias dengan varian yang minimum (*Best Linier Unbiased Estimate*). Terdapat tiga asumsi yang mempunyai konsekuensi terhadap estimator OLS jika tidak terpenuhi dan cara untuk mendapatkan kembali estimator yang bersifat BLUE:

### **1. Multikolinieritas**

Menurut Widarjono (2018) multikolinieritas adalah adanya hubungan antara variabel independen di dalam regresi berganda. Estimator yang BLUE tidak memerlukan asumsi terbebas dari masalah multikolinieritas. Estimator BLUE hanya berhubungan dengan asumsi tentang variabel gangguan. Terdapat dua asumsi penting tentang variabel gangguan yang akan mempengaruhi sifat dari estimator yang BLUE. Pertama, varian dari variabel gangguan adalah tetap atau konstan (homoskedastisitas). Kedua, tidak terdapat korelasi atau hubungan antara variabel gangguan satu observasi dengan variabel gangguan observasi yang lain atau sering disebut tidak terdapat masalah autokorelasi. Jika variabel gangguan tidak memenuhi kedua asumsi variabel gangguan tersebut, maka estimator yang didapatkan dalam metode OLS tidak lagi mengandung sifat BLUE.

Menurut Widarjono (2018) adanya multikolinieritas masih menghasilkan estimator yang BLUE, akan tetapi menyebabkan suatu model memiliki varian yang besar. Varian dan standard error untuk  $\hat{\beta}_1$  dan  $\hat{\beta}_2$  sebagai berikut:

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum x_{1i}^2(1-r_{12}^2)} \quad (2.21)$$

$$Se(\hat{\beta}_1) = \sqrt{Var(\hat{\beta}_1)}$$

$$Var(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum x_{2i}^2(1-r_{12}^2)} \quad (2.22)$$

$$Se(\hat{\beta}_2) = \sqrt{Var(\hat{\beta}_2)}$$

dimana  $r_{12}^2$  adalah korelasi antara variabel independen  $X_1$  dan  $X_2$  dalam regresi berganda. Dari persamaan (2.21) dan (2.22) tersebut jelas bahwa jika korelasi antara  $X_1$  dan  $X_2$ .

Kecepatan dari meningkatnya varians dan kovarians dapat dilihat dengan *variance inflating factor* (VIF), yang didefinisikan sebagai berikut:

$$VIF = \frac{1}{(1-r_{12}^2)}$$

VIF ini menunjukkan bagaimana varian dari estimator menaik (*inflating*) dengan adanya multikolinieritas. Ketika  $r_{12}^2$  mendekati 1 maka nilai VIF tidak terbatas (*infinity*). Ketika kolinieritas antarvariabel independen

menaik maka varian dari estimator juga akan menaik dan menjadi nilai yang tidak terbatas. Sebaliknya jika tidak ada kolinieritas antarvariabel independen maka nilai VIF menjadi 1.

Dengan demikian dapat merumuskan kembali persamaan (2.21) dan (2.22) dengan menggunakan perhitungan VIF yaitu:

$$\text{Var}(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum x_{1i}^2} VIF$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum x_{2i}^2} VIF$$

Menurut Widarjono (2018) *Variance Inflation Factor* dan *Tolerance*, jika mempunyai sejumlah  $k$  variabel independen tidak termasuk konstanta di dalam sebuah model, maka varian dari koefisien regresi parsial dapat ditulis sebagai berikut:

$$\text{Var}(\hat{\beta}_j) = \left( \frac{\sigma^2}{\sum x_j^2} \right) \left( \frac{1}{(1-R_j^2)} \right)$$

atau dapat ditulis menjadi

$$\text{Var}(\hat{\beta}_j) = \left( \frac{\sigma^2}{\sum x_j^2} \right) VIF_j$$

dimana  $R_j^2$  merupakan  $R^2$  yang diperoleh dari regresi auxiliary antara variabel independen dengan variabel independen sisanya ( $k - 1$ ). Sedangkan *VIF* adalah *variance inflation factor*. Ketika  $R_j^2$  mendekati satu atau dengan kata lain ada kolinieritas

antarvariabel independen maka  $VIF$  akan naik dan mendekati tak terhingga jika nilainya  $R_j^2 = 1$ .

Selain itu, para ahli ekonometrika juga menggunakan nilai *tolerance* untuk mendeteksi masalah multikolinieritas di dalam model regresi berganda. Nilai *tolerance* ( $TOL$ ) dapat dicari dengan formula sebagai berikut:

$$TOL = \frac{1}{VIF_j} (1 - R_j^2)$$

Jika  $R_j^2 = 0$  berarti tidak ada kolinieritas antara variabel independen maka nilai  $TOL$  sama dengan satu dan sebaliknya jika  $R_j^2 = 1$  ada kolinieritas antarvariabel independen maka nilai  $TOL$  sama dengan nol.

## 2. Autokorelasi

### a. Sifat dan Konsekuensi dari Autokorelasi

Menurut Gujarati (2013) istilah autokorelasi diartikan sebagai korelasi diantara anggota seri dari observasi-observasi yang diurutkan berdasarkan waktu (seperti pada data time series) atau tempat (seperti pada data cross section). Pada konteks regresi, CLRM mengasumsikan bahwa autokorelasi semacam itu tidak ada dalam faktor gangguan  $e_i$ . Secara simbolis:



$$\text{cov}((e_i, e_j | x_i, x_j) = E(e_i e_j) = 0 \quad i \neq j$$

Adanya korelasi antar variabel gangguan dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$E(e_i, e_j) \neq 0 \quad i \neq j$$

Menurut Widarjono (2018) terjadinya autokorelasi bisa positif maupun negatif. Misalkan dimiliki model sederhana sebagai berikut:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + e_t \quad (2.23)$$

Asumsi berkaitan dengan variabel gangguan dalam metode OLS sebagai berikut:

$$\begin{aligned} E(e_t) &= 0 & \text{var}(e_t) &= \sigma^2 \\ \text{cov}(e_t, e_s) &= 0 & \text{dimana } t &\neq s \end{aligned}$$

Yaitu nilai harapan dari variabel gangguan adalah nol, varian dari variabel gangguan adalah tetap dan tidak ada korelasi antara variabel gangguan satu periode waktu dengan variabel gangguan periode waktu lain.

Terdapat beberapa model yang dapat digunakan untuk menjelaskan masalah hubungan antara variabel yang satu dengan variabel gangguan yang lain. Yang paling umum digunakan adalah model autogresif tingkat pertama (*autoregressive*) disingkat AR (1). Dalam model ini variabel gangguan

$e_t$  hanya tergantung dari variabel gangguan sebelumnya  $e_{t-1}$ . Model AR (1) tersebut dapat ditulis sebagai berikut:

$$e_t = \rho e_{t-1} + v_t \quad -1 < \rho < 1 \quad (2.24)$$

$\rho$  (rho) adalah parameter yang menjelaskan hubungan antara variabel gangguan  $e_t$ . Variabel gangguan  $v_t$  ini diasumsikan mempunyai rata-rata nol atau  $E(v_t) = 0$ . Mempunyai varian yang konstan atau  $var(v_t) = \sigma^2$  dan tidak mengandung unsur autokorelasi atau  $cov(v_t, v_{t-1}) = 0$ . Dengan kata lain variabel gangguan  $v_t$  mengikuti asumsi metode OLS.

Dengan adanya autokorelasi didalam model tersebut, maka estimator dalam metode OLS adalah sebagai berikut:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} \quad (2.25)$$

Persamaan (2.25) menyatakan bahwa estimator  $\hat{\beta}_1$  masih bersifat linier dan tidak bias, sedangkan varian estimator yang tidak mengandung masalah autokorelasi adalah sebagai berikut:

$$var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum x_i^2} \quad (2.26)$$

Namun, apabila terdapat autokorelasi pada tingkat autoregresif pertama (AR 1) maka varian estimator  $\hat{\beta}_1$  adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \text{var}(\hat{\beta}_1) = & \frac{\sigma^2}{\sum x_i^2} + \frac{2\sigma^2}{\sum x_i^2} \left[ \rho \frac{\sum_{t=1}^{n-1} x_t x_{t+1}}{\sum_{t=1}^n x_t^2} + \right. \\ & \left. \rho^2 \frac{\sum_{t=1}^{n-2} x_t x_{t+2}}{\sum_{t=1}^n x_t^2} + \dots + \rho^{n-1} \frac{\sum_{t=1}^{n-2} x_t x_n}{\sum_{t=1}^n x_t^2} \right] \end{aligned} \quad (2.27)$$

Pada persamaan tersebut varian yang mengandung AR (1) besarnya sama dengan varian yang tidak mengandung autokorelasi plus angka tertentu. Hal ini menunjukkan bahwa varian OLS tersebut *underestimate*. Dengan demikian jika ada autokorelasi dalam regresi maka estimator yang didapat akan mempunyai karakteristik sebagai berikut:

- 1) Estimator metode OLS masih tidak bias (*unbiased*)
- 2) Estimator metode OLS masih linier (*linear*)
- 3) Namun estimator metode OLS tidak mempunyai varian yang minimum lagi (*no longer best*).

Jadi dengan adanya autokorelasi, estimator OLS tidak menghasilkan estimator yang BLUE hanya LUE. Konsekuensinya sebagai berikut:

- 1) Jika varian tidak minimum maka menyebabkan perhitungan *standard error* metode OLS tidak lagi bisa dipercaya kebenarannya.
  - 2) Selanjutnya interval estimasi maupun uji hipotesis yang didasarkan pada distribusi  $t$  maupun  $F$  tidak lagi bisa dipercaya untuk evaluasi hasil regresi.
- b. Deteksi Masalah Autokorelasi
1. Metode Durbin-Watson (DW)

Menurut Gujarati (2013) pengujian yang paling populer untuk mendeteksi korelasi serial adalah metode pengujian yang dikembangkan oleh ahli statistic Durbin dan Watson. Asumsi-asumsi yang mendasari statistik  $d$  adalah:

    - 1) Model regresi melibatkan faktor intersep.
    - 2) Variabel penjelas  $X$  bersifat nonstokastik atau tetap dalam sampel yang berulang.
    - 3) Gangguan  $e_t$  dihasilkan oleh skema *first order autoregressive*
    - 4) Faktor kesalahan  $e_t$  diasumsikan terdistribusi secara normal.
    - 5) Model regresi tidak memasukkan nilai (-nilai) masa lalu dari variabel dependen sebagai salah satu variabel penjelas.

Menurut Widarjono (2018) adapun formula uji statistik Durbin-Watson adalah sebagai berikut:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{n=2} (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^{n=2} \hat{e}_t^2} \quad (2.28)$$

Dimana  $\hat{e}_t$  adalah residual metode kuadrat terkecil. Untuk mengetahui hubungan erat  $d$  dengan  $\rho$  dan untuk mendapatkan uji statistik untuk masalah tersebut dapat dimanipulasi persamaan diatas menjadi:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{n=2} \hat{e}_t^2 + \sum_{t=2}^{n=2} \hat{e}_t \hat{e}_{t-1}^2 - 2 \sum_{t=2}^{n=2} \hat{e}_t \hat{e}_{t-1}}{\sum_{t=2}^{n=2} \hat{e}_t^2} \quad (2.29)$$

Karena  $\sum \hat{e}_t^2$  dan  $\sum \hat{e}_{t-1}^2$  berbeda hanya satu observasi, maka nilainya hampir sama. Persamaan (2.29) dapat ditulis sebagai berikut:

$$d = 1 + 1 - 2\rho = 2 - 2\rho \quad (2.30)$$

Dimana

$$\rho = \frac{\sum \hat{e}_t \hat{e}_{t-1}}{\sum \hat{e}_t^2} \quad (2.31)$$

Persamaan (2.31) merupakan koefisien autokorelasi orde pertama sebagai proksi dari  $\rho$ . Dan dapat ditulis kembali menjadi:

$$d \approx 2(1 - \rho) \quad (2.32)$$

Karena  $-1 \leq \rho \leq 1$  maka berimplikasi bahwa:

$$0 \leq d \leq 4 \quad (2.33)$$

Dari persamaan (2.32) tersebut jika  $\rho = 0$  maka nilai  $d = 2$  yang berarti tidak adanya masalah autokorelasi (pada orde pertama). Oleh karena itu sebagai aturan kasar (*rule of thumb*) jika nilai  $d \approx 2$ , maka bisa dikatakan bahwa tidak ada autokorelasi baik positif maupun negatif. Jika  $\rho = 1$ , nilai  $d \approx 0$ , mengindikasikan adanya autokorelasi positif. Oleh karena itu, nilai  $d$  yang semakin mendekati nol menunjukkan semakin besar terjadinya autokorelasi positif. Jika  $\rho = -1$ , maka nilai  $d \approx 4$ , yang berarti ada autokorelasi negatif. Dengan demikian nilai  $d$  yang semakin besar mendekati 4 maka semakin besar terjadinya masalah autokorelasi negatif.

*Tabel 2. 1 Uji Statistik Durbin-Watson d aturan pengambilan keputusan*

Nilai Statistik $d$	Hasil
$0 < d < d_L$	Menolak hipotesis nol; ada autokorelasi positif
$d_L < d < d_u$	Daerah keragu-raguan; tidak ada keputusan
$d_u < d < 4 - d_u$	Gagal menolak hipotesis nol; tidak ada autokorelasi positif/negatif

$4 - d_u < d < 4 - d_L$	Daerah keragu-raguan; tidak ada keputusan
$4 - d_L < d < 4$	Menolak hipotesis nol; ada autokorelasi negatif

Sumber: Agus Widarjono, 2018

dimana:

$d_L$  = nilai kritis batas bawah

$d_u$  = nilai kritis batas atas

### 3. Heteroskedastisitas

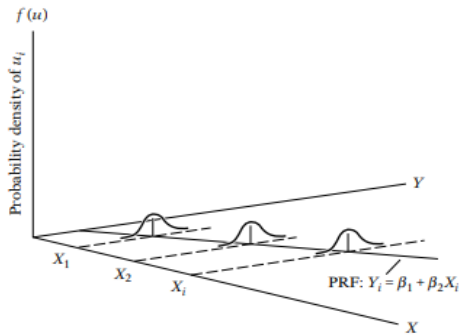
Dalam membuat model regresi linier terdapat salah satu asumsi penting adalah bersifat homoskedastisitas, dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$E(e_i^2) = \sigma^2 \quad (2.34)$$

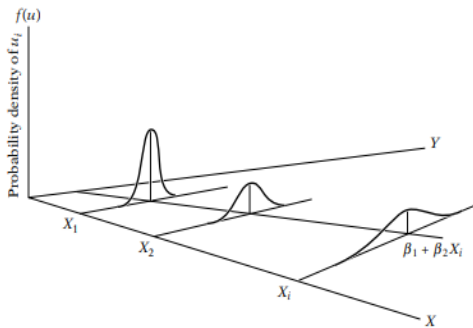
apabila asumsi tersebut tidak dapat terpenuhi, maka akan terjadi sebaliknya yaitu heteroskedastisitas.

Heteroskedastisitas merupakan variansi error berbeda dari suatu observasi ke observasi lainnya, dengan demikian setiap observasi mempunyai reliabilitas yang berbeda (Firdaus, 2004).

Menurut Gujarati (2010) kasus heteroskedastisitas ditunjukkan dengan menurun atau meningkatnya sebaran pengamatan-pengamatan dari garis regresi, pada gambar dibawah ini:



**Gambar 2.1 Homoskedastisitas**



**Gambar 2.2 Heteroskedastisitas**

Sumber: Gujarati, 2010

Menurut Widarjono (2018) adanya heteroskedastisitas dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$E(e_i^2) = \sigma_i^2 \quad (2.35)$$

Misalkan dimiliki model regresi sederhana sebagai berikut:



$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad (2.36)$$

Apabila persamaan (2.36) mengandung masalah heteroskedastisitas akan tetapi masih mempertahankan asumsi OLS yang lain atau dengan kata lain asumsi OLS yang lain terpenuhi maka jika tetap menggunakan asumsi OLS, estimator  $\beta_1$  sebagai berikut:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} \quad (2.37)$$

Pada persamaan (2.37) estimator  $\hat{\beta}_1$  adalah bersifat linier dan tidak bias, namun apabila varian mengandung unsur heteroskedastisitas maka variannya yaitu:

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum x_i^2 \sigma_i^2}{(\sum x_i^2)^2} \quad (2.38)$$

sementara itu varian OLS tanpa masalah heteroskedastisitas adalah sebagai berikut:

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum x_i^2} \quad (2.39)$$

Menurut Widarjono (2018) dengan demikian adanya heteroskedastisitas menyebabkan estimator  $\hat{\beta}_1$  tidak lagi mempunyai varian minimum jika menggunakan metode OLS. Oleh karena itu, estimator  $\hat{\beta}_1$  yang didapatkan akan mempunyai karakteristik sebagai berikut:

- a. Estimator metode OLS masih tidak bias
- b. Estimator metode OLS masih linier
- c. Namun estimator metode OLS tidak lagi mempunyai varian yang minimum (*no longer best*)  
Sehingga dengan adanya heteroskedastisitas, estimator OLS tidak menghasilkan estimator yang BLUE hanya LUE.

Konsekuensi jika estimator  $\hat{\beta}_1$  tidak lagi mempunyai varian minimum, jika tetap menggunakan metode OLS maka konsekuensinya yaitu:

- a. Jika varian tidak minimum maka menyebabkan perhitungan *standard error* metode OLS tidak lagi dapat dipercaya kebenarannya.
- b. Akibat nomor 1 tersebut maka interval estimasi maupun uji hipotesis yang didasarkan pada distribusi *t* maupun *F* tidak lagi dapat dipercaya untuk evaluasi hasil regresi.

Model regresi dengan heteroskedastisitas mengandung konsekuensi serius pada estimasi metode OLS karena tidak lagi BLUE. Oleh sebab itu, sangat penting untuk mengetahui apakah suatu model regresi mengandung heteroskedastisitas atau tidak. Terdapat beberapa metode untuk mendeteksi ada tidaknya masalah heteroskedastisitas yang telah dikembangkan

oleh para ahli ekonometrika. Metode mendeteksi masalah heteroskedastisitas dapat dilakukan secara informal maupun formal.

Menurut Widarjono (2018) secara informal cara yang paling cepat dan dapat digunakan untuk menguji masalah heteroskedastisitas dengan mendeteksi pola residual melalui sebuah grafik. Jika residual mempunyai varian yang sama (homoskedastisitas) maka tidak mempunyai pola yang pasti residual. Jika residual mempunyai sifat heteroskedastisitas, residual ini akan menunjukkan pola tertentu.

