

Penanganan Heteroskedastisitas dan Autokorelasi Menggunakan Transformasi Boxcox pada Peubah yang Memengaruhi PDRB Jawa Barat

Nur Anggraini Fadhilah^{1†}, Alista Sava Davina¹, Yumna Salma¹, Ananda Putra Wijaya¹, Ardelia Rahma Febyan¹, Yenni Angraini¹, Much Fazrin Sepranjani Fatah¹

¹Department of Statistics, IPB University, Indonesia

[†]corresponding author: 873anggraini@apps.ipb.ac.id

Abstrak

Analisis regresi memiliki asumsi-asumsi yang harus terpenuhi untuk mendapatkan dugaan parameter yang bersifat BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*), diantaranya yaitu kondisi ragam sisaan yang saling homogen dan saling bebas. Terjadinya penyimpangan heteroskedastisitas dan autokorelasi dapat memengaruhi realibilitas data yang menjadi bias. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis serta mengatasi heteroskedastisitas dan non-autokorelasi menggunakan metode transformasi Box-Cox. Analisis dalam penelitian melibatkan regresi linier berganda antara delapan peubah penjelas terhadap nilai PDRB atas harga konstan yang bersumber dari BPS dan Open Data Jabar hingga didapatkan model terbaiknya. Adapun peubah penjelas yang diteliti meliputi balita stunting, akses sanitasi layak, usia harapan hidup, rata-rata lama sekolah, jumlah pengeluaran perkapita, jumlah angkatan kerja, tingkat partisipasi angkatan kerja, dan tingkat pengangguran terbuka. Hasil penelitian menunjukkan bahwa transformasi Box-Cox menghasilkan nilai-p pada uji *Breusch-Pagan* dan *Runs test* yang mampu menangani pelanggaran asumsi. Peubah yang memengaruhi nilai PDRB atas harga konstan secara signifikan adalah pengeluaran per kapita dan jumlah angkatan kerja. Rekomendasi studi kedepannya mencakup optimalisasi potensi-potensi yang berada di setiap daerah sesuai dengan kebutuhan dan kondisi spasial, sehingga mendukung peningkatan PDRB diiringi dengan meningkatnya kesejahteraan rakyat.

Kata kunci: heteroskedastisitas, non-autokorelasi, PDRB, regresi linier berganda, transformasi Box-Cox

1. Pendahuluan

Analisis regresi merupakan teknik pemodelan hubungan suatu peubah respon dengan satu atau lebih peubah penjelas. Melalui pendekatan analisis regresi dapat diketahui peubah-peubah penjelas yang berpengaruh signifikan serta mengevaluasi kekuatan dan arah hubungan antar peubah (Hapsari *et al.*, 2022). Pendekatan yang umum digunakan untuk memodelkan hubungan antara satu peubah respon dengan dua atau lebih peubah penjelas adalah analisis regresi berganda. Beberapa asumsi yang harus dipenuhi sebelum melakukan analisis regresi linear berganda adalah asumsi non-multikoleniaritas dan asumsi *Gauss-Markov* (nilai harapan sisaan sama dengan nol, ragam sisaan homogen, dan sisaan saling bebas) (Sabrina *et al.*, 2023). Untuk menguji asumsi-asumsi ini perlu dilakukan uji asumsi klasik agar didapatkan estimasi parameter yang konsisten, efisien, dan tidak bias.

Asumsi homoskedastisitas, yaitu variansi sisaan konstan apabila tidak terpenuhi terjadilah heteroskedastisitas (Sayekti *et al.*, 2023). Heteroskedastisitas

merupakan kondisi ketika variansi residual satu pengamatan ke pengamatan lain tidak sama. Apabila asumsi non-autokorelasi, yaitu tidak ada korelasi yang signifikan antar amatan tidak terpenuhi terjadilah autokorelasi. Autokorelasi merupakan kondisi ketika terdapat pengaruh amatan ruang atau waktu pada data sebelumnya yang mengakibatkan terdapat korelasi antar amatan (Chairunissa 2019).

Pelanggaran asumsi akan mempengaruhi estimasi parameter menjadi tidak akurat sehingga tidak dapat diandalkan (Martaningtyas 2024). Penting untuk menangani asumsi yang dilanggar agar model dapat dipercaya dan tidak terjadi kesalahan interpretasi yang dapat menyebabkan kesalahan pengambilan keputusan. Salah satu penanganan heteroskedastisitas dan autokorelasi yang dapat dilakukan adalah transformasi *Box-Cox* (Cahyani et al., 2015). Transformasi *Box-Cox* merupakan metode statistik untuk memperbaiki kenormalan data dengan menentukan nilai λ yang dipangkatkan pada peubah respon, sehingga diperoleh model transformasinya dengan λ sebagai parameter yang harus diduga. Transformasi *Box-Cox* bertujuan untuk menormalkan data, melinearkan model regresi, dan menghomogenkan ragam sisaan.

Penerapan transformasi *Box-Cox* telah dilakukan sebelumnya oleh (Cahyani et al., 2015) dan Wilujeng (2018) yang berhasil mengatasi penyimpangan asumsi homoskedastisitas dan autokorelasi. Penelitian ini bertujuan mengidentifikasi penerapan metode transformasi *Box-Cox* dalam mengatasi penyimpangan asumsi homoskedastisitas dan non-autokorelasi pada analisis regresi linear berganda, dengan fokus pada peubah-peubah yang memengaruhi Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) di Jawa Barat tahun 2022.

2. Metodologi

2.1 Data

Penelitian ini menggunakan data sekunder yang diperoleh dari laman Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Jawa Barat dan Open Data Jabar di setiap kabupaten/kota pada tahun 2022. Peneliti menggunakan delapan peubah penjelas dengan satu peubah respon yang terdiri 27 amatan wilayah berdasarkan kabupaten/kota di Jawa Barat.