Secara formal, menurut Widarjono (2018) terdapat beberapa metode untuk mendeteksi ada tidaknya masalah heteroskedastisitas yang telah dikembangkan oleh beberapa ahli ekonometrika, salah satunya yaitu:

a. Metode Breusch-Pagan

Breusch-Pagan mengembangkan metode yang tidak memerlukan penghilangan data  $c$  dan pengurutan data, sebagai alternatif dari metode GoldFeld-Quandt. Metode ini dapat dijelaskan dengan model regresi sederhana sebagai berikut:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad (2.40)$$

diasumsikan bahwa varian dari variabel gangguan memiliki fungsi sebagai berikut:

$$\sigma_i^2 = f(\alpha_0 + \alpha_1 Z_{1i}) \quad (2.41)$$

$\sigma_i^2$  adalah fungsi dari variabel nonstokastik  $Z$ . Kemudian diasumsikan bahwa:

$$\sigma_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1i} \quad (2.42)$$

$\sigma_i^2$  adalah fungsi linier dari variabel  $Z$ . Jika  $\alpha_1 = 0$ , maka  $\sigma_i^2 = \alpha_0$  berarti nilainya konstan. Oleh karena itu untuk menguji apakah  $\sigma_i^2$  adalah heteroskedastisitas maka hipotesis nol yang diajukan adalah bahwa  $\alpha_1 = 0$ .

Langkah-langkah metode Breusch-Pagan yaitu:

a. Estimasi persamaan (2.40) dengan OLS dan dapatkan residualnya ( $\hat{e}_i$ )

b. Mencari  $\sigma^2 = \frac{\sum \hat{e}_i^2}{n}$  (2.43)

c. Mencari  $p_i$  yang didefinisikan sebagai:

$$p_i = \frac{\hat{e}_i^2}{\sigma^2} \quad (2.44)$$

d. Regresi  $p_i$  terhadap variabel  $Z$  sebagai berikut:

$$p_i = \alpha_0 + \alpha_1 Z_i + v_i \quad (2.45)$$

e. Dapatkan ESS (*explained sum of squares*) dari persamaan (2.45) kemudian dapatkan

$$\phi = 1/2 (ESS) \quad (2.46)$$

Jika residual didalam persamaan (2.45) terdistribusi normal maka  $1/2$  (ESS) akan mengikuti distribusi chi-square( $\chi^2$ ) sebagai berikut:

$$\phi = 1/2 (ESS) \sim \chi_{df}^2 \quad (2.47)$$

Secara umum akan mengikuti distribusi  $\chi^2$  dengan derajat kebebasan ( $df$ ) jika terdapat  $m$  variabel ( $m-1$ ). Oleh karena itu, heteroskedastisitas terjadi jika nilai estimasi  $\phi$  lebih tinggi dari nilai krusial  $X^2$ . Namun, jika nilai estimasi  $\phi$  lebih kecil dari angka krusial  $X^2$ , maka heteroskedastisitas tidak terjadi.

## E. Uji Normalitas

Uji normalitas residual metode OLS secara formal dapat dideteksi dari metode yang dikembangkan oleh *Jarque-Bera*. Metode *Jarque-Bera* ini didasarkan pada sampel besar yang diasumsikan bersifat *asymptotic*. Rumus yang digunakan Jarque-Bera adalah:

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

Dimana  $S$  adalah *Skewness* dan  $K$  adalah Kurtosis.

*Skewness* didapatkan dari hasil bagi momen ketiga rata-rata dengan pangkat dari standar deviasi, sedangkan kurtosis didapatkan dari hasil momen keempat rata-rata

dengan kuadrat dari momen kedua, sehingga dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$S = \frac{E(e-E(e))^3}{\sigma^2} \quad (2.49)$$

dan

$$K = \frac{E(e-E(e))^4}{[E(e-E(e))^2]^2} \quad (2.50)$$

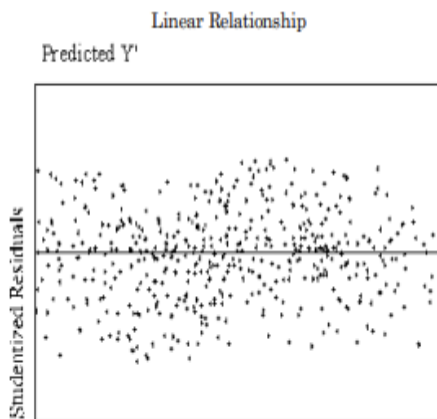
Nilai statistik *Jarque-Bera* mengikuti sebaran Chi-Square dengan derajat kebebasan ( $df = 2$ ) untuk sampel besar. Uji *Jarque-Bera* dilakukan dengan cara membandingkan hasil hitung *Jarque-Bera* dengan tabel *Chi-Square*. Apabila *Jarque-Bera* lebih besar dibandingkan nilai tabel *Chi-Square* ( $JB > \chi_{\alpha;2}^2$ ) atau ( $P_{value} > \alpha$ ) maka data yang diuji tidak normal. Sebaliknya ( $JB < \chi_{\alpha;2}^2$ ) atau ( $P_{value} > \alpha$ ), dengan  $\alpha = 5\%$ , maka data yang diuji berdistribusi normal (Widarjono, 2018).

## F. Uji Linieritas

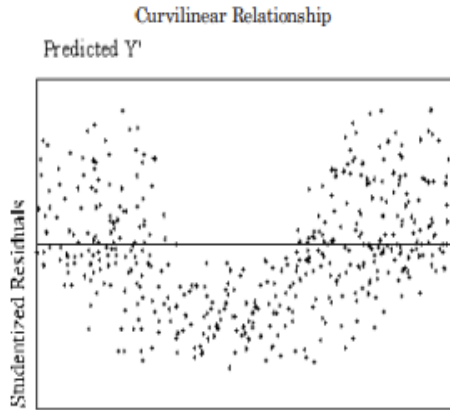
Uji linieritas bertujuan untuk mengetahui apakah hubungan antara variabel *independent* dan *dependent* bersifat linier. Uji linieritas dimaksudkan untuk mengetahui apakah data yang dianalisis bersifat linier (Sudjana, 2003).

Sebuah *scatter plot* yang menggambarkan hubungan antara variabel *independent* dan variabel *dependent* dapat digunakan untuk menguji linearitas (Casson, 2014).

Ketika ada banyak variabel *independen* yang digunakan dalam regresi linier, plot pencar antara variabel *independent* dan variabel *dependent* menjadi tidak efektif karena menjadi sulit untuk memperhatikan semua plot pencar sekaligus. Ada beberapa cara lain yang bisa dimanfaatkan guna melaksanakan uji linieritas, yaitu menggunakan *scatter plot* antara *studentized residual* model regresi linier dengan nilai prediksi variabel *dependent* ( $Y_{fitted}$ ) (Steven, 2009).



**Gambar 2.3** *Linear Relationship*



**Gambar 2.4** *Curvilinear Relationship*

Sumber: Osborne & Waters, 2002

*Scatter plot* antara *studentized* residual dengan *Yfitted* ditunjukkan pada gambar di atas. Berdasarkan gambar 3, karena titik-titik pengamatan tersebar merata di sepanjang garis horizontal dan tidak mengikuti pola tertentu, ilustrasi pada gambar tersebut menunjukkan bahwa persyaratan linieritas telah terpenuhi. Gambar 4 sebaliknya menunjukkan bahwa asumsi linearitas tidak terpenuhi karena sebaran titik pengamatan tidak mengikuti garis lurus (Osborne, 2002).

Uji linieritas dilakukan dengan cara membandingkan *F*-hitung dengan *F*-tabel. Apabila *F*-hitung lebih besar dibandingkan *F*-tabel ( $F_{hitung} > F_{tabel}$ ), maka data yang diuji termasuk dalam data linier, dan apabila sebaliknya



( $F_{hitung} < F_{tabel}$ ), maka data yang diuji termasuk dalam data tidak linier (Syukriyah, 2011).

### G. **Weighted Least Square (WLS)**

Menurut Gujarati (2010) metode *Weighted Least Square* (WLS) merupakan bentuk pengembangan dari OLS yang digunakan untuk mengatasi masalah heteroskedastisitas. Heteroskedastisitas dalam model regresi terjadi karena ketidaksamaan varians dari vektor error yaitu  $var(e_i)$  tidak sama untuk setiap  $i$ , dinotasikan  $var(e_i) = \sigma_i^2$ . WLS merupakan kasus khusus dari *Generalized Least Square* (GLS). Metode WLS memiliki kemampuan untuk mempertahankan sifat efisiensi estimatornya tanpa harus kehilangan sifat bias dan konsistensinya.

Metode WLS dalam kasus regresi berganda, akan didefinisikan ulang variabel-variabel dalam model regresi asli yaitu:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + e_i \quad (2.51)$$

Dimana  $e_i$  dalam kondisi heteroskedastisitas, sehingga  $var(e_i) = \sigma_i^2$ .

Salah satu bentuk yang paling sering digunakan mengansumsikan heteroskedastisitas adalah *multiplicative constant* yaitu:

$$\text{var}(e|x) = \sigma^2 h(x) \quad (2.52)$$

Dimana  $x$  menyatakan seluruh variabel *independent* dan  $h(x)$  adalah suatu fungsi dari variabel *independent* yang menentukan heteroskedastisitas. Sehingga heteroskedastisitas dalam asumsi ini dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\sigma^2 = \text{var}(e_i|x_i) = \sigma^2 h(x_i) = \sigma^2 h_i \quad (2.53)$$

Selanjutnya dilakukan transformasi pada persamaan (2.53) yang mengalami heteroskedastisitas menjadi suatu model dengan residual yang homoskedastisitas. Hal tersebut dapat dilakukan dengan membagi seluruh *regressor* dengan *regresand* dengan  $\sqrt{h_i}$  yang disebut dengan pembobot atau penimbang.

Apabila mentransformasikan kesalahan pengganggu  $e_i$  melalui cara membaginya dengan  $h_i$  maka akan mempunyai kesalahan pengganggu yang baru, yaitu  $e_i^* = e_i/h_i$ , yang memiliki varian konstan yaitu:

$$\begin{aligned} \text{var}(e_i^*) &= \text{var}\left(\frac{e_i}{h_i}\right) \\ &= E\left[\left(\frac{e_i}{\sqrt{h_i}}\right)^2\right] \\ &= \frac{E(e_i)^2}{h_i} = \frac{\sigma^2 h_i}{h_i} = \sigma^2 \end{aligned}$$

Apabila dilakukan transformasi pada persamaan (2.53) dalam bentuk membaginya dengan  $h_i$ , maka akan

memiliki kesalahan pengganggu yang bersifat homoskedastisitas.

$$\frac{y_i}{h_i} = \beta_0 \frac{1}{h_i} + \beta_1 \frac{x_{1i}}{h_i} + \beta_2 \frac{x_{2i}}{h_i} + \dots + \beta_k \frac{x_{ki}}{h_i} + e_i$$

Yang secara ringkas dapat dituliskan sebagai berikut:

$$y_i^* = \beta_0^* + \beta_1 x_{1i}^* + \beta_2 x_{2i}^* + \dots + \beta_k x_{ki}^* + e_i^* \quad \dots(2.54)$$

Hal penting yang perlu dicatat dari persamaan (2.51) adalah bahwa persamaan tersebut sekarang tidak memiliki konstanta, karena konstanta sudah berubah menjadi variabel sebagai akibat dari proses pembagian dengan  $h_i$  yang dapat dianggap sebagai penimbang.

Apabila dalam model estimasi OLS residualnya diminimasi, maka pada model estimasi WLS pun residual juga terminimasi. Perbedaannya hanya terletak pada apabila OLS terminimasi secara langsung sedangkan pada WLS terminimasi secara tidak langsung dengan menggunakan penimbang, dapat dilihat sebagai berikut:

$$a^\circ \left( \frac{e_i}{\sigma_i} \right)^2 = a^\circ w u_i^2$$

Dimana  $W = \frac{1}{\sigma^2}$  merupakan penimbang (Farida, 2010).

#### **H. Newey West**

Metode ini digunakan dalam ekonometrik dan statistik untuk memperkirakan matriks kovariansi parameter model regresi. *Newey west* dapat diterapkan dalam situasi dimana asumsi standar analisis regresi tidak

berlaku. Pada tahun 1987, hal ini dirancang oleh Whitney K. Newey dan Kenneth D. West walaupun terdapat sejumlah variansi akhir. Pengukur digunakan untuk mencoba mengatasi masalah autokorelasi dan heteroskedastisitas (Hartono, 2008).

*Newey West* (1987) telah menyusun alat ukur untuk mengatasi kesulitan tersebut, yaitu:

$$\text{var}(\hat{\beta}) = (X^T X)^{-1} X^T S X (X^T X)^{-1} \quad (2.55)$$

dimana

$$X^T S X = \frac{n}{n-k} \sum_{i=1}^n e_i^2 X_i^T X_i + \frac{n}{n-k} \sum_{i=1}^h \left( 1 - \frac{i}{h+1} \right) \sum_{j=i+1}^n e_j e_{j-1} (X_j^T X_{j-i} + X_{j-i}^T X_j) \quad (2.56)$$

Dimana  $X_i$  adalah baris ke  $i$  dalam matriks desain  $X$ . Jumlah pertama dalam rumus adalah nilai  $X^T S X$  apabila tidak ada autokorelasi (yaitu  $h = 0$ ).

Misal didefinisikan:

$R_i$  : sebagai vektor kolom  $n - i \times 1$  yang nilainya  $e_1 e_{i+1}, e_2 e_{i+2}, \dots, e_{n-i} e_n$

$U_i$  : sebagai matriks  $n - i \times 1$  yang terdiri dari baris  $n - i$  pertama di  $X$

$V_i$  : sebagai matriks  $n - i \times 1$  yang terdiri dari baris  $n - i$  terakhir di  $X$

$W_i$  : matriks  $k \times k$

$$W_i = \sum_{j=i+1}^n e_j e_{j-i} (X_j^T X_{j-i} + X_{j-i}^T X_j) = V_i^T (R_i * U_i) + U_i^T (R_i * V_i) \quad (2.57)$$

Untuk  $i > 0$ , dan

$$W_0 = \sum_{i=1}^n e_i^2 X_i^T X_i = U_0^T (R_i * V_0) = X^T (R_0 X) \quad (2.58)$$

Jadi

$$X^T S X = \frac{n}{n-k} \sum_{i=0}^h \left(1 - \frac{i}{h+1}\right) W_i \quad (2.59)$$

Newey West (1987) menyarankan mengambil nilai  $h$  yaitu:

$$h = 4 \left(\frac{N}{100}\right)^{\frac{2}{9}} .$$

## I. Uji Parsial (Uji t)

Menurut Widarjono (2018) jika asumsi 1 sampai 5 terpenuhi, estimator  $\beta_k$  bernilai BLUE untuk regresi dengan lebih dari satu variabel independen. Variabel dependen Y juga akan berdistribusi normal jika asumsi 6 juga benar yang menyatakan bahwa variabel  $e_i$  berdistribusi normal.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + e_i \quad (2.60)$$

Maka  $e_i \sim N(0, \sigma^2)$  dan  $Y_i \sim N(0, \sigma^2)$ . Mengingat estimator  $\beta_k$  adalah fungsi linier dari variabel dependen Y, estimator  $\beta_k$  juga akan memiliki distribusi normal dengan rata-rata  $\beta_i$  dan varian  $\beta_i$  yang terlihat seperti ini:

$$\hat{\beta}_k \sim N[\beta_k, var(\beta_k)] \quad (2.61)$$

Variabel acak  $\hat{\beta}_k$  yang berdistribusi normal diubah menjadi variabel Z yang memiliki standar normal, seperti gambar di bawah ini, jika menurunkan  $\hat{\beta}_k$  dengan rata-ratanya diikuti dengan membaginya dengan akar varians atau standard error:

$$Z = \frac{\hat{\beta}_k - \beta_k}{\sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_k)}} \sim N(0,1) \text{ untuk } k = 1, 2, \dots, k \quad (2.62)$$

Jika mengganti  $\text{var}(\beta_k)$  dengan  $\text{var}(\hat{\beta}_k)$  maka akan didapatkan variabel random t sebagai berikut:

$$t = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_1)}} \sim t_{n-k} \quad (2.63)$$

$$t = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\text{se}(\hat{\beta}_1)} \sim t_{n-k} \quad (2.64)$$

Derajat kebebasan (df) yaitu n-2 untuk regresi sederhana dan n-k untuk regresi berganda tergantung pada jumlah variabel independen ditambah konstanta, inilah yang membedakan uji-t regresi berganda dengan lebih dari satu variabel independen dari regresi sederhana dengan hanya satu variabel *independent*. Contohnya dimiliki dua variabel *independent* dengan estimator  $\beta_1$  dan  $\beta_2$ , Langkah uji t sebagai berikut:

1. Membuat hipotesis positif satu sisi
  - Uji hipotesis positif satu sisi
 
$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 > 0$$

- Uji hipotesis negatif satu sisi

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 < 0$$

- Uji dua sisi

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0$$

2. Mengulangi kembali langkah 1 untuk  $\beta_2$
3. Menghitung nilai  $t$  hitung untuk  $\beta_1$  dan  $\beta_2$  dan mencari nilai  $t$  kritis dari tabel distribusi  $t$ . Nilai  $t$  hitung dicari dengan formula sebagai berikut:

$$t = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1^*}{se(\hat{\beta}_1)} \quad (2.65)$$

dimana  $\beta_1^*$  merupakan nilai dari hipotesis nol.

4. Membandingkan nilai  $t$  hitung untuk masing-masing estimator dengan  $t$  kritis dari tabel. Keputusan menolak atau gagal menolak  $H_0$  sebagai berikut:
  - Jika nilai  $t$  hitung  $>$  nilai  $t$  kritis maka  $H_0$  ditolak atau menerima  $H_1$
  - Jika nilai  $t$  hitung  $<$  nilai  $t$  kritis maka  $H_0$  gagal ditolak

## J. Uji Simultan (Uji F)

Menurut Widarjono (2018) Uji  $F$  digunakan untuk uji signifikansi model. Uji  $F$  dapat dijelaskan dengan menggunakan analisis varian (*analysis of variance* =

ANOVA). Misalkan mempunyai model regresi berganda sebagai berikut:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + e_i \quad (2.66)$$

Mengingat kembali tentang koefisien determinasi:

$$TSS = ESS + SSR \quad (2.67)$$

Menurut Widarjono (2018) dimana  $TSS$  mempunyai  $df = n - 1$ ,  $ESS$  mempunyai  $df$  sebesar  $k - 1$  sedangkan  $SSR$  mempunyai  $df = n - k$ . Analisis varian adalah analisis dekomposisi komponen  $TSS$ . Analisis varian dapat ditampilkan dalam tabel di bawah. Dengan hipotesis bahwa semua variabel independen tidak berpengaruh terhadap variabel dependen yaitu  $\beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$  maka uji  $F$  dapat diformulasikan sebagai berikut:

$$F = \frac{ESS/(k-1)}{SSR/(n-k)} \quad (2.68)$$

dimana  $n$  = jumlah observasi dan  $k$  = jumlah parameter estimasi termasuk intersep atau konstanta.



Tabel 2. 2 Analisis Varian (ANOVA)

Sumber variasi	SS ( <i>sum of squares</i> )	<i>df</i>	MSS ( <i>mean sum of squares</i> )	<i>F</i>
ESS	$\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$	$k - 1$	$ESS/k - 1$	$\frac{ESS/(k-1)}{SSR/(n-k)}$
SSR	$\sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2$	$n - k$	$SSR/n - k$	
TSS	$\sum(Y_i - \bar{Y})^2$	$n - k$	$TSS/n - 1$	

Sumber: Agus Widarjono, 2018

Menurut Widarjono (2018) formula uji statistik  $F$  ini dapat dinyatakan dalam bentuk formula yang lain dengan cara memanipulasi persamaan (2.68) menjadi:

$$F = \frac{ESS/(k-1)}{(TSS-ESS)/(n-k)} \quad (2.69)$$

$$F = \frac{(ESS/TSS)/(k-1)}{[(TSS/ESS)/TSS]/(n-k)} \quad (2.70)$$

Karena  $ESS/TSS = R^2$  maka persamaan (2.70) dapat ditulis kembali menjadi

$$F = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)} \sim F_{[(k-1),(n-k)]} \quad (2.71)$$

Dari persamaan (2.71) jika hipotesis nol terbukti, maka nilai dari  $ESS$  dan  $R^2$  akan sama dengan nol sehingga  $F$  akan juga sama dengan nol. Dengan demikian, tingginya nilai  $F$  statistik akan menolak hipotesis nol. Sedangkan rendahnya nilai  $F$  statistik akan gagal menolak hipotesis nol karena variabel independennya hanya sedikit

menjelaskan variasi variabel dependen disekitar rata-ratanya.

Walaupun Uji  $F$  menunjukkan adanya penolakan hipotesis nol yang menunjukkan bahwa secara bersama-sama semua variabel independen mempengaruhi variabel dependen, namun hal ini bukan berarti secara individual variabel independen mempengaruhi variabel dependen melalui uji  $t$ . Keadaan tersebut terjadi karena kemungkinan adanya korelasi yang tinggi antar variabel independen. Kondisi tersebut menyebabkan standard error sangat tinggi dan rendahnya nilai  $t$  hitung meskipun model secara umum mampu menjelaskan data dengan baik.

Menurut Widarjono (2018) contohnya kita memiliki model regresi berganda sebagai berikut:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + e_i$$

Prosedur uji  $F$  menentukan apakah koefisien regresi  $\beta_1$  dan  $\beta_2$  secara bersama-sama atau secara kolektif berdampak pada variabel dependen, sebagai berikut:

- 1) Membuat hipotesis  $H_0$  dan hipotesis  $H_1$  sebagai berikut:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1: \text{paling tidak satu dari } \beta_k \neq 0 \text{ dimana } k = 1, 2, 3, \dots, k \quad (2.72)$$

- 2) Mencari nilai  $F$  hitung dengan formula seperti pada persamaan (2.71) dan nilai  $F$  kritis dari tabel distribusi  $F$ . Nilai  $F$  kritis berdasarkan  $\alpha$  dan  $df$  dimana besarnya ditentukan oleh numerator ( $k - 1$ ) dan  $df$  untuk denominator ( $n - k$ ).
- 3) Keputusan menolak atau gagal menolak  $H_0$  sebagai berikut:  
 Jika  $F$  hitung  $> F$  kritis, maka menolak  $H_0$  dan sebaliknya jika  $F$  hitung  $< F$  kritis maka gagal menolak  $H_0$ .

## K. Uji Kebaikan Model

Menurut Widarjono (2018) para ahli ekonometrika telah mengembangkan beberapa uji statistik untuk memilih sebuah model yang baik (*goodness of fit criterion*) dimana kedua model memiliki variabel dependen yang sama. Kriteria pemilihan model yang baik dapat menggunakan kriteria yang dikembangkan oleh Akaike (*Akaike's information criterion = AIC*) dan kriteria dari Schwarz (*Schwarz's information criterion = SIC*).

Kriteria *Akaike dan Schwarz*, kriteria ini lebih umum dan didasarkan pada metode Maximum likelihood (ML). Berikut formula AIC adalah:

$$AIC = e^{2k/2} \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n} = e^{2k/2} \frac{SSR}{n} \quad (2.73)$$

dimana  $k$  merupakan jumlah parameter estimasi,  $n$  adalah jumlah observasi,  $e = 2,718$  dan  $\hat{u}$  adalah residual. Persamaan tersebut dapat ditulis kembali dalam bentuk logaritma sebagai berikut:

$$\ln AIC = \frac{k}{n} + \ln\left(\frac{SSR}{n}\right) \quad (2.74)$$

Menurut kriteria ini, model yang baik jika nilai AIC paling kecil.

Sejalan dengan kriteria AIC, kriteria lain yang biasanya digunakan adalah *Schwarz's information criterion* (SIC). Berikut formula SIC adalah:

$$SIC = n^{k/n} \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n} = n^{k/n} \frac{SSR}{n} \quad (2.75)$$

Dalam bentuk persamaan logaritma sebagai berikut:

$$\ln AIC = \frac{k}{n} \ln n + \ln\left(\frac{SSR}{n}\right) \quad (2.76)$$

Kriteria SIC ini berbobot lebih berat daripada AIC. Skor SIC yang rendah, seperti skor AIC, menunjukkan model yang lebih baik. Jika terdapat ketidaksesuaian antara nilai AIC dan SIC, kriteria SIC akan diterapkan karena menawarkan skala yang lebih besar.

Kriteria AIC dan SIC memiliki sejumlah keunggulan dibandingkan kriteria pemilihan model lainnya. Pertama, baik *out of simple forecasting* maupun *in-sample forecasting* dapat dilakukan dengan menggunakan kedua kriteria tersebut. Kedua, jeda waktu model

autoregresif (*Autoregressive* = AR) dapat diestimasi menggunakan kriteria ini.

#### **L. Kemiskinan**

Menurut Badan Pusat Statistik (BPS) kemiskinan dipandang sebagai ketidakmampuan dari sisi ekonomi untuk memenuhi kebutuhan dasar makanan dan bukan makanan yang diukur dari sisi pengeluaran. Jadi penduduk miskin adalah penduduk yang memiliki rata-rata pengeluaran perkapita perbulan dibawah garis kemiskinan.

Berdasarkan Undang-Undang No.24 Tahun 2004, kemiskinan adalah kondisi sosial ekonomi seseorang atau sekelompok orang yang tidak terpenuhinya hak-hak dasarnya untuk mempertahankan dan mengembangkan kehidupan yang bermartabat. Kebutuhan dasar yang menjadi hak seseorang atau kelompok orang yaitu meliputi kebutuhan pangan, kesehatan, pekerjaan, pendidikan, perumahan, pertanahan, air bersih, lingkungan hidup, sumber daya alam, rasa aman dari perlakuan atau ancaman tindak kekerasan, dan hak untuk berpartisipasi dalam penyelenggaraan kehidupan sosial dan politik (Wini, 2010).

Faktor-faktor yang mempengaruhi kemiskinan yaitu:

a. Produk Domestik Regional Bruto (PRDB)

Menurut Badan Pusat Statistik (BPS) didefinisikan sebagai jumlah nilai ditambah dari semua unit usaha di suatu wilayah atau jumlah seluruh nilai barang dan jasa akhir dari seluruh unit ekonomi di suatu wilayah. PDRB adalah indikator penting yang mengetahui kondisi ekonomi di suatu daerah dalam suatu periode tertentu, baik atas dasar harga konstan ataupun harga berlaku. PDRB atas dasar harga berlaku menggambarkan nilai tambah barang dan jasa dihitung menggunakan harga pada tahun berjalan, sedangkan PDRB atas harga konstan menunjukkan nilai tambah barang dan jasa yang dihitung menggunakan harga yang berlaku pada satu tahun tertentu sebagai tahun dasar. Data pendapatan regional adalah salah satu indikator makro yang dapat menunjukkan kondisi perekonomian daerah setiap tahun.

b. Pengangguran

Menurut Sukirno (2006) pengangguran merupakan seseorang yang termasuk kedalam angkatan kerja yang secara aktif sedang mencari pekerjaan pada tingkatan tertentu, akan tetapi tidak memperoleh pekerjaan yang sesuai dengan keinginan. Terdapat beberapa macam pengangguran berdasarkan

jam kerja, yaitu: (1) pengangguran tersembunyi; (2) pengangguran setengah menganggur; (3) pengangguran musiman; dan (4) pengangguran terbuka.

Menurut (Fitriyati, 2013) salah satu indikator yang digunakan untuk dapat melihat perkembangan pengangguran adalah Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT). Tingkat Pengangguran Terbuka adalah suatu perbandingan antara banyaknya jumlah penduduk usia kerja 15 tahun keatas yang dibandingkan dengan jumlah penduduk yang berusia 15 tahun keatas yang termasuk angkatan kerja.

c. Pendidikan

Menurut Kuncoro (2014) Pendidikan ialah cara untuk menyelamatkan diri dari kemiskinan dan Pendidikan juga merupakan tujuan pembangunan yang mendasar yaitu memainkan peranan kunci dalam membentuk kemampuan sebuah negara dalam menyerap teknologi modern untuk mengembangkan kapasitas agar tercipta pertumbuhan serta pembangunan yang berkelanjutan. Salah satu instrumen yang dapat digunakan untuk melihat peluang anak dalam mendapatkan hak berupa akses pendidikan yaitu Angka Partisipasi Sekolah (APS).

Angka Partisipasi Sekolah adalah perbandingan antara jumlah murid kelompok usia tertentu yang bersekolah pada berbagai jenjang pendidikan dengan penduduk kelompok usia sekolah yang sesuai dan dinyatakan dalam presentase.

Berdasarkan Undang-Undang Republik Indonesia Nomor 20 Tahun 2003 tentang Sistem Pendidikan, pendidikan adalah usaha sadar dan terencana untuk mewujudkan suasana belajar dan proses pembelajaran agar peserta didik secara aktif mengembangkan potensi dirinya untuk memiliki kekuatan spiritual keagamaan, pengendalian diri, kepribadian, kecerdasan, akhlak mulia, serta keterampilan yang diperlukan dirinya, masyarakat, bangsa dan negara.

#### **M. Kajian Pustaka**

Dalam penelitian ini penulis telah mempelajari dan mengkaji jurnal-jurnal, dan karya ilmiah lainnya yang mendukung untuk penelitian tugas akhir ini. Karya ilmiah sebelumnya dapat menggambarkan umum teori-teori serta objek yang digunakan penulis untuk penelitian ini. Tujuan dari pengkajian ini yaitu untuk menghindari kesamaan dengan karya ilmiah sebelumnya. Beberapa



contoh penelitian yang telah dilakukan sebelumnya, yaitu sebagai berikut:

1. Artikel E-jurnal Matematika vol.6(1) yang ditulis oleh Zakiah Nurlaila, Made Susilawati, dan Desak Putu Eka Nilakusumawati (2017) dengan judul "*Penerapan Metode Newey West dalam Mengoreksi Standard Error ketika Terjadi Heteroskedastisitas dan Autokorelasi pada Analisis Regresi*". Tujuan penelitian ini adalah untuk mengetahui penerapan metode *Newey West* untuk mengoreksi standard error ketika terjadi heteroskedastisitas dan autokorelasi, dan untuk membandingkan hasil OLS dan metode *Newey West* pada data sekunder dan simulasi. Hasil dari penelitian ini yaitu analisis menunjukkan bahwa metode *Newey West* dapat diketahui mampu mengoreksi standard error ketika terjadi heteroskedastisitas dan autokorelasi pada kedua data, hal tersebut terlihat pada perubahan nilai standard error OLS yang bias menjadi tidak bias setelah dikoreksi menggunakan metode *Newey West*. Namun, metode *Newey West* tidak dapat menghilangkan gejala heteroskedastisitas dan autokorelasi yang terkandung dalam model, sehingga dapat memperbaiki standard error saja. Perbedaan antara penelitian ini dengan penelitian penulis yaitu

perbandingan metodenya, pada penelitian ini perbandingan antara OLS dan *Newey West*, sedangkan penelitian penulis perbandingan antara WLS dan *Newey West*.

2. Artikel jurnal EurekaMatika vol.3(1) yang ditulis oleh Nurul Hanifah, Nar Herrhyanto, dan Fitriani Agustina (2015) yang berjudul "*Penerapan Metode Weighted Least Square untuk Mengatasi Heteroskedastisitas pada Analisis Regresi Linier*". Tujuan penelitian ini adalah untuk mengetahui apakah terjadi heteroskedastisitas yang dilakukan menggunakan uji white. Dalam jurnal ini terdapat heteroskedastitas sehingga harus dilakukan transformasi dengan metode kuadrat terkecil tertimbang atau bisa disebut metode WLS. Hasil dari penelitian ini yaitu metode WLS digunakan pembobot yang proposional terhadap inverse (kebalikan) dari varians variabel respon. Pada kasus anak terlantar, pembobotnya yaitu variabel yang tidak sekolah. Demikian hingga model regresi yang telah terboboti menjadi  $= 24531,80 + 1,953404X_1 + 3,680349X_2$ . Perbedaan antara penelitian ini dengan penelitian penulis yaitu dari metode penelitian. Metode yang digunakan penelitian ini yaitu menggunakan satu

metode, sedangkan metode yang digunakan penulis terdapat dua metode untuk dibandingkan.

3. Artikel E-jurnal Matematika vol.4(1) yang ditulis oleh Putu Ayu Mazziya, I komang Gde Sukarsa, dan Ni Made Asih (2015) yang berjudul "*Mengatasi heteroskedastisitas pada regresi dengan Menggunakan Weighted Least Square*". Tujuan penelitian ini adalah mengetahui cara mengatasi heteroskedastisitas pada regresi dengan metode *Weighted Least Square* dengan mendeteksi menggunakan metode BPG. Hasil dari penelitian ini adalah faktor pembobot yang dicobakan pada metode WLS dalam penelitian ini yaitu  $\frac{1}{\sqrt{X_1}}, \frac{1}{\sqrt{X_2}}, \frac{1}{X_1}, \frac{1}{X_2}, \frac{1}{E(Y_i)}$  dan  $\frac{1}{\sigma_i}$ , berdasarkan hasil uji BPG dengan menggunakan nilai  $\alpha$  sebesar 0,05, sesuai kriteria pengujian maka diperoleh faktor yang tidak signifikan adalah  $\frac{1}{\sigma_i}$  yang artinya varian dari error bersifat konstan atau homoskedastisitas dengan  $R^2$  sebesar 99%. Sedangkan faktor pembobot  $\frac{1}{\sqrt{X_1}}, \frac{1}{\sqrt{X_2}}, \frac{1}{X_1}, \frac{1}{X_2}, \frac{1}{E(Y_i)}$  signifikan. Maka pada penelitian ini faktor pembobot yang tepat adalah  $\frac{1}{\sigma_i}$ . Perbedaan antara penelitian ini dengan penelitian penulis adalah faktor pembobotnya, dalam penelitian ini menggunakan beberapa faktor pembobot untuk

diperoleh faktor pembobot yang tepat, sedangkan penelitian penulis menggunakan satu pembobot dan menggunakan dua metode.

4. Artikel jurnal Benin Journal of Statistics vol.2, pp. 85-93 yang ditulis oleh A. U. Usman, dkk A, K. Tukur, A. Sulaeiman, A. Abdulkadir, dan H. Ibrahim (2019) yang berjudul "*The use of the Weighted Least Squares Method when the Error Variance is Heteroscedastic*". Tujuan penelitian ini adalah membandingkan dua metode untuk mendeteksi adanya heteroskedastisitas. Kedua metode tersebut adalah Goldfeld-Quandt (GQ) dan Breusch-Tes Pagan-Gofrey (BPG), sampel yang digunakan dalam penelitian ini menggunakan sampel kecil. Kedua metode mendeteksi varians kesalahan yang tidak sama, dari perbandingan dua metode berdasarkan p-value dan ditemukan bahwa metode GQ lebih baik. Varian kesalahan yang tidak sama telah dihapus dengan metode WLS. Perbedaan penelitian ini dengan penelitian penulis yaitu penelitian ini membandingkan dua metode untuk mendeteksi adanya heteroskedastisitas, sedangkan penelitian penulis membandingkan dua metode untuk mencari solusi adanya permasalahan heteroskedastisitas.

5. Artikel jurnal *Journal of Statistics and Data Science* vol.1(1) yang ditulis oleh Welly Fransiska, Sigit Nugroho, dan Ramya Rachmawati yang berjudul “*A Comparison of Weighted Least Square and Quantile Regression for Solving Heteroscedasticity in Simple Linear Regression*”. Tujuan penelitian ini adalah untuk menganalisis dan menyelesaikan pelanggaran asumsi heteroskedastisitas dengan WLS dan Regresi Kuantil. Berdasarkan hasil perbandingan antara WLS dan Regresi Kuantil diperoleh metode yang paling tepat untuk mengatasi heteroskedastisitas dalam penelitian ini adalah metode WLS. Perbedaan penelitian ini dengan penelitian penulis terdapat pada metode perbandingannya, penelitian ini menggunakan metode WLS dan Regresi Kuantil, sedangkan penelitian penulis menggunakan metode WLS dan *Newey West*.

## **BAB III**

### **METODE PENELITIAN**

#### **A. Jenis Penelitian**

Jenis penelitian yang digunakan yaitu kuantitatif. Menurut Arikunto (2006) penelitian kuantitatif adalah jenis penelitian yang banyak menggunakan angka-angka mulai dari mengumpulkan data, penafsiran terhadap data yang diperoleh, serta pemaparan hasilnya.

#### **B. Waktu Penelitian**

Penelitian ini dilakukan pada bulan Oktober 2021 sampai Maret 2022 di Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Tengah.

#### **C. Sumber Data**

Data dari penelitian ini yang digunakan adalah data sekunder yang diambil dari Badan Pusat Statistik (BPS) tentang angka kemiskinan di Jawa Tengah tahun 2019-2021 dengan 29 Kabupaten dan 6 Kota di Provinsi Jawa Tengah.

#### **D. Variabel Penelitian**

Menurut Sugiyono (2012) variabel penelitian adalah sesuatu yang dibuat berdasarkan apapun yang

peneliti putuskan untuk diteliti guna mengumpulkan data untuk menarik kesimpulan.

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah variabel *independent* ( $X$ ) dan variabel *dependent* ( $Y$ ), dengan deskripsi sebagai berikut:

Tabel 3. 1 Deskripsi variabel penelitian

Simbol	Variabel	Definisi Variabel
$Y$	Angka kemiskinan di Jawa Tengah	Persentase penduduk miskin Kabupaten/Kota di Jawa Tengah tahun 2019-2021.
$X_1$	Produk Domestik Regional Bruto (PDRB)	Distribusi persentase Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) Kabupaten/Kota di Jawa Tengah atas harga konstan tahun 2019-2021.
$X_2$	Angka Partisipasi Sekolah (APS)	Persentase Angka Partisipasi Sekolah (APS) usia 16-18 tahun menurut Kabupaten/Kota di Jawa Tengah tahun 2019-2021.
$X_3$	Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT)	Persentase Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) menurut Kabupaten/Kota di Jawa Tengah tahun 2019-2021.