Tabel 1: Daftar peubah yang digunakan dalam penelilt

Peubah	Keterangan	Satuan	Referensi	Sumber Data
Y	PDRB	Triliun Rupiah	(Rahman dan Chamelia 2015)	BPS Jabar
X_1	Balita Stunting	Jiwa	(Ranyoet BR et al. 2013)	Open Data Jabar
X_2	Rumah Tangga Sanitasi Layak	Persen	(Purwaningsing F et al. 2021)	BPS Jabar

X_3	Usia Harapan Hidup	Tahun	(Muda R <i>et al.</i> 2019)	BPS Jabar
X_4	Rata-rata Lama Sekolah	Tahun	(Hepi dan Zakiah W 2018)	BPS Jabar
Kode	Peubah	Satuan	Referensi	Sumber Data
X_5	Pengeluaran per Kapita	Ribu Rupiah	(Muda R <i>et al.</i> 2019)	Open Data Jabar
X_6	Jumlah Angkatan Kerja	Jiwa	(Shofia <i>et al.</i> 2023)	BPS Jabar
X_7	Tingkat Partisipasi Persen Angkatan Kerja	Persen	(H uda 2022)	BPS Jabar
X_8	Persentase Tingkat Pengangguran Terbuka	Persen	(Rohmadhoni <i>et al.</i> 2018)	Open Data Jabar

2.2 Metode Penelitian

Prosedur analisis data yang dilakukan oleh peneliti dalam penelitian adalah sebagai berikut:

- Melakukan eksplorasi data pada peubah respon PDRB menggunakan diagram pencar, dan plot matriks korelasi antar peubah penjelas.
- Melakukan pendugaan model regresi linier berganda semua peubah penjelas terhadap peubah respon. Pemodelan regresi linier berganda secara umum dapat dituliskan sebagai berikut:

$$= \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon \quad (1)$$

Keterangan:

$k = 1, 2, 3, \dots, k$

y = peubah respon

X_k = peubah penjelas ke-k

β_0 = intersep

= koefisien regresi untuk peubah penjelas ke-k

ε = sisaan

- Melakukan uji asumsi multikolinieritas untuk mengidentifikasi adanya korelasi antara dua peubah penjelas atau lebih dengan nilai VIF.
- Mengidentifikasi amatan tidak umum, yaitu pencilan, titik leverage, dan amatan berpengaruh salah satunya dengan metode grafik diagram pencar.
- Melakukan uji asumsi klasik regresi linier berganda diantaranya yaitu uji normalitas serta uji asumsi sisaan sesuai dengan asumsi *Gauss-Marcov* (nilai harapan sisaan sama dengan nol, ragam sisaan homogen, dan sisaan saling bebas). Ghazali (2016) menyatakan bahwa uji asumsi klasik merupakan langkah awal dalam melakukan analisis regresi linier.

1. Uji normalitas menggunakan uji *Shapiro-Wilk*. Uji normalitas merupakan uji yang bertujuan untuk menguji penyebaran data dari model yang diteliti berdistribusi normal pada sumbu diagonal dari grafik distribusi normal (Masiaga et al., 2022).
2. Uji nilai harapan sisaan sama dengan nol menggunakan *t-test* untuk menunjukkan bahwa peubah respon pada model hanya dipengaruhi oleh peubah penjelas yang diteliti sehingga didapatkan pendugaan model regresi yang tidak bias.
3. Uji homoskedastisitas dapat menggunakan uji *Non-Constant Variance*, uji *Breusch-Pagan*, atau uji *Glejser*. Menurut Celik (2017) homoskedastisitas merupakan suatu kondisi ketika ragam dari setiap sisaan memiliki nilai yang sama. Pengujian asumsi homoskedastisitas bertujuan untuk menunjukkan bahwa model menghasilkan ragam penduga yang minimum.
4. Uji autokorelasi menggunakan uji *Runs*, uji *Durbin-Watson*, atau uji *Breusch-Godfrey*. Autokorelasi terjadi karena adanya korelasi antar amatan yang disebabkan karena pengaruh amatan ruang atau waktu pada data sebelumnya (Magfiroh et al., 2018)
- f. Melakukan transformasi menggunakan metode *Box-Cox*. Metode *Box-Cox* memperhatikan kelas transformasi berparameter tunggal, yaitu pemangkatan lambda (λ) telah diduga pada peubah respon Y sehingga menghasilkan Y^λ . λ perlu diduga sebelumnya dengan mengoptimisasi fungsi likelihood sehingga dihasilkan sisaan data yang lebih konstan. Lestari (2022) mendefinisikan transformasi *Box-Cox* sebagai berikut:

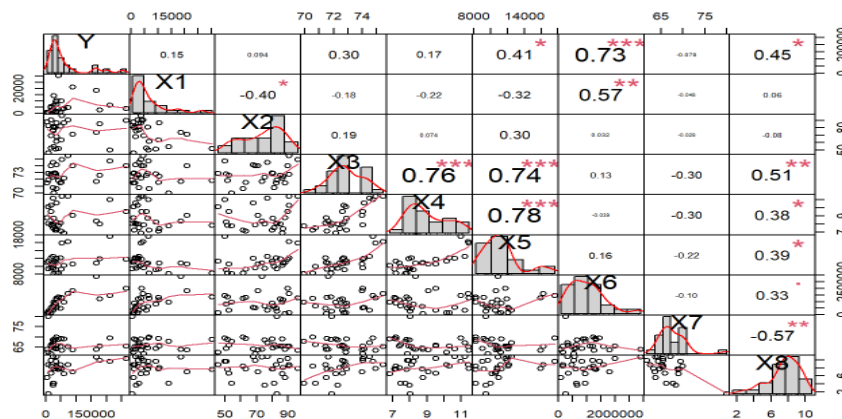
$$y^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{y^\lambda - 1}{\lambda}; & \text{untuk } \lambda \neq 0 \\ \ln(y); & \text{untuk } \lambda = 0 \end{cases} \quad (2)$$
- g. Melakukan pengujian asumsi pada model yang telah ditransformasi menggunakan *Box-Cox*.
- h. Melakukan pendugaan pemodelan terbaik menggunakan metode *Stepwise Regression* dengan membandingkan nilai *Adjusted R-Squared* yang dihasilkan.
- i. Menguji kelayakan model terbaik berdasarkan nilai *Adjusted R-squared*, uji F simultan, dan uji t-parsial.
- j. Melakukan pengujian asumsi pada model terbaik yang telah diperoleh.
- k. Menginterpretasikan model terbaik.

3. Hasil dan Pembahasan

3.1 Eksplorasi Data

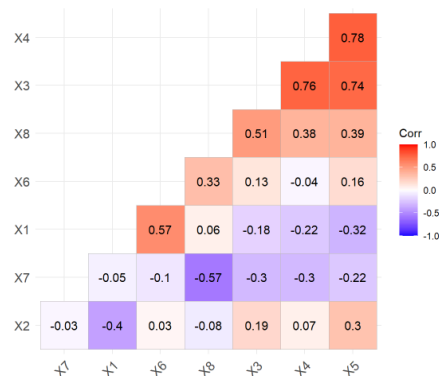
Bentuk sebaran data pada setiap peubah dapat terlihat melalui histogram dan *scatter plot*, bentuk kenormalan pada setiap data juga dapat terlihat melalui garis pada histogram. Kekuatan arah korelasi antar peubah bebas (X) dapat terlihat melalui matriks korelasi yang ditandai dengan warna merah dengan arah korelasi ke atas atau positif dan warna ungu dengan arah korelasi ke bawah atau negatif atau

bisa juga dilihat dari tanda bintang yang terlihat pada angka atau nilai korelasinya. Jika terdapat tanda bintang minimal satu yang berarti nilai-p peubah tersebut kurang dari α 0.05, maka peubah tersebut berkorelasi secara positif dan signifikan terhadap peubah lainnya. Bisa kita ketahui dari gambar 1 bahwa nilai peubah-peubah penjelas yang berkorelasi secara positif dan signifikan terhadap nilai PDRB yaitu peubah “Pengeluaran Per Kapita” (X_5), peubah “Jumlah Angkatan Kerja” (X_6), dan peubah “Persentase Tingkat Pengangguran Terbuka” (X_8).



Gambar 1: Plot matriks korelasi antara peubah penjelas dengan nilai PDRB

Peubah-peubah yang memiliki korelasi yang relatif tinggi adalah antara peubah “Pengeluaran Per Kapita” (X_5) dengan “Usia Harapan Hidup” (X_3), peubah “Rata-rata Lama Sekolah” (X_4) dengan “Usia Harapan Hidup” (X_3), serta “Pengeluaran Per Kapita” (X_5) dengan “Rata-rata Lama Sekolah” (X_4) hal ini ditandai dengan semakin pekatnya warna maka korelasinya akan mendekati satu, yang artinya ada hubungan yang sangat erat antara kedua peubah tersebut. Ketika salah satu peubah meningkat, peubah lainnya cenderung meningkat dengan kepastian yang tinggi, dan sebaliknya.



Gambar 2: Matriks korelasi antar peubah-peubah penjelas

3.2 Pemodelan Regresi Awal dan Pendeteksian Multikolinearitas

Secara simultan, didapatkan nilai-p sebesar $0,00175 < \text{taraf signifikansi } 5\%$ yang menunjukkan bahwa model regresi sudah layak untuk dilakukan analisis regresi

berganda. Berdasarkan uji parsial, dari 8 peubah penjelas yang diteliti, terdapat 7 peubah yang tidak signifikan, yaitu X_1 , X_2 , X_3 , X_4 , X_5 , X_7 , X_8 . Sedangkan peubah yang signifikan hanyalah X_6 . Signifikansi ini dapat dilihat dari nilai-p setiap peubah acak X pada model awal. Model regresi awal yang telah diduga dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\hat{y} = -71.91 - 0.003X_1 - 0.4137X_2 - 2.298X_3 - 1.337X_4 + 0.0061X_5 + 0.000085X_6 + 2.480X_7 + 5.993X_8 \quad (3)$$

Pendeteksian multikolinearitas menunjukkan bahwa nilai VIF seluruh peubah bebas < 10 , sehingga tidak ada multikolinearitas dan analisis regresi berganda terbaik dapat dilanjutkan. *Adjusted R-squared* model awal bernilai 0.56, menunjukkan peubah-peubah penjelas dalam model menjelaskan 56% keragaman PDRB, sedangkan 44% sisanya dipengaruhi oleh peubah-peubah lain yang tidak diteliti dalam model.