## E. Metode Pengumpulan Data

Terdapat dua cara yang dapat dimanfaatkan sebagai pengumpulan data pada penelitian ini, yaitu:

## 1. Studi Pustaka

Studi Pustaka merupakan suatu langkah awal dalam metode pengumpulan data, yang diarahkan pada pencarian data dan informasi melalui dokumen-dokumen, baik dokumen tertulis, gambar, foto-foto maupun dokumen elektronik yang dapat mendukung dalam proses penulisan. Apabila didukung foto-foto atau karya tulis akademik dan seni yang telah ada, maka penulisan juga semakin lengkap (Sugiyono, 2012).

## 2. Studi Dokumenter

Data dari penelitian ini yaitu data sekunder, yaitu data yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Jawa Tengah, tentang angka kemiskinan yang dipengaruhi oleh Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT), dan Angka Partisipasi Sekolah (APS) di Jawa Tengah tahun 2019-2021 dibuktikan dengan surat bukti pengumpuln data pada lampiran 1.

## **F. Langkah-langkah Penelitian**

Langkah-langkah yang harus dilakukan dalam penelitian ini adalah:

- a. Metode Kuadrat Terkecil



Metode kuadrat terkecil merupakan suatu metode yang dapat digunakan untuk meminimumkan *error*, dimana persamaannya sebagai berikut:

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

Dalam penelitian ini digunakan *software eviews 10* untuk menghitung parameter dari metode kuadrat terkecil.

b. Uji Normalitas

Digunakan untuk mengetahui apakah data berdistribusi normal atau tidak. Uji ini menggunakan *Jarque-Bera* dengan bantuan *software eviews 10* dengan kriteria uji:

$$(JB < \chi^2_{\alpha;2}) \text{ atau}$$

$$(P - \text{value} > \alpha) \text{ dengan } \alpha = 5\%$$

c. Uji linieritas

Digunakan untuk mengetahui apakah hubungan antara variabel *independent* dan *dependent* bersifat linier. Uji ini menggunakan bantuan *software SPSS* dengan *Scatter plot*. Cara lain untuk uji linieritas yaitu dengan cara membandingkan *F*-hitung dengan *F*-tabel. Apabila *F*-hitung lebih besar dibandingkan *F*-tabel ( $F_{stat} > F_{tabel}$ ), maka data yang diuji termasuk dalam data linier, dan sebaliknya ( $F_{stat} < F_{tabel}$ ),

maka data yang diuji termasuk dalam data tidak linier.

d. Uji Asumsi Klasik

1) Multikolinieritas

Multikolinieritas merupakan suatu keadaan yang terjadi korelasi yang sangat tinggi antar variabel *independent*. Multikolinieritas dapat dilihat melalui nilai *Tolerance* dan *Varians Inflation Factor* (VIF). Untuk menentukan *Tolerance* yaitu:  $TOL = 1 - R^2$  dan VIF yaitu:  $VIF = \frac{1}{TOL}$ .

2) Autokorelasi

Autokorelasi digunakan untuk mengetahui apakah dalam model regresi terdapat korelasi antar individu dalam kelompok observasi yang telah disusun menurut waktu (seperti pada data *time series*) atau tempat (seperti pada data *cross section*). Pengujian autokorelasi menggunakan *Durbin-Watson* dengan bantuan *software evIEWS 10*.

3) Heteroskedastisitas

Heteroskedastisitas digunakan untuk mengetahui apakah terjadi ketidaksamaan nilai varians dari residual. Pengujian

heteroskedastisitas menggunakan *Breusch-Pagan-Godfrey* (BPG) dengan bantuan *software eviews 10*.

e. Uji Signifikansi Parameter

1) Uji Simultan

Uji ini dilakukan untuk mengetahui hubungan antara variabel-variabel *independent* atau bebas dengan variabel dependen atau *dependent*. Hipotesis yang digunakan adalah:

$H_0$ : Tidak ada pengaruh variabel independen (X) terhadap variabel dependen (Y) secara bersama-sama.

$H_1$ : Ada pengaruh terhadap variabel independen (X) terhadap variabel dependen (Y) secara bersama-sama.

dengan kriteria uji:

a) Jika nilai  $\text{sig} < 0,05$  atau  $F_{hitung} > F_{tabel}$ , maka  $H_0$  ditolak.

b) Jika nilai  $\text{sig} > 0,05$  atau  $F_{hitung} < F_{tabel}$ , maka  $H_0$  diterima.

2) Uji Parsial

Uji ini dilakukan untuk mengetahui variabel apa saja yang berpengaruh secara signifikan terhadap variabel dependen atau *dependent*.

f. Penyembuhan Heteroskedastisitas dengan *Weighted Least Square* (WLS)

Langkah-langkah metode WLS dengan bantuan *software eviews 10* sebagai berikut:

- 1) Membuat model awal pada regresi linier berganda menggunakan metode OLS
- 2) Melakukan uji asumsi klasik, apakah terdapat heteroskedastisitas atau tidak
- 3) Menggunakan metode WLS untuk melakukan perbaikan model awal yaitu dengan pembobotan data dengan suatu faktor pengali (pembobot) yang tepat. Pembobot yang tepat yaitu  $\frac{1}{x_2}$  atau variabel TPT
- 4) Melakukan uji heteroskedastisitas kembali apakah masih mengandung heteroskedastisitas atau tidak. Ketika sudah tidak mengandung heteroskedastisitas maka model memenuhi asumsi homoskedastisitas.

g. Penyembuhan Heteroskedastisitas dengan *Newey West*

Langkah-langkah metode *Newey West* dengan bantuan *software eviews 10* sebagai berikut:

- 1) Estimasi parameter regresi linier berganda dengan metode OLS

- 2) Melakukan koreksi uji heteroskedastisitas
- 3) Apabila terdapat heteroskedastisitas, maka dapat dilakukan koreksi standard error dengan metode *Newey West*. *Newey West* (1987) menyarankan mengambil nilai  $h$  yaitu:

$$h = 4 \left( \frac{N}{100} \right)^{\frac{2}{9}}$$

- 4) Melakukan koreksi uji heteroskedastisitas kembali.
- 5) Mendapatkan nilai standard eror model regresi linier berganda yang sudah dikoreksi menggunakan metode *Newey West*.

h. Uji Kebaikan Model

Pemilihan metode terbaik antara metode *Weighted Least Square* (WLS) dan metode *Newey West* dapat menggunakan perbandingan nilai Akaike *Information Criterion* (AIC) dan nilai Schwarz *Information Criterion* (SIC). Untuk mendapatkan nilai AIC dan SIC menggunakan bantuan *software eviews 10*.

**BAB IV**  
**DESKRIPSI DAN ANALISIS DATA**

**A. Deskripsi Data**

Data kemiskinan, Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT), dan Angka Partisipasi Sekolah (APS) secara lengkap dapat dilihat pada lampiran 2. Deskripsi data kemiskinan, PDRB, TPT, dan APS dengan bantuan *software eviews 10*, sebagai berikut:

Tabel 4. 1 Hasil Deskripsi Data Kemiskinan, PDRB, TPT, dan APS di Jawa Tengah Tahun 2019-2021

	KEMISKINAN	PDRB	TPT	APS
Mean	10,94524	28,86362	5,557333	72,06781
Median	10,57000	21,43000	5,260000	73,05000
Maximum	17,83000	87,36000	9,970000	91,39000
Minimum	3,980000	12,37000	2,430000	50,17000
Std. Dev.	3,484631	18,45323	1,974026	8,734352
Skewness	0,237620	1,787838	0,561285	-0,074840
Kurtosis	2,277111	5,314944	2,455062	2,512321
Jarque-Bera	3.274350	79.38187	6.812398	1,138527
Probability	0,194529	0,000000	0,033167	0,565942
Sum	1149,250	3030,680	583,5200	7567,120
Sum Sq. Dev.	1262,836	35414,25	405,2649	7934,047

Observations	105	105	105	105
--------------	-----	-----	-----	-----

Tabel 4.1 menunjukkan bahwa nilai rata-rata kemiskinan adalah 10,94524, nilai median kemiskinan adalah 10,57000, nilai skewness kemiskinan adalah 0,237620, dan nilai standar deviasi kemiskinan adalah 3,484631. Artinya bahwa nilai rata-rata hitung lebih besar dari nilai median dan skewness bernilai positif, sehingga nilai setiap Kabupaten/Kota di Jawa Tengah masih banyak data kemiskinan yang berada di bawah rata-rata.

Nilai rata-rata PDRB adalah 28,86362, nilai median PDRB adalah 21,43000, nilai skewness PDRB adalah 1,787838, dan standar deviasi PDRB adalah 18,45323. Artinya bahwa nilai rata-rata hitung lebih besar dibandingkan dengan nilai median dan nilai skewness bernilai positif, sehingga nilai setiap Kabupaten/Kota di Jawa Tengah masih banyak PDRB yang berada di bawah rata-rata.

Nilai rata-rata TPT adalah 5,557333, nilai median TPT adalah 5,260000, nilai skewness TPT adalah 0,561285, dan standar deviasi TPT adalah 1,974026. Artinya bahwa nilai rata-rata hitung lebih besar daripada nilai median dan nilai skewness bernilai positif, dalam artian nilai setiap Kabupaten/Kota di Jawa Tengah masih

banyak data tingkat pengangguran terbuka di bawah rata-rata.

APS memiliki nilai rata-rata sebanyak 72,06781, APS memiliki nilai median sebanyak 73,05000, APS memiliki nilai skewness sebanyak -0,074840 dan APS memiliki nilai standar deviasi sebanyak 8,734352. Artinya bahwa nilai rata-rata hitung lebih kecil dibandingkan dengan nilai median dan nilai skewness bernilai negatif, dalam artian data angka partisipasi sekolah setiap Kabupaten/Kota di Jawa Tengah masih banyak di atas rata-rata atau dapat dikatakan masih tergolong rendah angka partisipasi sekolahnya.

## **B. Analisis Data**

### **1. Pengujian Asumsi Klasik**

#### **a. Uji Normalitas**

Uji normalitas dalam penelitian ini menggunakan *Jarque-Bera Test*. Dalam uji normalitas data akan digunakan hipotesis sebagai berikut:

$H_0$ : Data berdistribusi normal

$H_1$ : Data tidak berdistribusi normal

Formula *Jarque-Bera Test* (JB) sebagai berikut:

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

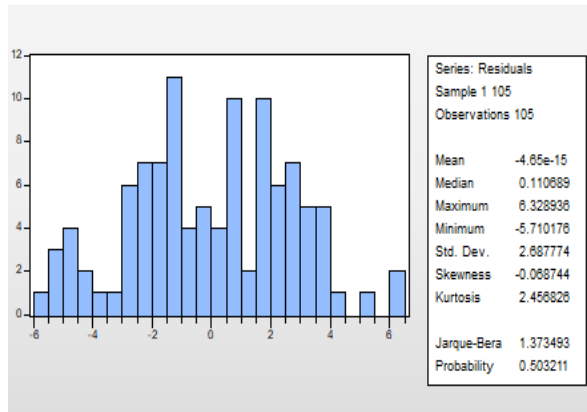


$$JB = 105 \left( \frac{-0,068744^2}{6} + \frac{(2,456826-3)^2}{24} \right)$$

$$JB = 105(0,000788 + 0,012293)$$

$$JB = 1,373492$$

Uji ini menggunakan bantuan *software eviews 10* untuk membuat histogram data, diperoleh gambar di bawah ini:



Gambar 4. 1 Output *Eviews 10* Histogram untuk Uji Normalitas

Gambar 4.1 tersebut, dengan  $n = 105$  diperoleh hasil sebagai berikut:

$$JB = 1,373493$$

dan

$$\chi_{\alpha;2}^2 = 5,9915$$

Jika  $H_0$  diterima didapatkan perbandingan sebagai berikut:

$$(JB < \chi^2_{\alpha;2}) \text{ atau } (P_{value} > \alpha)$$

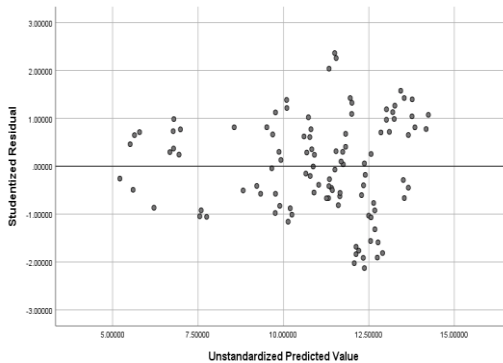
$$(1,373493 < 5,9915) \text{ atau } (0,503211 > 0,05)$$

Maka dapat disimpulkan bahwa data berdistribusi normal.

## b. Uji Linieritas

Uji linieritas dapat dilakukan dengan *scatter plot* yang menggambarkan hubungan antara variabel *independent* dengan variabel *dependent*.

Berikut merupakan hasil dari uji *scatter plot*:



Gambar 4. 2 Uji Linieritas dengan scatter plot

Gambar 4.2 di atas, secara visual terlihat bahwa sebaran titik-titik pengamatan cukup acak pada sumbu mendatar dan tidak mengikuti pola tertentu yang menunjukkan bahwa kondisi linieritas terpenuhi.

Cara lain untuk uji linieritas yaitu dengan cara membandingkan  $F$ -hitung dengan  $F$ -tabel. Apabila  $F$ -hitung lebih besar dibandingkan  $F$ -tabel ( $F_{hitung} > F_{tabel}$ ), maka data yang diuji termasuk dalam data linier, dan sebaliknya ( $F_{hitung} < F_{tabel}$ ), maka data yang diuji termasuk dalam data tidak linier. Hasil uji linieritas pada data dengan *software evIEWS 10* sebagai berikut:

Ramsey RESET Test  
Equation: UNTITLED  
Specification: KEMISKINAN C PDRB TPT APS  
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	2.045391	100	0.0434
F-statistic	4.183623	(1, 100)	0.0434
Likelihood ratio	4.303400	1	0.0380

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	30.16978	1	30.16978
Restricted SSR	751.3097	101	7.438710
Unrestricted SSR	721.1399	100	7.211399

LR test summary:

	Value
Restricted $LogL$	-252.3011
Unrestricted $LogL$	-250.1494

Unrestricted Test Equation:  
Dependent Variable: KEMISKINAN  
Method: Least Squares  
Date: 01/21/23 Time: 23:38  
Sample: 1 105  
Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-31.10159	25.49060	-1.220120	0.2253
PDRB	0.161104	0.126240	1.276169	0.2049
TPT	-0.054836	0.147360	-0.372125	0.7106
APS	0.265160	0.181587	1.460240	0.1474
FITTED^2	0.149130	0.072910	2.045391	0.0434

R-squared	0.428952	Mean dependent var	10.94524
Adjusted R-squared	0.406110	S.D. dependent var	3.484631
S.E. of regression	2.685405	Akaike info criterion	4.859988
Sum squared resid	721.1399	Schwarz criterion	4.986367
Log likelihood	-250.1494	Hannan-Quinn criter.	4.911199
F-statistic	18.77915	Durbin-Watson stat	1.912425
Prob(F-statistic)	0.000000		

Gambar 4. 3 Uji Linieritas dengan *evIEWS 10*

Hasil *output eviws* 10 gambar 4.3 dihasilkan nilai  $F$ -hitung adalah:

$$F_{hitung} = 18,77915$$

dipihak lain diketahui  $F$ -tabel untuk derajat kebebasan pembilang 3 dan derajat kebebasan penyebut 102 dengan tingkat kesalahan  $\alpha = 5\%$  adalah:

$$F_{tabel(0,05;3;102)} = 2,69113$$

perbandingan antara  $F$ -hitung dengan  $F$ -tabel adalah:

$$F_{hitung} > F_{tabel}$$

Dapat disimpulkan bahwa data bersifat linier.

### c. Uji Multikolinieritas

Uji multikolinieritas dilakukan dengan cara melakukan uji korelasi antar variabel *independent*, hal ini dilakukan dengan meregresi setiap variabel *independent* dan dengan menggunakan *Tolerance* (TOL) dan *Variance Inflation Factor* (VIF) dari regresi tersebut dapat diketahui ada tidaknya multikolinieritas, dimana *Tolerance* (TOL) dan *Variance Inflation Factor* (VIF) didefinisikan dengan

$$TOL = 1 - R^2$$

dan

$$VIF = \frac{1}{TOL}$$

Dasar pengambilan keputusan dalam uji *Tolerance* dan *VIF* adalah jika nilai *Tolerance* > 0,10 dan nilai *VIF* < 10, maka tidak terjadi multikolinieritas. Hasil uji multikolinieritas dari setiap variabel *independent* dari data adalah:

- 1) Regresi variabel *independent*  $X_1$  terhadap variabel *independent* yang lain

Hasil regresi dengan bantuan *software eviews 10* sebagai berikut:

Dependent Variable: PDRB  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/23/23 Time: 09:09  
 Sample: 1 105  
 Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TPT	1.596842	0.773334	2.064881	0.0414
APS	0.285198	0.062795	4.541713	0.0000

R-squared	0.137410	Mean dependent var	28.86362
Adjusted R-squared	0.129035	S.D. dependent var	18.45323
S.E. of regression	17.22157	Akaike info criterion	8.549066
Sum squared resid	30547.99	Schwarz criterion	8.599618
Log likelihood	-446.8260	Hannan-Quinn criter.	8.569551
Durbin-Watson stat	1.479393		

Gambar 4. 4 Output eviews 10 untuk Uji Multikolinieritas pada  $X_1$

Hasil output pada gambar 4.4 memberikan koefisiensi determinasi berikut:

$$R^2 = 0,137410$$

diperoleh

$$TOL = 1 - R^2$$

$$= 1 - 0,137410$$

$$= 0,86259$$

dan

$$VIF = \frac{1}{TOL}$$

$$VIF = \frac{1}{0,86259}$$

$$= 1,1592993195$$

- 2) Regresi variabel *independent*  $X_2$  terhadap variabel *independent* yang lain

Hasil regresi dengan bantuan *software eviews 10* sebagai berikut:

Dependent Variable: TPT  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/23/23 Time: 09:22  
 Sample: 1 105  
 Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PDRB	0.024893	0.012055	2.064881	0.0414
APS	0.065380	0.005682	11.50746	0.0000
R-squared	-0.175051	Mean dependent var		5.557333
Adjusted R-squared	-0.186459	S.D. dependent var		1.974026
S.E. of regression	2.150202	Akaike info criterion		4.387864
Sum squared resid	476.2069	Schwarz criterion		4.438416
Log likelihood	-228.3629	Hannan-Quinn criter.		4.408349
Durbin-Watson stat	0.750140			

Gambar 4. 5 Output *eviews 10* untuk Uji Multikolinieritas pada  $X_2$

Hasil output pada gambar 4.5 memberikan koefisiensi determinasi berikut:

$$R^2 = -0,175051$$

diperoleh

$$TOL = 1 - R^2$$

$$= 1 - (-0,175051)$$

$$= 1,175051$$

dan

$$VIF = \frac{1}{TOL}$$

$$VIF = \frac{1}{1,175051}$$

$$= 0,8510268916$$

- 3) Regresi variabel *independent*  $X_3$  terhadap variabel *independent* yang lain

Hasil regresi dengan bantuan *software eviews 10* sebagai berikut:

Dependent Variable: APS  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/23/23 Time: 09:27  
 Sample: 1 105  
 Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PDRB	0.585031	0.128813	4.541713	0.0000
TPT	8.603319	0.747630	11.50746	0.0000
R-squared	-6.898060	Mean dependent var		72.06781
Adjusted R-squared	-6.974740	S.D. dependent var		8.734352
S.E. of regression	24.66545	Akaike info criterion		9.267548
Sum squared resid	62663.58	Schwarz criterion		9.318099
Log likelihood	-484.5462	Hannan-Quinn criter.		9.288032
Durbin-Watson stat	0.819352			

Gambar 4. 6 Output eviews 10 untuk Uji Multikolinieritas pada  $X_3$

Hasil output pada gambar 4.6 memberikan koefisiensi determinasi berikut:

$$R^2 = -6,898060$$

diperoleh

$$\begin{aligned}
 TOL &= 1 - R^2 \\
 &= 1 - (-6,898060) \\
 &= 7,89806
 \end{aligned}$$

dan

$$\begin{aligned}
 VIF &= \frac{1}{TOL} \\
 VIF &= \frac{1}{7,89806} \\
 &= 0,1266133709
 \end{aligned}$$

Hasil uji multikolinieritas di atas terangkum dalam tabel berikut ini:

Tabel 4. 2 Uji Multikolinieritas

Variabel	Tolerance	VIF	Interpretasi
PDRB	0,86259	1,1592993195	tidak terjadi multikolinieritas
TPT	1,175051	0,8510268916	tidak terjadi multikolinieritas
APS	7,89806	0,1266133709	tidak terjadi multikolinieritas

Dari tabel 4.2 dapat dilihat bahwa tidak terjadi multikolinieritas, hal ini ditunjukkan dengan nilai *Tolerance* > 0,10 dan nilai *VIF* < 10.