Tabel 2: Koefisien regresi model awal

Peubah	Koefisien Regresi	Nilai-p	Nilai VIF
X_1	- 0.003	0.9242	2.70
X_2	- 0.4137	0.1528	1.57
X_3	- 2.298	0.5741	3.19
X_4	- 1.337	0.8373	3.99
X_5	0.0061	0.9116	4.26
X_6	0.000085	0.0009*	2.62
X_7	2.480	0.4323	1.60
X_8	5.993	0.2944	2.53

3.3 Pendeteksian Titik Tidak Umum (Pencilan, Titik *Leverage*, dan Amatan Berpengaruh)

a. Pencilan

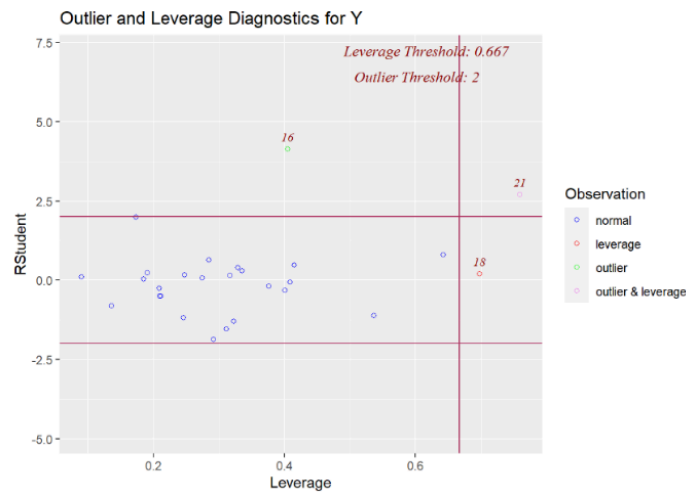
Setelah dilakukan pendeteksian titik tidak umum, pada data ini didapatkan 2 titik pencilan, yaitu pada amatan ke-16 (Kabupaten Bekasi) dan ke-21 (Kota Bandung).

b. Titik *Leverage*

Pada data ini terdapat dua titik *leverage*, yaitu pada amatan ke-18 (Kabupaten Pangandaran) dan amatan ke-21 (Kota Bandung).

c. Amatan Berpengaruh

Data ini diketahui memiliki empat amatan berpengaruh, yaitu amatan ke-1, 16, 21, dan 23 yang secara terurut adalah wilayah Kabupaten Bogor, Kabupaten Bekasi, Kota Bandung, dan Kota Bekasi.



Gambar 3: Pencilan, titik leverage, dan amatan berpengaruh

Wilayah Kota Bandung, Kota Bekasi, Kabupaten Bogor, dan Kabupaten Bekasi merupakan amatan berpengaruh pada data tersebut, adapun Kota Bandung dan Kabupaten Bekasi termasuk kedalam pencilan. Pada eksplorasi data yang dilakukan antara peubah penjelas dengan peubah respon, sebagian besar cenderung tidak cukup linear meskipun bersifat positif, banyak diantara wilayah di Jawa Barat memiliki nilai PDRB yang tetap cukup rendah meskipun nilai-nilai dari peubah penjelasnya yang tinggi. Namun hal ini tidak berlaku di empat wilayah tersebut yang termasuk kedalam wilayah kuadran I. Kabupaten Karawang, Kabupaten Bandung, Kabupaten Bandung Barat, Kabupaten Bekasi, Kota Bogor, Kota Bandung, Kota Bekasi, Kota Tasikmalaya, dan Kota Sukabumi terletak di kuadran I merupakan daerah dengan rata-rata pertumbuhan ekonomi dan pengurangan pengangguran di atas rata-rata provinsi (Kementrian PPN/Bapenas 2015). Hal inilah yang menjadikan wilayah-wilayah tersebut sebagai amatan berpengaruh karena memiliki nilai PDRB yang jauh diatas rata-rata dari sebagian besar wilayah lainnya di Jawa Barat.

Selanjutnya dilakukan perbandingan model yang menunjukkan bahwa *Adjusted R-Squared* adalah 56,47% saat pencilan dipertahankan dan 54,71% saat pencilan dikeluarkan. Karena *Adjusted R-squared* lebih tinggi saat semua amatan dipertahankan, amatan ke-18 (Kabupaten Pangandaran) tetap dimasukkan dalam pemodelan.

3.4 Uji Asumsi Model Awal

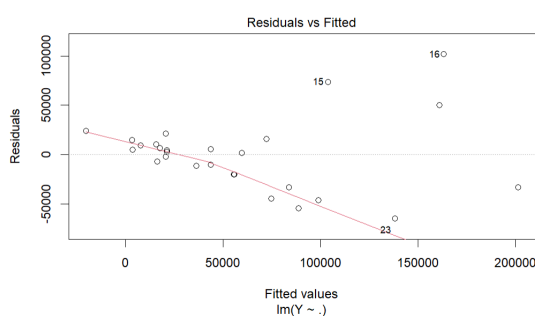
Model awal diuji untuk asumsi normalitas dan *Gauss-Markov*. Hasil uji *Shapiro-Wilk* menunjukkan nilai-p lebih besar dari 5%, sehingga sisaan menyebar normal. Uji t menunjukkan nilai-p lebih besar dari 5%, mengindikasikan nilai harapan sisaan sama dengan nol. Uji *Non-constant Variance* dan uji *Glejser* menunjukkan nilai-p masing-masing 2.26×10^{-5} dan 0.014, keduanya lebih kecil dari 5%,

menunjukkan adanya heteroskedastisitas. Uji *Durbin-Watson* dan uji *Breusch-Godfrey* menunjukkan nilai-p masing-masing 0.006 dan sama dengan 5%, menandakan adanya autokorelasi dalam model.