#### d. Uji Autokorelasi

Pengujian autokorelasi dengan menggunakan Durbin-Watson test dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0$ : tidak terdapat autokorelasi

$H_1$ : terdapat autokorelasi



Hasil pengujian dengan bantuan *software eviews 10* sebagai berikut:

Dependent Variable: KEMISKINAN  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/25/22 Time: 10:44  
 Sample: 1 105  
 Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.76882	2.620707	7.924892	0.0000
PDRB	-0.094983	0.016411	-5.787584	0.0000
TPT	0.020278	0.144943	0.139903	0.8890
APS	-0.099833	0.034149	-2.923420	0.0043

R-squared	0.405061	Mean dependent var	10.94524
Adjusted R-squared	0.387390	S.D. dependent var	3.484631
S.E. of regression	2.727400	Akaike info criterion	4.881925
Sum squared resid	751.3097	Schwarz criterion	4.983028
Log likelihood	-252.3011	Hannan-Quinn criter.	4.922894
F-statistic	22.92180	Durbin-Watson stat	1.896601
Prob(F-statistic)	0.000000		

Gambar 4. 7 Output *Eviews 10* Durbin-Watson

Gambar 4.7 diatas dapat dilihat bahwa nilai Durbin-Watson sebagai berikut:

$$d = 1,896601$$

untuk  $n = 105$  dan  $k = 4$  didapatkan nilai kritis untuk batas atas pada tingkat kesalahan  $\alpha = 5\%$  sebagai berikut:

$$d_u = 1,7617$$

diperoleh perbandingan berikut ini:

$$d_u < d < 4 - d_u$$

$$1,7617 < 1,896601 < 2,6038$$

artinya menerima  $H_0$  dan menolak  $H_1$ , sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi autokorelasi positif dan autokorelasi negatif pada model regresi.

**e. Uji Heteroskedastisitas**

Uji heteroskedastisitas yang digunakan adalah uji Breusch-Pagan-Godfrey dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0$ : tidak terdapat heteroskedastisitas

$H_1$ : terdapat heteroskedastisitas

Dasar pengambilan keputusan dalam uji heteroskedastisitas adalah  $p - value > 5\%$ , maka tidak terjadi heteroskedastisitas. Hasil uji heteroskedastisitas dengan bantuan software *eviews* 10 sebagai berikut:

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey				
F-statistic	3.606160	Prob. F(3,101)		0.0160
Obs*R-squared	10.15879	Prob. Chi-Square(3)		0.0173
Scaled explained SS	6.846737	Prob. Chi-Square(3)		0.0769
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 06/25/22 Time: 18:42				
Sample: 1 105				
Included observations: 105				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.36841	8.041573	1.413705	0.1605
PDRB	-0.125332	0.050358	-2.488810	0.0145
TPT	0.714379	0.444752	1.606239	0.1113
APS	-0.063351	0.104786	-0.604577	0.5468
R-squared	0.096750	Mean dependent var		7.155330
Adjusted R-squared	0.089921	S.D. dependent var		8.677836
S.E. of regression	8.368957	Akaike info criterion		7.124286
Sum squared resid	7073.983	Schwarz criterion		7.225389
Log likelihood	-370.0250	Hannan-Quinn criter.		7.165255
F-statistic	3.606160	Durbin-Watson stat		2.405073
Prob(F-statistic)	0.015977			

Gambar 4. 8 Output *Eviews* 10 Uji Heteroskedastisitas

Secara lengkap langkah uji heteroskedastisitas terdapat pada lampiran 3. Gambar 4.8 dapat diketahui bahwa nilai p-value yang ditunjukkan dengan nilai  $Prob.Chi-Square(3)$  pada  $Obs \cdot R-Squared$  yaitu sebesar 0,0173. Karena  $0,0173 < 0,05$ , maka dapat disimpulkan bahwa menolak  $H_0$  dan menerima  $H_1$  yang artinya terdapat masalah heteroskedastisitas pada model regresi.

## 2. Analisis Regresi Berganda pada Data Kemiskinan di Jawa Tengah

Analisis ini digunakan untuk mengetahui pengaruh variabel *independent* terhadap variabel *dependent*. Dalam penelitian ini akan digunakan model regresi berikut:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + e_i \quad (4.1)$$

Dapat ditulis dalam notasi matriks seperti berikut:

$$Y = X\beta + e \quad (4.2)$$

Matriks  $Y$  berordo  $105 \times 1$ , matriks  $X$  berordo  $105 \times 3$ , matriks  $\beta$  berordo  $3 \times 1$ , dan matriks  $e$  berordo  $105 \times 1$ . Dengan memasukan data berdasarkan pada lampiran 2, didapatkan regresi dalam notasi matriks sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} 10,73 \\ 12,53 \\ \vdots \\ 8,12 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 58,37 & 7,24 & 68,23 \\ 1 & 23,61 & 4,17 & 62,51 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 40,94 & 8,25 & 78,4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ \vdots \\ e_n \end{bmatrix}$$

Meminimumkan jumlah kuadrat error akan dapat diestimasi koefisiensi sesuai persamaan (2.15) adalah:

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= (X^T X)^{-1} X^T Y \\ &= \begin{bmatrix} n & \sum X_1 & \sum X_2 & \sum X_3 \\ \sum X_1 & \sum X_1^2 & \sum X_1 X_2 & \sum X_1 X_3 \\ \sum X_2 & \sum X_1 X_2 & \sum X_2^2 & \sum X_2 X_3 \\ \sum X_3 & \sum X_1 X_3 & \sum X_2 X_3 & \sum X_3^2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum Y \\ \sum X_1 Y \\ \sum X_2 Y \\ \sum X_3 Y \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} 105 & 30330,68 & 583,52 & 7567,12 \\ 3030,68 & 122890,6 & 17735,72 & 224480,9 \\ 583,52 & 17735,72 & 3648,08 & 41761,55 \\ 7567,12 & 224480,9 & 41761,55 & 553279,8 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 1149,25 \\ 29220,2624 \\ 6339,2407 \\ 81449,7358 \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} 20,768 \\ -0,094 \\ 0,020 \\ -0,099 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

Nilai dari koefisien-koefisien  $(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3)$  dalam model regresi pada persamaan (4.2) diperoleh:

$$\begin{bmatrix} 10,73 \\ 12,53 \\ \vdots \\ 8,12 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 58,37 & 7,24 & 68,23 \\ 1 & 23,61 & 4,17 & 62,51 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 40,94 & 8,25 & 78,4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 20,768 \\ -0,094 \\ 0,020 \\ -0,099 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 8,559 \\ 12,370 \\ \vdots \\ 9,220 \end{bmatrix}$$

Apabila diambil salah satu observasi, yaitu observasi pertama, maka menghasilkan regresi sebagai berikut:

$$Y_1 = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + e_i$$

$$10,73 = 20,768 + (-0,094)58,37 + (0,020)7,24 + (-0,099)68,23 + 8,599$$

Analisis regresi untuk data tersebut juga dapat menggunakan *software evIEWS 10* dengan hasil sebagai berikut:

Dependent Variable: KEMISKINAN  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/25/22 Time: 10:44  
 Sample: 1 105  
 Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.76882	2.620707	7.924892	0.0000
PDRB	-0.094983	0.016411	-5.787584	0.0000
TPT	0.020278	0.144943	0.139903	0.8890
APS	-0.099833	0.034149	-2.923420	0.0043
R-squared	0.405061	Mean dependent var		10.94524
Adjusted R-squared	0.387390	S.D. dependent var		3.484631
S.E. of regression	2.727400	Akaike info criterion		4.881925
Sum squared resid	751.3097	Schwarz criterion		4.983028
Log likelihood	-252.3011	Hannan-Quinn criter.		4.922894
F-statistic	22.92180	Durbin-Watson stat		1.896601
Prob(F-statistic)	0.000000			

Gambar 4. 9 Output *EvIEWS 10* untuk Regresi Linier Berganda

Hasil dari *output* tersebut model regresi dapat ditulis sebagai berikut:

$$Y = 20.76882 - 0.094983 PDRB + 0.020278 TPT - 0.099833 APS$$

### 3. Pengujian Signifikansi Parameter

Uji signifikansi parameter dalam penelitian ini dapat diukur dari nilai statistik *F* dan nilai statistik *t*.

#### a. Uji Simultan (Uji *F*)

Pengujian dilakukan secara simultan untuk melihat apakah variabel *independent* (*X*)

berpengaruh terhadap variabel *dependent* (Y) secara simultan. Hipotesis yang digunakan dalam uji *F* adalah:

$H_0$ : Tidak ada pengaruh variabel *independent* (X) terhadap variabel *dependent* (Y) secara bersama-sama.

$H_1$ : Ada pengaruh terhadap variabel *independent* (X) terhadap variabel *dependent* (Y) secara bersama-sama.

Untuk mencari nilai *F* tabel digunakan statistik uji:

$$F_{tabel} = F_{[(k-1),(n-k)]}$$

$$F_{tabel} = F_{[(4-1),(105-4)]}$$

$$F_{tabel} = [3,101]$$

$$F_{tabel} = 2,69$$

Hasil perhitungan untuk pengujian simultan dapat dijelaskan dengan analisis varian (*analysis of variance = ANOVA*) sebagai berikut:

Tabel 4. 3 Hasil Uji Simultan

**ANOVA<sup>b</sup>**

Model	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	511.526	3	170.509	22.922	.000 <sup>a</sup>
Residual	751.310	101	7.439		
Total	1262.836	104			

a. *Dependent Variable*: Kemiskinan

b. Predictors: (Constant), APS, PDRB, TPT

Dasar pengambilan keputusan uji  $F$  adalah:

- a) Jika nilai sig < 0,05 atau  $F_{hitung} > F_{tabel}$ , maka  $H_0$  ditolak.
- b) Jika nilai sig > 0,05 atau  $F_{hitung} < F_{tabel}$ , maka  $H_0$  diterima.

Tabel 4.3 menunjukkan bahwa nilai  $F_{hitung}$  adalah 22,922. Karena nilai  $F_{hitung} > F_{tabel}$  maka dapat disimpulkan bahwa  $H_0$  ditolak. Sehingga diartikan bahwa variabel *independent* (X) yaitu PDRB, TPT, dan APS secara simultan berpengaruh terhadap variabel *dependent* (Y) yaitu kemiskinan di Jawa Tengah tahun 2019-2021.

**b. Uji Parsial (Uji  $t$ )**

Uji parsial dilakukan untuk mengetahui ada atau tidaknya pengaruh parsial (sendiri) yang

diberikan variabel *independent* (X) terhadap variabel *dependent* (Y). Hipotesis yang digunakan dalam uji *t* adalah:

$H_0$ : Tidak ada pengaruh variabel *independent* (PDRB) terhadap variabel *dependent* (Kemiskinan).

$H_1$ : Ada pengaruh variabel *independent* (PDRB) terhadap variabel *dependent* (Kemiskinan).

$H_0$ : Tidak ada pengaruh variabel *independent* (TPPT) terhadap variabel *dependent* (Kemiskinan).

$H_1$ : Ada pengaruh variabel *independent* (TPPT) terhadap variabel *dependent* (Kemiskinan).

$H_0$ : Tidak ada pengaruh variabel *independent* (APS) terhadap variabel *dependent* (Kemiskinan).

$H_1$ : Ada pengaruh variabel *independent* (APS) terhadap variabel *dependent* (Kemiskinan).

Untuk mencari nilai *t* tabel digunakan statistik uji:

$$t_{tabel} = t_{[(\alpha/2), (n-k-1)]}$$

$$t_{tabel} = t_{[(0,05/2), (105-4-1)]}$$

$$t_{tabel} = t_{[0,025, 100]}$$

$$t_{tabel} = 1,984$$

Hasil perhitungan untuk pengujian parsial dengan bantuan SPSS dapat dijelaskan pada tabel dibawah ini:



Tabel 4. 4 Hasil Uji Simultan

**Coefficients<sup>a</sup>**

Model	Unstandardize d Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
Constant	20.769	2.621		7.925	.000
PDRB	-.095	.016	-.503	5.788	.000
TPT	-.020	.145	-.011	-1.140	.889
APS	-.100	.034	-.250	2.923	.004

a. *Dependent Variable: Kemiskinan*

Dasar pengambilan keputusan uji *t* adalah:

1. Jika nilai sig < 0,05 atau  $t_{hitung} > t_{tabel}$ , maka  $H_0$  ditolak.
2. Jika nilai sig > 0,05 atau  $t_{hitung} < t_{tabel}$ , maka  $H_0$  diterima.

Tabel 4.4 menunjukkan bahwa nilai signifikansi dari Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) sebagai  $X_1$ , Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebagai  $X_2$ , dan Angka Partisipasi Sekolah (APS) sebagai  $X_3$ , masing-masing yaitu 0,000; 0,889; 0,004. Karena nilai signifikansi TPT ( $X_2$ ) > 0,05 maka  $H_0$  ditolak, sedangkan signifikansi PDRB ( $X_1$ ) dan APS ( $X_3$ ) < 0,05 maka  $H_0$  diterima. Dapat disimpulkan bahwa TPT ( $X_2$ ) berpengaruh

terhadap kemiskinan (Y). PDRB ( $X_1$ ) dan APS ( $X_3$ ) tidak berpengaruh terhadap kemiskinan (Y).

#### **4. Penyembuhan Heteroskedastisitas dengan *Weighted Least Square (WLS)***

Berdasarkan hasil uji heteroskedastisitas dengan *Breusch-Pagan-Godfrey* (BPG), diketahui bahwa asumsi heteroskedastisitas belum terpenuhi sehingga selanjutnya melakukan penyembuhan dengan *Weighted Least Square (WLS)*.

Setelah diketahui data mengandung heteroskedastisitas, langkah pertama yang dilakukan adalah membuat model regresi lalu mentransformasikan data dengan suatu faktor yang tepat dengan bobot kemudian menggunakan prosedur OLS terhadap data yang telah ditransformasikan. Selanjutnya menentukan pembobot yang tepat untuk digunakan dalam mengatasi masalah heteroskedastisitas. Pada kasus ini, pembobot yang tepat untuk digunakan dalam mengatasi heteroskedastisitas adalah  $\frac{1}{X_2} = \frac{1}{TPT}$  atau variabel TPT. TPT digunakan karena hanya variabel TPT yang berpengaruh signifikan terhadap kemiskinan. Selanjutnya model regresi setelah dilakukan pembobotan sebagai berikut:

Dependent Variable: KEMISKINAN

Method: Least Squares

Date: 01/24/23 Time: 22:33

Sample: 1 105

Included observations: 105

Weighting series: TPT^-0.5

Weight type: Inverse standard deviation (EViews default scaling)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	19.10351	2.625650	7.275725	0.0000
PDRB	-0.097408	0.016308	-5.973040	0.0000
TPT	0.132223	0.152110	0.869260	0.3868
APS	-0.084386	0.033853	-2.492709	0.0143

Weighted Statistics			
R-squared	0.375785	Mean dependent var	10.94793
Adjusted R-squared	0.357243	S.D. dependent var	3.812355
S.E. of regression	2.681880	Akaike info criterion	4.848264
Sum squared resid	726.4407	Schwarz criterion	4.949367
Log likelihood	-250.5339	Hannan-Quinn criter.	4.889233
F-statistic	20.26770	Durbin-Watson stat	1.865492
Prob(F-statistic)	0.000000	Weighted mean dep.	10.92474

Unweighted Statistics			
R-squared	0.400918	Mean dependent var	10.94524
Adjusted R-squared	0.383123	S.D. dependent var	3.484631
S.E. of regression	2.736881	Sum squared resid	756.5422
Durbin-Watson stat	1.889066		

Gambar 4. 1 Output *eviews* 10 metode Weighted Least Square

Pemilihan terhadap suatu faktor untuk transformasi atau pembobotan tergantung bagaimana  $e^2$  atau nilai absolut  $e$  berkorelasi terhadap  $X$ , dalam hal ini TPT, dengan demikian baik variabel dependen kemiskinan dan variabel independen PDRB dan APS ditransformasikan dengan cara mengalikan masing-masing variabel dengan  $\frac{1}{TPT}$ . Gambar 4.10 dapat dilihat bahwa terjadi perubahan pada nilai *R-squared* dan *standard error* model regresi.

Langkah selanjutnya adalah pengujian ulang pada hasil pembobotan tersebut untuk mengetahui apakah masih terdapat heteroskedastisitas atau tidak. Secara lengkap langkah-langkah uji ini dapat dilihat pada lampiran 4.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.342867	Prob. F(3,101)	0.0776
Obs*R-squared	6.831554	Prob. Chi-Square(3)	0.0775
Scaled explained SS	4.856254	Prob. Chi-Square(3)	0.1826

Test Equation:  
 Dependent Variable: WGT\_RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/24/23 Time: 22:50  
 Sample: 1 105  
 Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	33.41858	15.19444	2.199396	0.0301
PDRB*WGT	-0.073404	0.051436	-1.427104	0.1566
TPT*WGT	-3.025077	1.735133	-1.743427	0.0843
APS*WGT	-0.119372	0.098373	-1.213469	0.2278

R-squared	0.065062	Mean dependent var	6.918483
Adjusted R-squared	0.037292	S.D. dependent var	8.617132
S.E. of regression	8.454931	Akaike info criterion	7.144727
Sum squared resid	7220.071	Schwarz criterion	7.245830
Log likelihood	-371.0982	Hannan-Quinn criter.	7.185696
F-statistic	2.342867	Durbin-Watson stat	2.446679
Prob(F-statistic)	0.077582		

Gambar 4. 2 Output *views* 10 Uji Heteroskedastisitas

Gambar 4.11 dapat diketahui bahwa nilai p-value yang ditunjukkan dengan nilai *Prob.Chi-Square(3)* pada Obs\*R-Squared yaitu sebesar 0,0775. Karena  $0,0775 > 0,05$ , maka dapat disimpulkan bahwa setelah dilakukan pengujian kembali pada data yang telah dilakukan pembobotan yaitu menerima  $H_0$  dan menolak  $H_1$  yang

artinya tidak terdapat masalah heteroskedastisitas pada model regresi.

## **5. Penyembuhan Heteroskedastisitas dengan *Newey West***

Dalam pengujian dengan metode *Newey West* dilakukan dengan olah data dengan *software eviws 10*. Secara lengkap langkah-langkahnya dapat dilihat pada lampiran 5. Langkah pertama adalah melakukan regresi linier berganda dengan metode OLS dapat dilihat pada gambar 4.1

Pada uji asumsi klasik sebelumnya pada model regresi tersebut mengandung heteroskedastisitas, hal tersebut harus diatasi agar bersifat BLUE. Dalam hal ini mengatasi dengan menggunakan metode *Newey West*. *Newey West* (1987) menyarankan mengambil nilai  $h$  yaitu:

$$\begin{aligned}h &= 4 \left( \frac{N}{100} \right)^{\frac{2}{9}} \\h &= 4 \left( \frac{105}{100} \right)^{\frac{2}{9}} \\&= 4,043604996 \\&\approx 4\end{aligned}$$

Dependent Variable: KEMISKINAN  
Method: Least Squares  
Date: 01/24/23 Time: 09:01  
Sample: 1 105  
Included observations: 105  
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic bandwidth = 5.8800, NW automatic lag length = 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.76882	1.820750	11.40674	0.0000
PDRB	-0.094983	0.014231	-6.674172	0.0000
TPT	0.020278	0.121166	0.167357	0.8674
APS	-0.099833	0.021785	-4.582624	0.0000

R-squared	0.405061	Mean dependent var	10.94524
Adjusted R-squared	0.387390	S.D. dependent var	3.484631
S.E. of regression	2.727400	Akaike info criterion	4.881925
Sum squared resid	751.3097	Schwarz criterion	4.983028
Log likelihood	-252.3011	Hannan-Quinn criter.	4.922894
F-statistic	22.92180	Durbin-Watson stat	1.896601
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	46.71870
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

Gambar 4. 3 Output *views* 10 *Newey West*

Gambar 4.12 diperoleh bahwa nilai koefisien tiap parameter regresi tidak berubah atau tetap sama seperti pada hasil regresi dengan sebelum diterapkan metode *Newey West*. Gambar diatas menunjukkan p-value atau probabilitas parameter regresi  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  dan  $\beta_3$  sebesar 0,0000 dan  $\beta_2$  sebesar 0,8674. Parameter  $\beta_1$  dan  $\beta_3$  signifikan, sedangkan parameter  $\beta_2$  tidak signifikan. Hasil dari pengujian data kemiskinan menggunakan OLS dengan metode *Newey West* menghasilkan keputusan yang sama meskipun dengan nilai *standard error* dan uji *t* yang berbeda.

Langkah selanjutnya adalah pengujian ulang pada hasil yang diterapkan metode *Newey West* apakah terjadi heteroskedastisitas atau tidak.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.606160	Prob. F(3,101)	0.0160
Obs*R-squared	10.15879	Prob. Chi-Square(3)	0.0173
Scaled explained SS	6.846737	Prob. Chi-Square(3)	0.0769

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/24/23 Time: 09:44  
 Sample: 1 105  
 Included observations: 105  
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic bandwidth = 40.8446, NW automatic lag length = 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.36841	4.035378	2.817187	0.0058
PDRB	-0.125332	0.020405	-6.142139	0.0000
TPT	0.714379	0.197207	3.622487	0.0005
APS	-0.063351	0.052162	-1.214514	0.2274

R-squared	0.096750	Mean dependent var	7.155330
Adjusted R-squared	0.069921	S.D. dependent var	8.677836
S.E. of regression	8.368957	Akaike info criterion	7.124286
Sum squared resid	7073.983	Schwarz criterion	7.225389
Log likelihood	-370.0250	Hannan-Quinn criter.	7.165255
F-statistic	3.606160	Durbin-Watson stat	2.405073
Prob(F-statistic)	0.015977		

Gambar 4. 4 Output *evIEWS* 10 Uji Heteroskedastisitas

Gambar 4.13 dapat diketahui bahwa nilai p-value yang ditunjukkan dengan nilai *Prob.Chi-Square(3)* pada *Obs\*R-Squared* yaitu sebesar 0,0173. Karena  $0,0173 < 0,05$ , maka dapat disimpulkan bahwa setelah dilakukan pengujian kembali pada data dengan metode *Newey West* yaitu menolak  $H_0$  dan menerima  $H_1$  yang artinya masih terdapat masalah heteroskedastisitas pada model regresi.

Setelah di uji kembali dengan metode *Newey West* dengan menghilangkan variabel yang tidak signifikan yaitu TPT, sebagai berikut:

Dependent Variable: KEMISKINAN  
Method: Least Squares  
Date: 01/24/23 Time: 09:53  
Sample: 1 105  
Included observations: 105  
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic bandwidth = 5.8702, NW automatic lag length = 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.95450	1.350167	15.51993	0.0000
PDRB	-0.094247	0.012600	-7.479982	0.0000
APS	-0.101140	0.019282	-5.245393	0.0000

R-squared	0.404946	Mean dependent var	10.94524
Adjusted R-squared	0.393278	S.D. dependent var	3.484631
S.E. of regression	2.714260	Akaike info criterion	4.863071
Sum squared resid	751.4553	Schwarz criterion	4.938899
Log likelihood	-252.3112	Hannan-Quinn criter.	4.893798
F-statistic	34.70652	Durbin-Watson stat	1.896542
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	71.34903
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

Gambar 4. 5 Output *views* 10 *Newey West*

Gambar 4.14 menunjukkan bahwa nilai p-value atau probabilitas parameter regresi  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  dan  $\beta_2$  masing-masing sebesar 0,0000 dan signifikan. Hasil dari pengujian data kemiskinan menggunakan OLS dengan metode *Newey West* setelah variabel TPT dihilangkan atau variabel yang tidak signifikan di uji sebelumnya menghasilkan keputusan nilai *standard error* dan uji *t* yang berbeda.

Langkah selanjutnya adalah pengujian ulang pada hasil yang diterapkan metode *Newey West* apakah terjadi heteroskedastisitas atau tidak.



Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey				
F-statistic	4.098132	Prob. F(2,102)	0.0194	
Obs*R-squared	7.809772	Prob. Chi-Square(2)	0.0201	
Scaled explained SS	5.364663	Prob. Chi-Square(2)	0.0684	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 01/24/23 Time: 10:01				
Sample: 1 105				
Included observations: 105				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic bandwidth = 19.3614, NW automatic lag length = 4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.89623	4.026760	4.444326	0.0000
PDRB	-0.100246	0.021517	-4.659005	0.0000
APS	-0.108871	0.061439	-1.771997	0.0794
R-squared	0.074379	Mean dependent var	7.156717	
Adjusted R-squared	0.056229	S.D. dependent var	8.676569	
S.E. of regression	8.429101	Akaike info criterion	7.129413	
Sum squared resid	7247.073	Schwarz criterion	7.205240	
Log likelihood	-371.2942	Hannan-Quinn criter.	7.160139	
F-statistic	4.098132	Durbin-Watson stat	2.368577	
Prob(F-statistic)	0.019413			

Gambar 4. 6 Output *evIEWS* 10 Uji Heteroskedastisitas

Gambar 4.15 dapat diketahui bahwa nilai p-value yang ditunjukkan dengan nilai *Prob.Chi-Square(3)* pada *Obs\*R-Squared* yaitu sebesar 0,0201. Karena  $0,0201 < 0,05$ , maka dapat disimpulkan bahwa setelah dilakukan pengujian kembali pada data dengan metode *Newey West* yaitu menolak  $H_0$  dan menerima  $H_1$  yang artinya masih terdapat masalah heteroskedastisitas pada model regresi. Tetapi apabila menggunakan  $\alpha = 1\%$  sehingga  $0,0201 > 0,01$ , maka dapat disimpulkan bahwa setelah dilakukan pengujian kembali pada data dengan metode *Newey West* yaitu menerima  $H_0$  dan menolak  $H_1$  yang artinya tidak terdapat masalah

heteroskedastisitas pada model regresi, maka asumsi homoskedastisitas terpenuhi.

## 6. Pemilihan Model Terbaik antara Metode *Weighted Least Square (WLS)* dan *Newey West*

Pemilihan metode terbaik antara metode *Weighted Least Square* dan metode *Newey West* dapat menggunakan perbandingan nilai *Akaike Information Criterion (AIC)* dan nilai *Schwarz Information Criterion (SIC)*. Model regresi terbaik adalah model yang menghasilkan AIC dan SIC paling kecil. Nilai AIC dan SIC dari model yang menggunakan metode WLS yaitu:

Dependent Variable: KEMISKINAN  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/24/23 Time: 22:33  
 Sample: 1 105  
 Included observations: 105  
 Weighting series: TPT^\*-0.5  
 Weight type: Inverse standard deviation (EViews default scaling)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	19.10351	2.625650	7.275725	0.0000
PDRB	-0.097408	0.016308	-5.973040	0.0000
TPT	0.132223	0.152110	0.869260	0.3868
APS	-0.084386	0.033853	-2.492709	0.0143

Weighted Statistics			
R-squared	0.375785	Mean dependent var	10.94793
Adjusted R-squared	0.357243	S.D. dependent var	3.812355
S.E. of regression	2.681880	Akaike info criterion	4.848264
Sum squared resid	726.4407	Schwarz criterion	4.949367
Log likelihood	-250.5339	Hannan-Quinn criter	4.889233
F-statistic	20.26770	Durbin-Watson stat	1.865492
Prob(F-statistic)	0.000000	Weighted mean dep.	10.92474

Unweighted Statistics			
R-squared	0.400918	Mean dependent var	10.94524
Adjusted R-squared	0.383123	S.D. dependent var	3.484631
S.E. of regression	2.736881	Sum squared resid	756.5422
Durbin-Watson stat	1.889066		

Gambar 4. 7 AIC dan SIC dari metode WLS

Nilai AIC dan SIC dari model yang menggunakan metode *Newey West* yaitu:

Dependent Variable: KEMISKINAN  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/24/23 Time: 10:24  
 Sample: 1 105  
 Included observations: 105  
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic  
 bandwidth = 5.8800, NW automatic lag length = 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.76882	1.820750	11.40674	0.0000
PDRB	-0.094983	0.014231	-6.674172	0.0000
TPT	0.020278	0.121166	0.167357	0.8674
APS	-0.099833	0.021785	-4.582624	0.0000
R-squared	0.405061	Mean dependent var		10.94524
Adjusted R-squared	0.387390	S.D. dependent var		3.484631
S.E. of regression	2.727400	Akaike info criterion		4.881925
Sum squared resid	751.3097	Schwarz criterion		4.983028
Log likelihood	-252.3011	Hannan-Quinn criter.		4.922894
F-statistic	22.92180	Durbin-Watson stat		1.896601
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		46.71870
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Gambar 4. 8 AIC dan SIC dari metode *Newey West*

Perbandingan nilai AIC dan SIC dari metode WLS dan *Newey West* dapat diringkas pada tabel di bawah ini:

Tabel 4.5 Perbandingan Nilai AIC dan Nilai SIC

Metode	AIC	SIC
Weighted Least Square	4,848264	4,949367
<i>Newey West</i>	4,881925	4,983028

Berdasarkan tabel 4.4 dapat diketahui bahwa metode *Weighted Least Square* (WLS) memiliki nilai AIC dan SIC yang lebih kecil dibandingkan dengan metode *Newey West*. Sehingga, dapat disimpulkan bahwa metode *Weighted Least Square* (WLS) lebih baik

dibandingkan metode *Newey West* dalam mengatasi permasalahan asumsi heteroskedastisitas pada studi kasus kemiskinan di Jawa Tengah pada tahun 2019-2021 dengan variabel *independent* nya yaitu PDRB, TPT dan APS.

## BAB V

### PENUTUP

#### A. Simpulan

Dari pembahasan diatas dapat disimpulkan bahwa:

1. Solusi permasalahan heteroskedastisitas pada regresi linier dengan data kemiskinan menggunakan *Weighted Least Square* (WLS) yaitu dapat menyembuhkan permasalahan heteroskedastisitas dengan pembobotan  $\frac{1}{x_2} = \frac{1}{TPT}$  atau variabel TPT sehingga diperoleh model regresi tak bias dan tidak mengandung heteroskedastisitas lagi. Solusi permasalahan heteroskedastisitas pada regresi linier dengan data kemiskinan menggunakan *Newey West* ternyata hanya mengecilkan *standard error* dan tidak dapat menyembuhkan heteroskedastisitas.
2. Pemilihan metode yang terbaik yang diperoleh berdasarkan nilai AIC dan nilai SIC terkecil adalah metode *Weighted Least Square* (WLS) dengan nilai AIC sebesar 4,848264 dan nilai SIC sebesar 4,94367. Model regresi yang dihasilkan dari metode *Weighted Least Square* (WLS) dalam mengatasi permasalahan asumsi heteroskedastisitas yaitu:

$$\text{Kemiskinan} = 19,10351 - 0,097408 \text{ PDRB} + 0,132223 \text{ TPT} - 0,084386 \text{ APS}$$

## **B. Saran**

Setelah diperoleh kesimpulan, penulis mengajukan saran yaitu metode *Newey West* tidak dapat menghilangkan gejala heteroskedastisitas dan autokorelasi yang terdapat dalam model regresi, namun hanya dapat memperbaiki nilai *standard error*nya saja. Untuk itu peneliti selanjutnya dapat menambahkan metode lainnya seperti *robust* dan lainnya untuk mengatasi permasalahan asumsi heteroskedastisitas.

## DAFTAR PUSTAKA

- Algifari. (2000). *Analisis Regresi (Teori dan Kasus, edisi 2)*. Yogyakarta: BPFE Yogyakarta.
- Arikunto, S. 2006. *Metode Penelitian Kuantitatif*. Jakarta: Bumi Aksara
- Asmoro, Y. W. (2013). *Pendeteksian dan Perbaikan Heteroskedastisitas dalam Regresi Linier Menggunakan Metode Weighted Least Squares (WLS) dan Transformasi Variabel*. In Skripsi. Program Studi Pendidikan Matematika, Jurusan Pendidikan Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Fakultas Keguruan dan Ilmu Pendidikan.
- Casson, R. J., & F. L. D. (2014). Understanding and Checking the Assumptions of Linier Regression: a Primer for Medical Researchers. *Clinical and Experimental Ophthalmology*, 42(6), 590–596.
- Dajan, A. (1986). *Pengantar Metode Statistika*. LP3ES.
- Darussamin. (2016). Analisis Pengaruh Tingkat Pertumbuhan Produk Domestik Regional Bruto, Tingkat Pendidikan dan Pengangguran Terhadap Tingkat Kemiskinan di Provinsi Sumatra Selatan Periode 2004-2013. *Journal of Chemical Information an Modeling*, 3(1), 33–38.
- Djoni Hartono. (2008). *Ekonomoterika: Multikolinieritas dan Autokorelasi*. UI Press.

- Farida, L. S. (2010). *Analisis Regresi Linier Berganda dengan Heteroskedastisitas melalui Pendekatan Weighted Least Square*. UIN Syarif Hidayatullah.
- Firdaus, M. (2004). *Ekonomi Suatu Pendekatan Aplikatif*. Jakarta: PT Bumi Aksara.
- Fitriyati, A. D. A. dan D. (2013). *Pengaruh Pertumbuhan Ekonomi, Pendidikan, dan Pengangguran terhadap Kemiskinan di Kabupaten Sampangan*. 1–9.
- Fransiska, dkk. (2022). A Comparison of Weighted Least Square and Quantile Regression for Solving Heteroscedasticity in Simple Linear Regression. *JSDS: Journal of Statistics and Data Science*, 1(1).
- Gujarati, N. D. dan D. C. P. (2010). *Dasar-dasar Ekonometrika. Buku 1* (5th ed.). Jakarta: Salemba Empat.
- Gujarati, N. D. dan D. C. P. (2013). *Dasar-dasar Ekonometrika. Buku 2* (5th ed.). Jakarta: Salemba Empat.
- Hartono, D. (2008). *Ekonometrika: Multikolinieritas dan Autokorelasi*. UI Press.
- Kuncoro, S. (2014). *Analisis Pengaruh Pertumbuhan Ekonomi, Tingkat Pengangguran dan Pendidikan Terhadap Tingkat Kemiskinan di Provinsi Jawa Timur Tahun 2009-2011*. Skripsi. Universitas Muhammadiyah Surakarta.
- Lains, A. (2003). *Ekonometrika Teori dan Aplikasi*. Jakarta: Pustaka LP3ES Indonesia.



- Maziyya, P. A., & dkk. (2015). Mengatasi Heteroskedastisitas pada Regresi Linier dengan Menggunakan Weighted Least Square. *E-Jurnal Matematika*, 4(1), 20–25.
- Newey, W. and W. K. (1987). A Simple Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55, 703–708.
- Novianto, S. (2017). Analisis Pengaruh Pertumbuhan Ekonomi, IPM, Inflasi, dan Pengangguran terhadap Tingkat Kemiskinan di Kabupaten/Kota Jawa Tengah. *Journal of Chemical Information and Modeling*, 53(9), 1689–1699.
- Novita Dwi Cahyanti, dkk. (2020). Pengaruh Pertumbuhan Ekonomi, Pengangguran, dan Pendidikan terhadap Kemiskinan di Provinsi Jawa Timur Tahun 2009-2019. *Jurnal Economics and Sustainable Development*, 5.
- Nurlaila, Z., & dkk. (2017). Penerapan Metode Newey West dalam Mengoreksi Standard Error ketika Terjadi Heteroskedastisitas dan Autokorelasi pada Analisis Regresi. *E-Jurnal Matematika*, 6(1), 7–14.
- Nurul Hanifah, Nar Herrhyanto, & Fitriani Agustina. (2015). Penerapan Metode Weighted Least Square untuk Mengatasi Heteroskedastisitas pada Analisis Regresi Linier. *UrekaMatika*, 3.
- Osborne, J. & W. E. (2002). Four Assumptions of Multiple Regression that Researchers Should Always Test. *Practical Assessment*, 8(2).