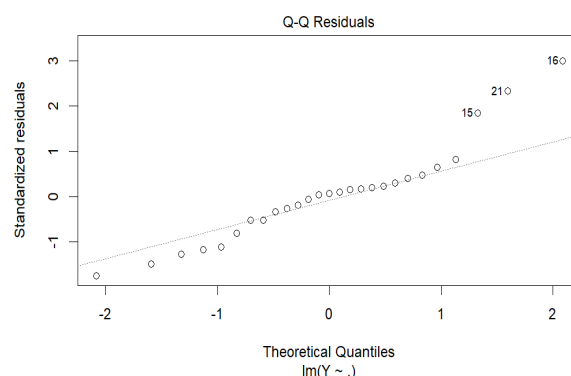
Tabel 3: Hasil uji asumsi sisaan

Asumsi Sisaan	Uji Formal	Nilai-p
Normalitas	<i>Shapiro-Wilk Normality Test</i>	0.1144
$E[\varepsilon_i] = 0$	<i>t-test</i>	1.0000
$E[\varepsilon_i^2] = Var[\varepsilon] = \sigma^2$	<i>Non-Constant Variance</i>	$2.2591 \times 10^{-5*}$
	<i>Glejser Test</i>	0.0136*
$E[\varepsilon_i, \varepsilon_j] = 0, i \neq j$	<i>Durbin-Watson test</i>	0.0065*
	<i>Breusch-Godfrey</i>	0.0511

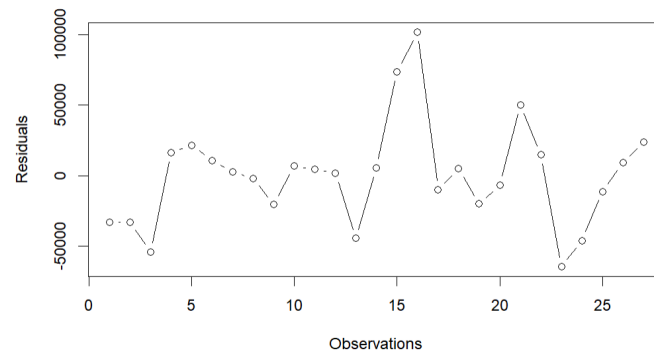
Pengujian asumsi secara non-formal menggunakan grafik menunjukkan bahwa sisaan menyebar di sekitar nol, memenuhi asumsi harapan sisaan sama dengan nol. Namun, plot sisaan vs *fitted values* menunjukkan penyimpangan asumsi homoskedastisitas, didukung oleh hasil uji *Glejser* dan uji *NCV* yang memiliki nilai-p kurang dari 5%. QQ plot menunjukkan sisaan menyebar di sekitar garis kenormalan, didukung oleh nilai-p uji *Shapiro-Wilk* sebesar 0.1144, menunjukkan asumsi normalitas terpenuhi. Plot sisaan dengan urutan menunjukkan adanya autokorelasi, dengan beberapa titik amatan jauh dari nol dan pola acak. Hal ini didukung oleh uji *Durbin-Watson* dan *Breusch-Godfrey* yang memiliki nilai-p kurang dari 5%.



Gambar 4: Plot sisaan dengan *fitted values*



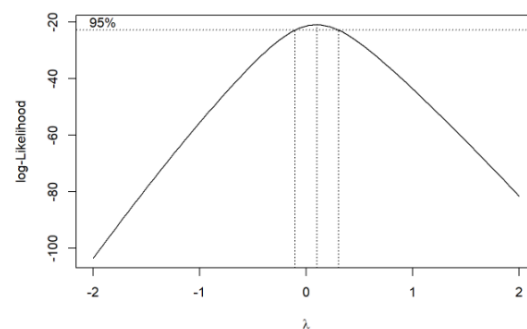
Gambar 5: QQ plot sisaan



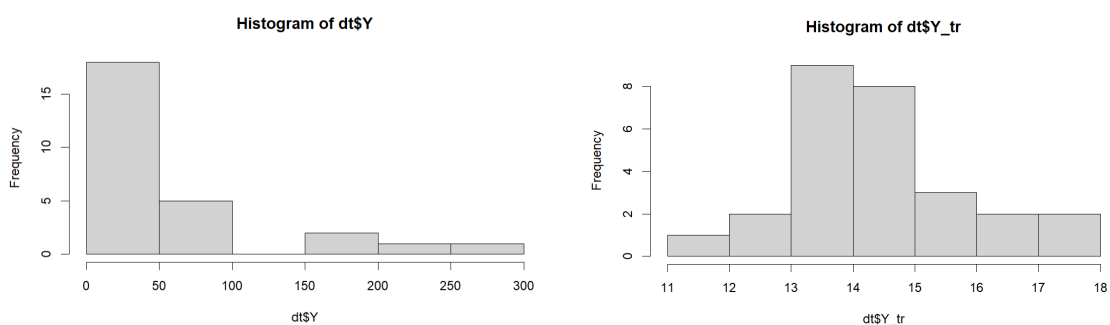
Gambar 6: Plot sisaan dengan urutan

3.5 Transformasi Boxcox

Penyimpangan asumsi homoskedastisitas dan non-autokorelasi pada model awal diatasi dengan transformasi *Box-Cox* pada peubah respon (PDRB) menggunakan nilai λ 0.1. Transformasi juga diterapkan pada semua peubah penjelas. Setelah transformasi *Box-Cox*, nilai *Adjusted R-squared* model terbaru meningkat menjadi 73.92%, naik 17.45% dari model awal.