- P.A Samuelson, Koopmans, & J.R.N Stoney. (1954). Report of The Evaluative Committe for Econometrica. *Econometrica*, 22.
- Statistik, B. P. (2022). *Persentase Angka Partisipasi Sekolah di Provinsi Jawa Tengah*. BPS Provinsi Jawa Tengah.
- Statistik, B. P. (2022). *Persentase Laju Pertumbuhan PDRB Atas Dasar Harga Konstan Menurut Kabupaten/Kota di Jawa Tengah*. BPS Provinsi Jawa Tengah.
- Statistik, B. P. (2022). *Persentase Penduduk Miskin Kabupaten/Kota di Jawa Tengah*. BPS Provinsi Jawa Tengah.
- Statistik, B. P. (2022). *Persentase Tingkat Pengangguran Terbuka di Provinsi Jawa Tengah*. BPS Provinsi Jawa Tengah.
- Steven, J. P. (2009). *Applied Multivariate Statistics For The Social Sciences (5th ed.)*. Routledge.
- Sudjana. (2003). *Teknik Analisis Regresi dan Korelasi bagi Peneliti*. Tarsito.
- Sudjana. (2005). *Metoda Statistika*. Bandung: Tarsito.
- Sugiyono. (2012). *Metode Penelitian Kuantitatif, Kualitatif, dan R&D*. Bandung: Alfabet.
- Sukirno, S. (2006). *Pengantar Teori Makro Ekonomi*. Jakarta: PT Raja Grafindo Persada.
- Supranto. (2009). *Statistik Teori dan Aplikasi (Jilid II)*. Jakarta: Erlangga.

- Syukriyah, A. (2011). *Analisis Heteroskedastisitas pada Regresi Linier Berganda*. Skripsi. Jurusan Matematika, Fakultas Sains dan Teknologi. Universitas Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
- Usman, & dkk. (2019). use of the Weighted least Square Method when The Error Variance is Heteroscedastic. *Benin Journal of Statistics*, 2, 85–93.
- Widarjono, A. (2018). *Ekonometrika Pengantar dan Aplikasinya Disertai Panduan Eviews*. Yogyakarta: UPP STIM YKPN.
- Wini, H. (2010). Analisis Faktor-faktor yang Mempengaruhi Jumlah Penduduk Miskin di Wilayah Pemekaran Tingkat Kabupaten. *BMC Public Health*, 5(1), 1–8.
- Wooldridge J, M. (2009). *Introductory Econometric* (Nelson Educated, Ed.; 4th ed.).

## LAMPIRAN-LAMPIRAN

### Lampiran 1 Surat Bukti Pengambilan Data



**BADAN PUSAT STATISTIK  
PROVINSI JAWA TENGAH**

**ST2023  
SENSUS PERTANIAN**

#### SURAT KETERANGAN

NOMOR. : B-701 /BPS/33510 / VS 190 /06 /2022

Yang bertanda tangan dibawah ini :

Nama : Bob Setiabudi S.Si ,M.Si  
Pangkat Gol : Pembina TK I / IV b  
NIP : 19680213 199003 1 003  
Jabatan : Pranata Komputer Ahli Madya

Menerangkan dengan sesungguhnya bahwa :

Nama : Dita Aulia Wijayanti  
Nim : 1708046005  
Jurusan/ Prodi : Matematika  
Perguruan Tinggi : UIN Walisongo

Telah melakukan pengambilan data di Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Tengah sebagai bahan penyusun skripsi dengan judul : **Solusi Permasalahan Asumsi Heteroskedastisitas pada Regresi Linier dengan Weighted Least Square ( WLS ) dan Newey West .**

Demikian surat keterangan ini dibuat dengan sebenarnya untuk dipergunakan sebagaimana mestinya.

Semarang, 20 Juni 2022

An. Kepala Bagian Umum  
Pranata Komputer Ahli Madya

Bob Setiabudi, S.Si, M.Si  
NIP. 19680213 199003 1003

Kemiskinan:

<https://jateng.bps.go.id/indicator/23/34/1/kemiskinan.html>

APS: <https://jateng.bps.go.id/indicator/28/71/1/angka-partisipasi-sekolah-aps-.html>

TPT: <https://jateng.bps.go.id/indicator/6/64/1/tingkat-pengangguran-terbuka-tpt-.html>

PDRB: <https://jateng.bps.go.id/indicator/157/1747/1/-seri-2010-pdrb-per-kapita-atas-dasar-harga-konstan-menurut-kabupaten-kota-di-provinsi-jawa-tengah.html>

**Lampiran 2** Data Kemiskinan, PDRB, TPT, APS Kabupaten dan Kota di Provinsi Jawa Tengah tahun 2019-2021

**Kemiskinan**

No.	Kabupaten dan Kota	Kemiskinan		
		2019	2020	2021
1.	Kabupaten Cilacap	10.73	11.46	11.67
2.	Kabupaten Banyumas	12.53	13.26	13.66
3.	Kabupaten Purbalingga	15.03	15.90	16.24
4.	Kabupaten Banjarnegara	14.76	15.64	16.23
5.	Kabupaten Kebumen	16.82	17.59	17.83
6.	Kabupaten Purworejo	11.45	11.78	12.40
7.	Kabupaten Wonosobo	16.63	17.36	17.67
8.	Kabupaten Magelang	10.67	11.27	11.91
9.	Kabupaten Boyolali	9.53	10.18	10.62
10.	Kabupaten Klaten	12.28	12.89	13.49
11.	Kabupaten Sukoharjo	7.14	7.68	8.23
12.	Kabupaten Wonogiri	10.25	10.86	11.55
13.	Kabupaten Karanganyar	9.55	10.28	10.68
14.	Kabupaten Sragen	12.79	13.38	13.83
15.	Kabupaten Grobogan	11.77	12.46	12.74
16.	Kabupaten Blora	11.32	11.96	12.39
17.	Kabupaten Rembang	14.95	15.60	15.80
18.	Kabupaten Pati	9.46	10.08	10.21
19.	Kabupaten Kudus	6.68	7.31	7.60
20.	Kabupaten Jepara	6.66	7.17	7.44
21.	Kabupaten Demak	11.86	12.54	12.92
22.	Kabupaten Semarang	7.04	7.51	7.82
23.	Kabupaten Temanggung	9.42	9.96	10.17
24.	Kabupaten Kendal	9.41	9.99	10.24

25.	Kabupaten Batang	8.35	9.13	9.68
26.	Kabupaten Pekalongan	9.71	10.19	10.57
27.	Kabupaten Pemasang	15.41	16.02	16.56
28.	Kabupaten Tegal	7.64	8.14	8.60
29.	Kabupaten Brebes	16.22	17.03	17.43
30.	Kota Magelang	7.46	7.58	7.75
31.	Kota Surakarta	8.70	9.03	9.40
32.	Kota Salatiga	4.76	4.94	5.14
33.	Kota Semarang	3.98	4.34	4.56
34.	Kota Pekalongan	6.60	7.17	7.59
35.	Kota Tegal	7.47	7.80	8.12

## PDRB

No.	Kabupaten dan Kota	PDRB		
		2019	2020	2021
1.	Kabupaten Cilacap	58.37	46.43	46.82
2.	Kabupaten Banyumas	23.61	22.07	22.73
3.	Kabupaten Purbalingga	18.71	17.26	17.59
4.	Kabupaten Banjarnegara	16.60	14.83	15.13
5.	Kabupaten Kebumen	16.62	14.50	14.87
6.	Kabupaten Purworejo	18.68	17.09	17.56
7.	Kabupaten Wonosobo	17.53	15.47	15.86
8.	Kabupaten Magelang	18.10	17.61	18.12
9.	Kabupaten Boyolali	23.14	21.13	21.91
10.	Kabupaten Klaten	23.78	21.84	22.51
11.	Kabupaten Sukoharjo	30.51	29.37	30.31
12.	Kabupaten Wonogiri	21.85	19.75	20.25
13.	Kabupaten Karanganyar	30.14	28.07	28.80
14.	Kabupaten Sragen	30.30	27.05	27.81
15.	Kabupaten Grobogan	14.36	13.36	13.77

16.	Kabupaten Blora	21.28	19.78	20.46
17.	Kabupaten Rembang	21.43	20.80	21.50
18.	Kabupaten Pati	24.64	23.09	23.71
19.	Kabupaten Kudus	84.46	83.66	81.60
20.	Kabupaten Jepara	17.08	17.71	18.46
21.	Kabupaten Demak	15.91	15.30	15.55
22.	Kabupaten Semarang	33.97	33.00	33.92
23.	Kabupaten Temanggung	19.80	18.88	19.37
24.	Kabupaten Kendal	31.99	29.96	30.86
25.	Kabupaten Batang	19.91	18.79	19.53
26.	Kabupaten Pekalongan	18.31	16.61	17.01
27.	Kabupaten Pemasang	14.09	12.37	12.75
28.	Kabupaten Tegal	17.34	15.37	15.79
29.	Kabupaten Brebes	18.25	16.56	16.79
30.	Kota Magelang	53.23	51.94	53.56
31.	Kota Surakarta	68.55	66.65	69.27
32.	Kota Salatiga	50.03	49.51	50.74
33.	Kota Semarang	77.62	83.26	87.36
34.	Kota Pekalongan	24.48	23.92	24.66
35.	Kota Tegal	45.07	40.08	40.94

## TPT

No.	Kabupaten dan Kota	TPT		
		2019	2020	2021
1.	Kabupaten Cilacap	7.24	9.10	9.97
2.	Kabupaten Banyumas	4.17	6.00	6.05
3.	Kabupaten Purbalingga	4.73	6.10	6.05
4.	Kabupaten Banjarnegara	4.44	5.86	5.86
5.	Kabupaten Kebumen	4.69	6.07	6.03
6.	Kabupaten Purworejo	2.91	4.04	3.59



7.	Kabupaten Wonosobo	3.43	5.37	5.26
8.	Kabupaten Magelang	3.07	4.27	5.03
9.	Kabupaten Boyolali	3.09	5.28	5.09
10.	Kabupaten Klaten	3.54	5.46	5.48
11.	Kabupaten Sukoharjo	3.39	6.93	3.32
12.	Kabupaten Wonogiri	2.55	4.27	2.43
13.	Kabupaten Karanganyar	3.12	5.96	5.89
14.	Kabupaten Sragen	3.32	4.75	4.76
15.	Kabupaten Grobogan	3.54	4.50	4.38
16.	Kabupaten Blora	3.82	4.89	3.81
17.	Kabupaten Rembang	3.60	4.83	3.67
18.	Kabupaten Pati	3.64	4.74	4.60
19.	Kabupaten Kudus	3.80	5.53	3.77
20.	Kabupaten Jepara	2.92	6.70	4.23
21.	Kabupaten Demak	5.42	7.31	5.28
22.	Kabupaten Semarang	2.54	4.57	5.02
23.	Kabupaten Temanggung	2.98	3.85	2.62
24.	Kabupaten Kendal	6.26	7.56	7.55
25.	Kabupaten Batang	4.11	6.92	6.59
26.	Kabupaten Pekalongan	4.35	6.97	4.28
27.	Kabupaten Pemalang	6.45	7.64	6.71
28.	Kabupaten Tegal	8.12	9.82	9.97
29.	Kabupaten Brebes	7.39	9.83	9.78
30.	Kota Magelang	4.37	8.59	8.73
31.	Kota Surakarta	4.16	7.92	7.85
32.	Kota Salatiga	4.33	7.44	7.26
33.	Kota Semarang	4.50	9.57	9.54
34.	Kota Pekalongan	5.80	7.02	6.89
35.	Kota Tegal	8.08	8.40	8.25

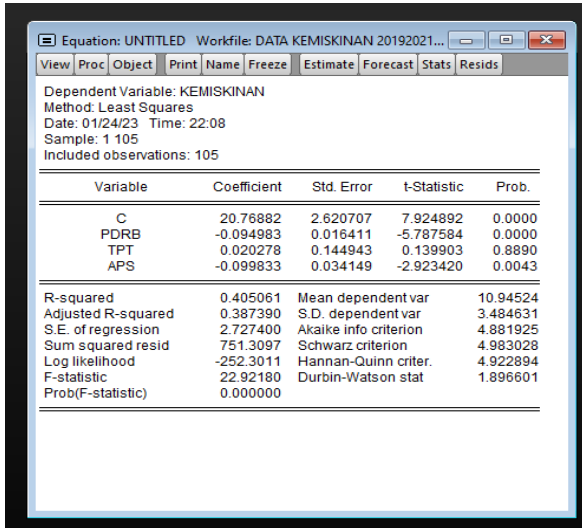
## APS

No.	Kabupaten dan Kota	APS		
		2019	2020	2021
1.	Kabupaten Cilacap	68.23	68.67	70.22
2.	Kabupaten Banyumas	62.51	62.38	69.23
3.	Kabupaten Purbalingga	59.96	60.21	60.31
4.	Kabupaten Banjarnegara	64.39	64.75	64.45
5.	Kabupaten Kebumen	79.63	79.84	79.91
6.	Kabupaten Purworejo	83.84	84.12	84.15
7.	Kabupaten Wonosobo	59.22	58.82	59.45
8.	Kabupaten Magelang	68.36	68.50	67.66
9.	Kabupaten Boyolali	73.26	74.74	74.55
10.	Kabupaten Klaten	79.92	80.12	80.23
11.	Kabupaten Sukoharjo	81.92	82.40	82.02
12.	Kabupaten Wonogiri	81.02	81.22	80.00
13.	Kabupaten Karanganyar	83.23	83.10	82.95
14.	Kabupaten Sragen	82.03	82.09	81.44
15.	Kabupaten Grobogan	59.48	59.44	60.51
16.	Kabupaten Blora	73.30	73.13	73.75
17.	Kabupaten Rembang	68.18	68.97	68.58
18.	Kabupaten Pati	72.53	72.51	72.90
19.	Kabupaten Kudus	73.20	73.05	73.17
20.	Kabupaten Jepara	68.47	68.97	69.07
21.	Kabupaten Demak	76.31	77.41	75.91
22.	Kabupaten Semarang	74.69	74.91	74.62
23.	Kabupaten Temanggung	73.54	74.15	73.37
24.	Kabupaten Kendal	69.74	70.55	72.19
25.	Kabupaten Batang	64.20	64.58	64.95
26.	Kabupaten Pekalongan	66.34	66.69	66.11
27.	Kabupaten Pemasang	59.14	59.10	59.41

28.	Kabupaten Tegal	65.49	66.17	67.13
29.	Kabupaten Brebes	50.17	51.61	56.13
30.	Kota Magelang	91.39	90.79	90.88
31.	Kota Surakarta	75.80	76.25	75.67
32.	Kota Salatiga	85.68	84.78	85.18
33.	Kota Semarang	72.87	74.66	74.63
34.	Kota Pekalongan	64.98	65.24	64.50
35.	Kota Tegal	78.43	78.12	78.40

## Lampiran 3 Langkah-langkah Uji Heteroskedastisitas

### 1. Melakukan estimasi OLS

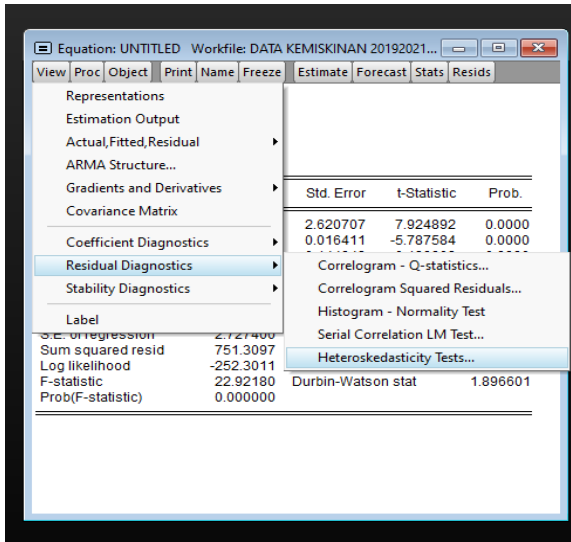


Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.76882	2.620707	7.924892	0.0000
PDRB	-0.094983	0.016411	-5.787584	0.0000
TPT	0.020278	0.144943	0.139903	0.8890
APS	-0.099833	0.034149	-2.923420	0.0043

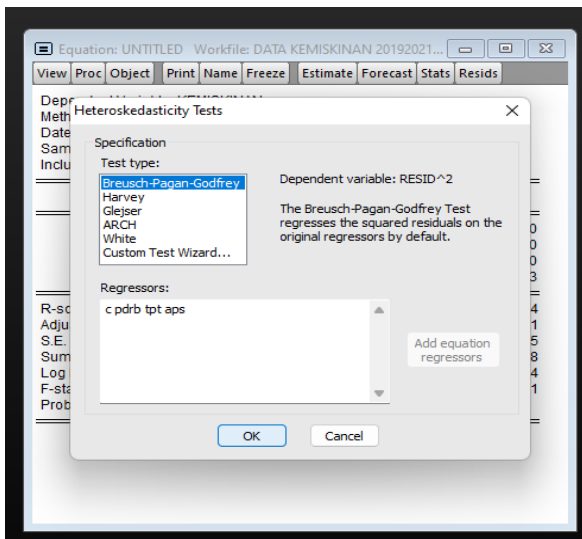
  

R-squared	0.405061	Mean dependent var	10.94524
Adjusted R-squared	0.387390	S.D. dependent var	3.484631
S.E. of regression	2.727400	Akaike info criterion	4.881925
Sum squared resid	751.3097	Schwarz criterion	4.983028
Log likelihood	-252.3011	Hannan-Quinn criter.	4.922894
F-statistic	22.92180	Durbin-Watson stat	1.896601
Prob(F-statistic)	0.000000		

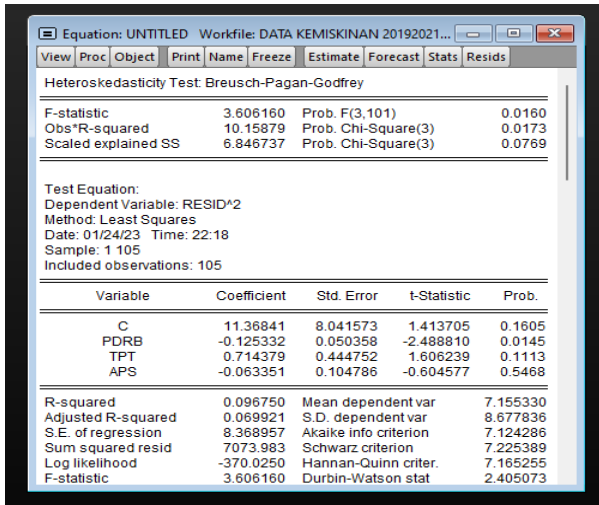
### 2. Lalu tekan tombol View-> Residual Diagnostics-> Heteroscedasticity Test