Gambar 7: Kurva lambda dengan memaksimumkan fungsi log-likelihood



Gambar 8: Histogram perbandingan nilai Y sebelum dan sesudah transformasi

3.6 Uji Asumsi Model Hasil Transformasi Boxcox

Uji asumsi klasik *Gauss-Markov* dan normalitas pada model regresi linier berganda hasil transformasi *Box-Cox* menunjukkan bahwa asumsi-asumsi tersebut terpenuhi. Uji kenormalan *Shapiro-Wilk* menunjukkan nilai-p lebih besar dari 5%, mengindikasikan sisaan menyebar normal. Uji t menunjukkan nilai-p lebih besar dari 5%, memenuhi asumsi nilai harapan sisaan sama dengan nol. Uji *Non-Constant*

Variance dan *Breusch-Pagan* menunjukkan nilai-p lebih besar dari 5%, memenuhi asumsi ragam sisaan homogen. Uji *Durbin-Watson* dan *Runs test* menunjukkan nilai-p lebih besar dari 5%, memenuhi asumsi sisaan saling bebas. Dengan demikian, model regresi yang dihasilkan telah layak dan sesuai.

$$\hat{y}^* = 3.85 - (1.63 \times 10^{-5})X_1 - 0.0041X_2 + 0.06138X_3 - 0.264X_4 + (4)$$

Model persamaan 4 merupakan hasil model persamaan yang telah dilakukan transformasi *Box-Cox* dengan nilai *Adjusted R-squared* sebesar 0.74. Hal ini mengindikasikan bahwa dengan menggunakan model persamaan 4, diduga keragaman yang berada pada nilai PDRB dapat dijelaskan oleh peubah penjelas yang berada dalam model dan sisanya disebabkan karena faktor lain yang tidak dimasukkan dalam penelitian.

Tabel 4: Hasil uji asumsi sisaan hasil transformasi Boxcox

Asumsi Sisaan	Uji Formal	Nilai-p
Normalitas	<i>Shapiro-Wilk Normality Test</i>	0.6402
$E[\varepsilon_i] = 0$	<i>t-test</i>	1.0000
$E[\varepsilon_i^2] = \text{Var}[\varepsilon] = \sigma^2$	<i>Non-Constant Variance Test</i>	0.1639
	<i>Breush-Pagan Test</i>	0.1484
$E[\varepsilon_i, \varepsilon_j] = 0, i \neq j$	<i>Durbin-Watson Test</i>	0.0566
	<i>Runs Test</i>	0.6889

3.7 Pemilihan Peubah Terbaik

Pemilihan peubah terbaik menggunakan metode *Stepwise Regression*. Metode *Stepwise Regression* adalah metode pemilihan peubah penjelas dengan langkah memasukkan satu per satu peubah bebas berdasarkan koefisien korelasi parsial yang terbesar terhadap peubah respons (Pujilestari et al. 2014). Pada metode ini, digunakan *Akaike Information Criterion* (AIC) untuk mengetahui persamaan mana yang terbaik.

Tabel 5: Hasil pendugaan model terbaik

Peubah	Sum of Sq	RSS	AIC
		10.6995	-14.9923
X_4	1.4532	12.1527	-13.5537

X_8	2.0013	12.7008	-12.3627
X_5	3.3496	14.0490	-9.6386
X_6	19.6101	30.3096	11.1219

Step: AIC = -14.99; $Y \sim X_4 + X_5 + X_6 + X_8$

3.8 Uji Kelayakan Model

Model terbaik yang diperoleh memiliki *Adjusted R-squared* sebesar 76.6%, menunjukkan bahwa 76.6% variabilitas peubah respon dijelaskan oleh peubah penjelas dalam model. Uji F-simultan dan uji t parsial menunjukkan nilai F statistik sebesar 22.27 dan nilai-p 1.805×10^{-7} , mengindikasikan bahwa seluruh peubah penjelas secara bersama-sama mempengaruhi peubah respon. Uji t parsial menunjukkan bahwa X_5 (Pengeluaran per Kapita), X_6 (Jumlah Angkatan Kerja), dan X_8 (Persentase Tingkat Pengangguran Terbuka) berpengaruh signifikan terhadap peubah respon, sementara X_4 (Rata-rata Lama Sekolah) tidak signifikan. Meskipun begitu, keempat peubah penjelas X_4 , X_5 , X_6 , dan X_8 tetap merupakan model terbaik untuk menjelaskan peubah respon.

Tabel 6: Hasil uji statistik parametrik secara parsial

Peubah	Koefisien	Std. Error	t-hitung	Nilai-p
Intersep	11.40	1.758	13.027	$8.08 \times 10^{-12*}$
X_4	- 0.2760	3.208×10^{-1}	- 1.729	0.0979
X_5	0.00025	1.958×10^{-4}	2.624	0.0155*
X_6	0.0000015	4.745×10^{-7}	6.350	$2.17 \times 10^{-6*}$
X_8	0.1392	1.379×10^{-1}	2.029	0.0548

3.9 Uji Asumsi Model Terbaik

Model terbaik dengan peubah penjelas X_4 (Rata-rata Lama Sekolah), X_5 (Pengeluaran per Kapita), X_6 (Jumlah Angkatan Kerja), dan X_8 (Tingkat Pengangguran Terbuka) diuji asumsi sebelum ditetapkan sebagai model akhir. Model ini tak bias dengan ragam minimum, dibuktikan dengan nilai-p t-test lebih besar dari 0.05. Uji normalitas menggunakan *Shapiro-Wilk* menunjukkan nilai-p 0.628, lebih besar dari 0.05. Uji homoskedastisitas dengan uji *Non-constant Variance* dan *Breusch-Pagan* menghasilkan nilai-p lebih besar dari α 0.05. Serta uji *Runs* dan

uji *Breusch-Godfrey* menunjukkan nilai-p lebih besar dari α 0.05, mengindikasikan sisaan bebas. Tidak ada nilai VIF lebih dari 10, menunjukkan tidak adanya multikolinearitas. Jadi, model ini memenuhi semua asumsi yang diperlukan.

Tabel 7: Uji asumsi model dengan peubah penjelas X_4 , X_5 , X_6 , dan X_8

Asumsi Sisaan	Uji Formal	Nilai-p
Normalitas	<i>Shapiro-Wilk Normality Test</i>	0.6281
$E[\varepsilon_i] = 0$	<i>t-test</i>	1.0000
$E[\varepsilon_i^2] = \text{Var}[\varepsilon] = \sigma^2$	<i>Non-Constant Variance Test</i>	0.0942
	<i>Breush-Pagan Test</i>	0.4428
$E[\varepsilon_i, \varepsilon_j] = 0, i \neq j$	<i>Breusch-Godfrey Test</i>	0.4640
	<i>Runs Test</i>	0.2298

3.10 Transformasi Balik dan Interpretasi Model Terbaik

Hasil dugaan model regresi terbaik yang didapatkan melalui metode pemilihan *stepwise regression* dan untuk menjelaskan makna setiap peubah penjelas terhadap peubah respon, maka dilakukan transformasi balik hasil transformasi *Box-cox* dengan hasil sebagai berikut:

$$\hat{y}^* = 11.4 - 0.276X_4 + 0.00025X_5 + 0.0000015X_6 + 0.1392X_8 \quad (5)$$

$$\hat{y} = 3.707 - 0.698X_4 + 0.346X_5 + 0.208X_6 + 0.652X_8 \quad (6)$$

Dalam model ini, PDRB diperkirakan akan bernilai rata-rata 3.7072 triliun Rupiah ketika semua faktor lain dianggap konstan atau nol. Ini terjadi karena adanya faktor lain yang tidak diamati dalam model ini. Setiap peningkatan satu tahun dalam rata-rata lama sekolah (X_4) akan mengurangi PDRB sebesar 0.7 triliun Rupiah. Ini mungkin terdengar aneh, namun bisa jadi karena siswa yang lebih lama bersekolah belum masuk ke dunia kerja sehingga sementara waktu mengurangi produktivitas ekonomi. Setiap peningkatan 1000 Rupiah dalam pengeluaran per kapita (X_5) akan meningkatkan PDRB sebesar 0.35 triliun Rupiah. Artinya, ketika masyarakat menghabiskan lebih banyak uang, ekonomi secara keseluruhan juga cenderung tumbuh. Selanjutnya ketika setiap peningkatan satu juta dalam jumlah angkatan kerja (X_6) akan menaikkan PDRB sebesar 0.2 triliun Rupiah. Semakin banyak orang yang bekerja, semakin besar pula kontribusi mereka terhadap ekonomi. Dan setiap peningkatan satu persen dalam tingkat pengangguran terbuka (X_8) akan menaikkan PDRB sebesar 0.6 triliun Rupiah. Meskipun pada umumnya hubungan antara tingkat pengangguran dengan pertumbuhan ekonomi atau nilai PDRB cenderung negatif,

dalam kasus ini mungkin ada faktor-faktor lain yang membuat pengaruhnya positif yang tidak dijelaskan dalam model. Model akhir *memiliki Adjusted R-squared* sebesar 0.766%, yang berarti peubah penjelas dalam model ini menjelaskan 76.6% keragaman peubah respon yaitu nilai PDRB, dengan 23.4% sisanya dipengaruhi oleh faktor lain yang tidak diteliti dalam model.

4. Simpulan dan Saran

Penelitian ini menunjukkan bahwa nilai Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) atas harga konstan di Jawa Barat dipengaruhi oleh beberapa faktor, termasuk rata-rata lama sekolah, pengeluaran per kapita, jumlah angkatan kerja, dan persentase tingkat pengangguran terbuka. Dengan faktor-faktor ini, model yang dituliskan pada persamaan ke-6 berhasil menjelaskan sebagian besar keragaman nilai PDRB, meskipun ada faktor-faktor lain yang belum teridentifikasi. Untuk meningkatkan keakuratan model dan menangani masalah heteroskedastisitas serta autokorelasi, analisis lebih lanjut dilakukan menggunakan transformasi *Box-Cox*. Metode ini membantu menstabilkan ragam dan mengatasi ketergantungan dalam data *residual*, sehingga memberikan estimasi yang lebih handal dan valid. Dalam analisis ini, terdapat dua peubah yang paling berpengaruh signifikan dalam model akhir, dengan nilai-p kurang dari 0.05, yaitu jumlah angkatan kerja dan pengeluaran per kapita. Jumlah angkatan kerja terbukti memiliki dampak yang cukup besar terhadap PDRB di Jawa Barat, dengan setiap peningkatan satu jiwa dalam jumlah angkatan kerja menaikkan PDRB sebesar 0.2 triliun rupiah. Demikian pula, pengeluaran per kapita juga berpengaruh signifikan, di mana setiap peningkatan 1000 Rupiah dalam pengeluaran per kapita akan meningkatkan PDRB sebesar 0.35 triliun Rupiah. Ini menunjukkan bahwa selain tenaga kerja yang produktif, tingkat konsumsi masyarakat juga merupakan pendorong utama pertumbuhan ekonomi di wilayah ini. Disarankan untuk menggunakan analisis yang lebih mendalam seperti analisis regresi spasial untuk memahami lebih jauh karakteristik ekonomi setiap daerah. Dengan pendekatan ini, kita dapat mengidentifikasi secara lebih spesifik faktor-faktor yang mempengaruhi PDRB di berbagai wilayah, sehingga dapat menyusun kebijakan yang lebih tepat dan efektif sesuai dengan kebutuhan dan karakteristik masing-masing daerah. Kombinasi dari teknik transformasi data dan analisis spasial akan memberikan gambaran yang lebih komprehensif mengenai dinamika ekonomi di Jawa Barat, memungkinkan pengambilan keputusan yang lebih informatif dan strategis.