3. Kemudian memilih metode uji heteroskedastisitas, yaitu Breusch Pagan Godfrey lalu tekan ok



4. Dihadirkan uji heteroskedastisitas



## Lampiran 4 Langkah-langkah uji metode WLS

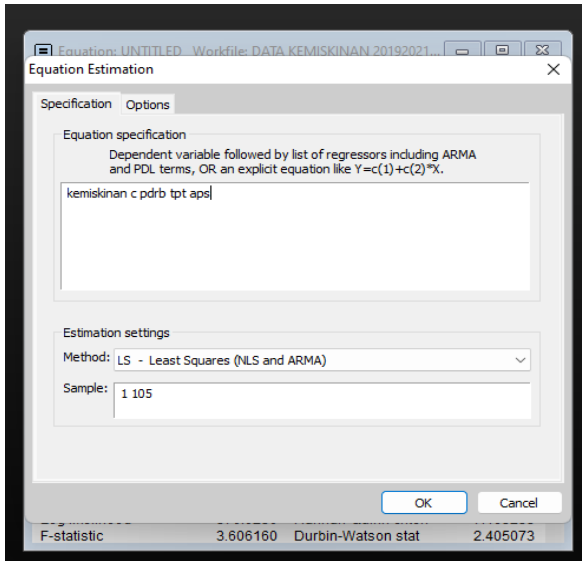
### 1. Melakukan estimasi OLS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.76882	2.620707	7.924892	0.0000
PDRB	-0.094983	0.016411	-5.787584	0.0000
TPT	0.020278	0.144943	0.139903	0.8890
APS	-0.099833	0.034149	-2.923420	0.0043

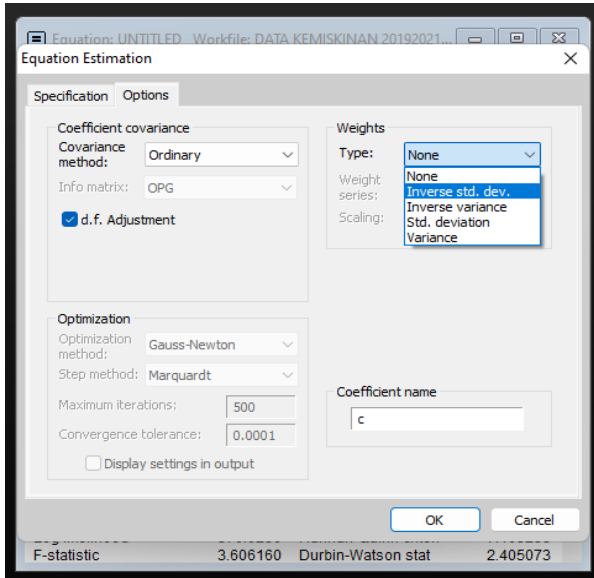
  

R-squared	0.405061	Mean dependent var	10.94524
Adjusted R-squared	0.387390	S.D. dependent var	3.484631
S.E. of regression	2.727400	Akaike info criterion	4.881925
Sum squared resid	751.3097	Schwarz criterion	4.983028
Log likelihood	-252.3011	Hannan-Quinn criter.	4.922894
F-statistic	22.92180	Durbin-Watson stat	1.896601
Prob(F-statistic)	0.000000		

2. Melakukan uji heteroskedastisitas seperti pada lampiran 3.
3. Membuat model regresi lalu mentransformasikan data dengan suatu faktor yang tepat dengan bobot kemudian menggunakan prosedur OLS terhadap data yang telah ditransformasikan, pembobot yang digunakan adalah variabel TPT.

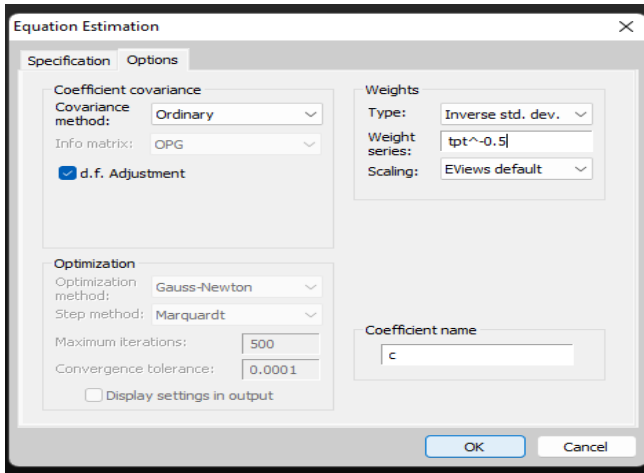


Kemudian klik options





Lalu pilih inverse std.dev. dan memasukkan pembobotnya yaitu variabel TPT lalu klik ok



Dihasilkan uji WLS dengan pembobot variabel TPT

Equation: UNTITLED    Workfile: DATA KEMISKINAN 20192021...

View   Proc   Object   Print   Name   Freeze   Estimate   Forecast   Stats   Resids

Dependent Variable: KEMISKINAN  
Method: Least Squares  
Date: 01/24/23    Time: 22:33  
Sample: 1 105  
Included observations: 105  
Weighting series: TPT<sup>-0.5</sup>  
Weight type: Inverse standard deviation (EViews default scaling)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	19.10351	2.625650	7.275725	0.0000
PDRB	-0.097408	0.016308	-5.973040	0.0000
TPT	0.132223	0.152110	0.869260	0.3868
APS	-0.084386	0.033853	-2.492709	0.0143

**Weighted Statistics**

R-squared	0.375785	Mean dependent var	10.94793
Adjusted R-squared	0.357243	S.D. dependent var	3.812355
S.E. of regression	2.681880	Akaike info criterion	4.848264
Sum squared resid	726.4407	Schwarz criterion	4.949367
Log likelihood	-250.5339	Hannan-Quinn criter.	4.889233
F-statistic	20.26770	Durbin-Watson stat	1.865492
Prob(F-statistic)	0.000000	Weighted mean dep.	10.92474

**Unweighted Statistics**

- Melakukan uji heteroskedastisitas kembali dengan cara sama seperti lampiran 3, yaitu tekan tombol View-> Residual Diagnostics-> Heteroscedasticity Test-> pilih Breusch Pagan Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.342867	Prob. F(3,101)	0.0776
Obs*R-squared	6.831554	Prob. Chi-Square(3)	0.0775
Scaled explained SS	4.856254	Prob. Chi-Square(3)	0.1826

Test Equation:  
 Dependent Variable: WGT\_RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/24/23 Time: 22:50  
 Sample: 1 105  
 Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	33.41858	15.19444	2.199396	0.0301
PDRB*WGT	-0.073404	0.051436	-1.427104	0.1566
TPT*WGT	-3.025077	1.735133	-1.743427	0.0843
APS*WGT	-0.119372	0.098373	-1.213469	0.2278

R-squared	0.065062	Mean dependent var	6.918483
Adjusted R-squared	0.037292	S.D. dependent var	8.617132
S.E. of regression	8.454931	Akaike info criterion	7.144727
Sum squared resid	7220.071	Schwarz criterion	7.245830
Log likelihood	-371.0982	Hannan-Quinn criter.	7.185696
F-statistic	2.342867	Durbin-Watson stat	2.446679
Prob(F-statistic)	0.077502		

- Asumsi homoskedastisitas telah terpenuhi.

## Lampiran 5 Langkah-langkah uji Newey West

### 1. Melakukan Estimasi OLS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.76882	2.620707	7.924892	0.0000
PDRB	-0.094983	0.016411	-5.787584	0.0000
TPT	0.020278	0.144943	0.139903	0.8890
APS	-0.099833	0.034149	-2.923420	0.0043

R-squared	0.405061	Mean dependent var	10.94524
Adjusted R-squared	0.387390	S.D. dependent var	3.484631
S.E. of regression	2.727400	Akaike info criterion	4.881925
Sum squared resid	751.3097	Schwarz criterion	4.983028
Log likelihood	-252.3011	Hannan-Quinn criter.	4.922894
F-statistic	22.92180	Durbin-Watson stat	1.896601
Prob(F-statistic)	0.000000		

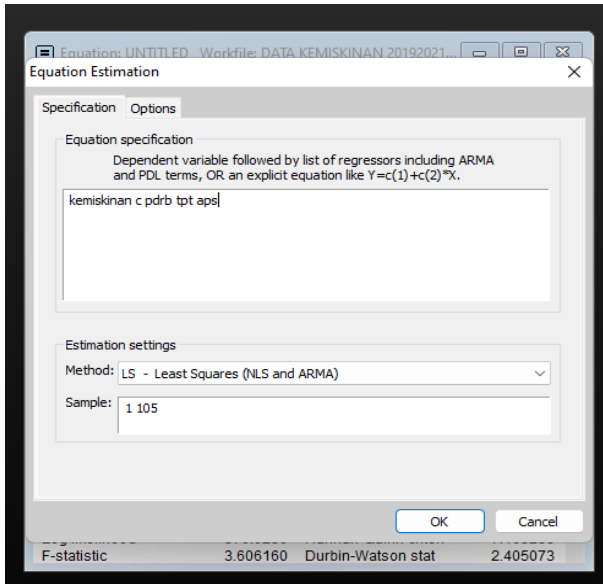
2. Melakukan uji heteroskedastisitas seperti pada lampiran 3.
3. Apabila terdapat heteroskedastisitas, maka dapat dilakukan koreksi standard error dengan metode Newey West. Newey West (1987) menyarankan mengambil nilai  $h$  yaitu:

$$h = 4 \left( \frac{N}{100} \right)^{\frac{2}{9}}$$

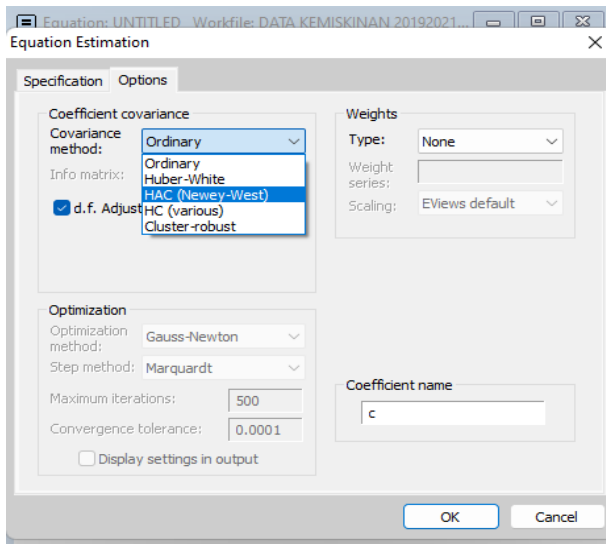
$$h = 4 \left( \frac{105}{100} \right)^{\frac{2}{9}}$$

$$h = 4,043604996$$

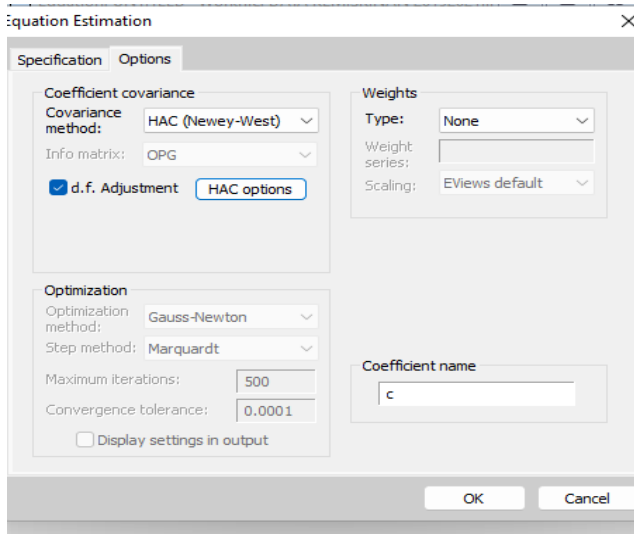
$$\approx 4$$



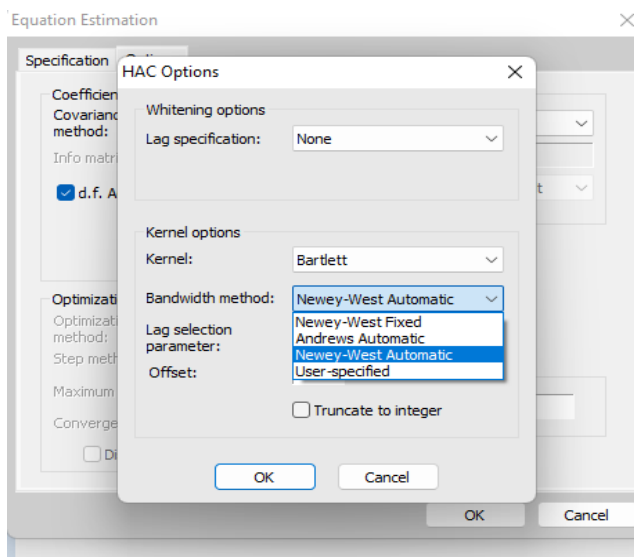
Kemudian klik options



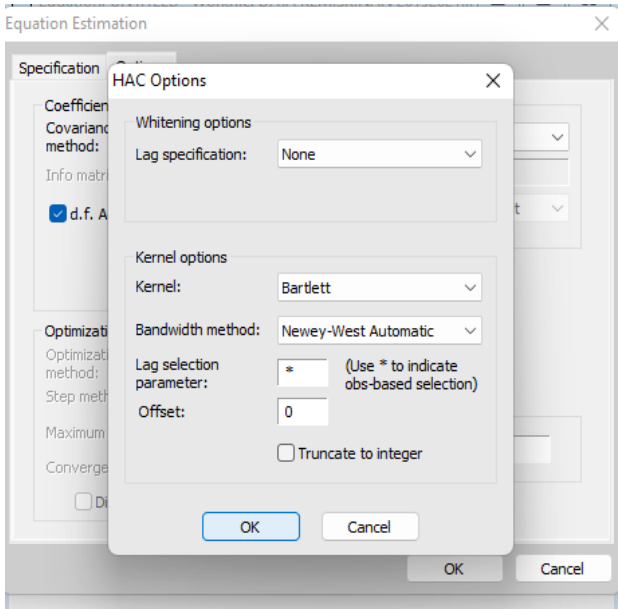
Pilih Covariance method dengan HAC Newey West



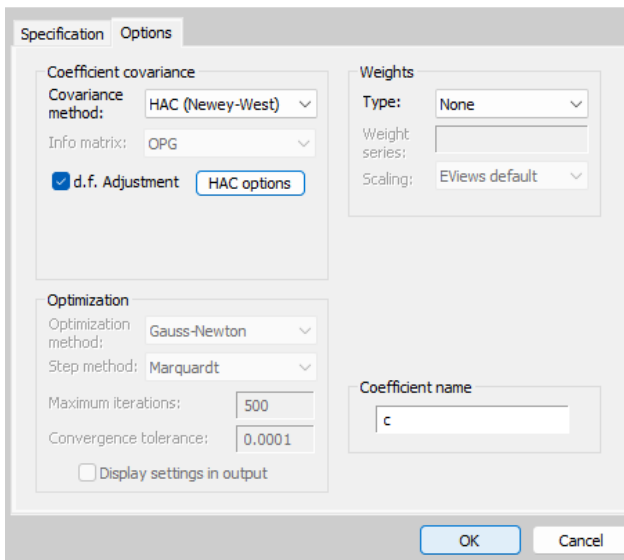
Klik HAC options



Pilih Newey West Automatic, nilai h akan otomatis



Lalu klik ok



Setelah itu klik ok maka akan terlihat hasil uji Newey West

The screenshot shows the EViews software interface with the following information:

- Equation: UNTITLED Workfile: DATA KEMISKINAN 20192021...
- View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
- Dependent Variable: KEMISKINAN
- Method: Least Squares
- Date: 01/24/23 Time: 23:11
- Sample: 1 105
- Included observations: 105
- HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic bandwidth = 5.8800, NW automatic lag length = 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.76882	1.820750	11.40674	0.0000
PDRB	-0.094983	0.014231	-6.674172	0.0000
TPT	0.020278	0.121166	0.167357	0.8674
APS	-0.099833	0.021785	-4.582624	0.0000

R-squared	0.405061	Mean dependent var	10.94524
Adjusted R-squared	0.387390	S.D. dependent var	3.484631
S.E. of regression	2.727400	Akaike info criterion	4.881925
Sum squared resid	751.3097	Schwarz criterion	4.983028
Log likelihood	-252.3011	Hannan-Quinn criter.	4.922894
F-statistic	22.92180	Durbin-Watson stat	1.896601
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	46.71870
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

- Melakukan uji heteroskedastisitas kembali dengan cara sama seperti lampiran 3, yaitu tekan tombol View-> Residual Diagnostics-> Heteroscedasticity Test-> pilih Breusch Pagan Godfrey

Equation: UNTITLED    Workfile: DATA KEMISKINAN 20192021...

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.606160	Prob. F(3,101)	0.0160
Obs*R-squared	10.15879	Prob. Chi-Square(3)	0.0173
Scaled explained SS	6.846737	Prob. Chi-Square(3)	0.0769

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/24/23    Time: 23:14  
 Sample: 1 105  
 Included observations: 105  
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic bandwidth = 40.8446, NW automatic lag length = 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.36841	4.035378	2.817187	0.0058
PDRB	-0.125332	0.020405	-6.142139	0.0000
TPT	0.714379	0.197207	3.622487	0.0005
APS	-0.063351	0.052162	-1.214514	0.2274

R-squared	0.096750	Mean dependent var	7.155330
Adjusted R-squared	0.069921	S.D. dependent var	8.677836
S.E. of regression	8.368957	Akaike info criterion	7.124286
Sum squared resid	7073.983	Schwarz criterion	7.225389
Log likelihood	-370.0250	Hannan-Quinn criter.	7.165255
F-statistic	3.606160	Durbin-Watson stat	2.405073
Prob(F-statistic)	0.015977		

5. Masih terjadi heteroskedastisitas, akan tetapi pada uji Newey West telah terjadi perubahan *standard error* dan uji *t*.



## DAFTAR RIWAYAT HIDUP

### A. Identitas Diri

1. Nama : Dita Aulia Wijayanti
2. Tempat, Tanggal Lahir : Kendal, 12 Februari 2000
3. Alamat Rumah : Desa Ngabean RT 01 RW 03,  
Kec. Boja Kab.Kendal
4. No. Telp/Hp : 085950357869
5. Email : ditaauliawijayanti@gmail.com

### B. Riwayat Pendidikan

1. Pendidikan Formal
  - a. TK Dharma Wanita Ngabean (2004 – 2005)
  - b. SDN 02 Ngabean (2005 – 2011)
  - c. MTS NU 02 Al-Ma'arif Boja (2011 – 2014)
  - d. SMAN 16 Semarang (2014 – 2017)

Semarang, 22 Desember 2022

Dita Aulia Wijayanti

NIM : 1708046005