Daftar Pustaka

- Bappenas. 2015. *Seri Analisis Pembangunan Wilayah Jawa Barat*. Jakarta: Bappenas.
- Cahyani N.W.Y, Srinadi IGAM, Susilawati M. 2015. Perbandingan Transformasi Box-Cox dan Regresi Kuantil Median dalam Mengatasi Heteroskedastisitas. *E-Jurnal Mat*. 4(1):8–13

- Celik R. 2017. A new test to detect monotonic and non monotonic types for heteroscedasticity. *Journal of Applied Statistics*. 44(2): 1-20.
- Chairunissa A. 2019. Perbandingan penduga Least Trimmed Squares dan penduga M Regresi Robust linier berganda pada data simulasi yang mengandung berbagai tingkat pencilan[skripsi]. Malang: Universitas Brawijaya..
- Ghozali I. 2016 *Aplikasi Analisis Multivariate Dengan Program IBM SPSS 23*. Ed ke-8. Badan Penerbit Universitas Diponegoro, editor.
- Hapsari YT, Refiantoro RF, Nugroho CR. 2022. Analisis regresi sederhana pada nilai UAS menggunakan Microsoft Excel dan IBM SPSS. *Jurnal ARTI (Aplikasi Rancangan Teknik Industri)*. 17(2):107-116. DOI: 10.52072/arti.v17i2.396
- Hepi ZW. 2018. Pengaruh angka harapan hidup dan rata-rata lama sekolah terhadap PDRB Perkapita serta pertumbuhan ekonomi di Provinsi Kalimantan Tengah tahun 2011-2015. *Magister Ilmu Palangka Raya*. 4(1):56–68.
- Huda M. 2022. Pengaruh tingkat partisipasi angkatan kerja, belanja daerah, dan tabungan terhadap produk domestik regional bruto (PDRB) di Provinsi Jawa Tengah periode 2007-2009 [skripsi]. Jakarta: Universitas Islam Negeri Syarif Hidayatullah Jakarta.
- Lestari L. 2022. Penanganan keheterogenan ragam menggunakan transformasi *box-cox* dan *garch* pada model deret waktu *arima* [skripsi]. Bogor: Institut Pertanian Bogor.
- Magfiroh S, Sunarmo A, Primasari D. 2018. Profesional audit dan etika kerja terhadap tindakan *whistleblowing*. *Jurnal Analisis Bisnis Ekonomi*. 16(2): 103-116.
- Martaningtyas NU, Septianingrum EA, Maulana Z. 2024. Dampak pelanggaran asumsi klasik terhadap kesalahan inferensi dalam analisis ekonometrika. *Synergy: Jurnal Ilmiah Multidisiplin*. (1)4: 255-265.
- Masiaga NR, Worang FG MY. 2022. Pengaruh kemanan dan dan kepercayaan terhadap kepuasan pelanggan di Kota Manado yang berbelanja secara online di lazada.com. *EMBA*. 10(2):900–910.
- Muda R, Koleangan R, Kalangi JB. 2019. Pengaruh angka harapan hidup, tingkat pendidikan, dan pengeluaran perkapita terhadap pertumbuhan ekonomi di Sulawesi Utara pada tahun 2003-2017. *Jurnal Berkala Ilmiah Efisiensi*. 19(1):44-55.
- Pujilestari, S. Dwidayati, N. Sugiman, S. 2017. Pemilihan model regresi linier berganda terbaik pada kasus multikolinieritas berdasarkan metode principal component analysis (pca) dan metode stepwise. *UNNES Journal of Mathematics*. 6(1): 70-81.
- Purwaningsih F, Suharno, Ahmad AA. 2021. Analisis pengaruh sanitasi dan akses air bersih terhadap indeks pembangunan manusia di Jawa Barat. *Jurnal Ilmiah Universitas Batanghari Jambi*. 21(1): 56-57.

- Renyoet BR, Martianto D SD. 2013. Potensi kerugian ekonomi karena stunting pada balita di Indonesia tahun 2013. *J.Gizi Pangan*. 11(3):247–249.
- Sabrina FA, Nandita WV, Maharani DD. 2023. Uji asumsi klasik untuk menghindari pelanggaran asumsi klasik pada regresi linier Ordinary Least Squares (OLS) dalam Ekonometrika. *Jurnal Ilmiah Manajemen Ekonomi Dan Akuntansi (JIMEA)*. 1(1):195-203. DOI: 10.62017/jimea.v1i1.505.
- Sayekti NP, Agustin AP, Ariesta AC. 2023. Mengatasi pelanggaran asumsi klasik dalam analisis data teknik dan strategi. *Madani: Jurnal Ilmiah Multidisiplin*. 1(11):817-822. DOI: 10.5281/zenodo.10392527.
- Shofia A, Triba H, Putri RM, Alius M, Satria TF. 2023. Pengaruh jumlah angkatan kerja, jumlah UMKM, dan inflasi terhadap laju PDRB Kota Padang. *Surya Teknika*. 10(2): 858-865.
- Sriwahyuni A. 2020. Pengaruh pertumbuhan ekonomi, kemiskinan dan pengangguran terhadap ketimpangan pendapatan di Provinsi Riau 2005-2019 [skripsi]. Riau: Universitas Islam Riau.
- Wicaksono SP, Hutajulu DM. 2023. Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi kemiskinan di Indonesia tahun 1999 – 2020. *TRANSEKONOMIKA: Akuntansi, Bisnis dan Keuangan*. 3(2):379-390. DOI: 10.55047/transekonomika.v3i2.393
- Wilujeng FR. 2018. Metode transformasi Boxcox pada model regresi berganda untuk mengetahui faktor yang berpengaruh pada produktivitas penangkapan. *Jurnal Muara Sains, Teknologi, Kedokteran, dan Ilmu Kesehatan*. 2(1): 166-175.