

**ANALISIS TREND DAN FAKTOR-FAKTOR YANG
MEMPENGARUHI FLUKTUASI HARGA KOMODITAS CABAI
RAWIT (*Capsicum Frutescens L.*) DI KABUPATEN BREBES)**

ANALYSIS OF TRENDS AND FACTORS AFFECTING PRICE FLUCTUATIONS OF CAYENNE PEPPER (*Capsicum Frutescens L.*) COMMODITIES IN BREBES REGENCY

Fitra Ilham Akbar¹, Intan Kirana^{2*}, Ivan Akmal³

^{1,2,3)} Program Studi Agribisnis, Fakultas Sains dan Teknologi ,Universitas Peradaban Peradaban, Jl. Raya Pagojengan KM.3 Kecamatan Paguyangan, Kabupaten Brebes 52276

*Sur-el: intanxkirana@gmail.com

ABSTRAK

Kabupaten Brebes sebagai sentra produksi cabai rawit terbesar kedua di Jawa Tengah menghadapi fluktuasi harga dan produksi akibat ketidakpastian cuaca dan serangan hama. Hal ini menimbulkan ketidakstabilan pendapatan petani. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis tren harga dan produksi cabai rawit, memprediksi harga dan produksi di masa depan, serta mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi harga cabai rawit di Kabupaten Brebes. Analisis dilakukan pada bulan Mei 2024 hingga Juli 2024 menggunakan metode deskriptif kuantitatif. Hasil penelitian menunjukkan bahwa tren harga cabai rawit di tingkat produsen selama 3 tahun terakhir (2021-2023) cenderung menurun dengan perkembangan harga yang negatif setiap tahunnya. Peramalan harga cabai rawit pada tahun 2024 menunjukkan penurunan konsisten setiap bulan, dari Rp 41.225 pada Januari menjadi Rp 40.697 pada Desember. Analisis regresi linier berganda mengungkapkan bahwa hanya harga cabai besar yang berpengaruh signifikan terhadap harga cabai rawit, sementara produksi cabai rawit, harga tomat, dan curah hujan tidak berpengaruh signifikan. Penelitian ini menyarankan agar petani meningkatkan efisiensi usahatani dan pemerintah memperkuat pengawasan harga serta kebijakan stabilisasi harga cabai rawit.

Kata kunci: cabai rawit, harga, produksi, peramalan, faktor-faktor

ABSTRACT

Brebes Regency as the second-largest cayenne pepper production center in Central Java facing price and production fluctuations due to weather uncertainty and pest attacks. This leads to instability in farmers' incomes. This research aims to analyze the price and production trends of cayenne pepper, predict future prices and production, and identify factors influencing cayenne pepper prices in Brebes Regency. The analysis was conducted from May 2024 to July 2024 using a quantitative descriptive method. The results show that the price trend of cayenne pepper at the producer level over the last three years (2021-2023) has shown a downward trend with negative price developments each year. The forecast of cayenne pepper prices in 2024 indicates a consistent decline each month, from IDR 41.225 in January to IDR 40.697 in December. Multiple linear regression analysis reveals that only the price of large chilies has a significant influence on the price of cayenne pepper, while cayenne pepper production, tomato prices, and rainfall are not significant. This study suggests that farmers should improve farming efficiency, and the government should strengthen price monitoring and stabilization policies for cayenne pepper.

Keywords: cayenne pepper, price, production, forecasting, factors

PENDAHULUAN

Sektor pertanian, khususnya hortikultura, menjadi salah satu pilar penting dalam perekonomian Indonesia, baik pada tingkat lokal maupun nasional. Hortikultura mencakup

berbagai komoditas seperti buah-buahan, sayuran, tanaman obat, dan tanaman hias yang memiliki potensi besar dalam mendorong kesejahteraan petani, meningkatkan ekonomi daerah, serta kontribusi terhadap devisa negara melalui ekspor (Pitaloka, 2020). Salah satu

komoditas hortikultura yang memiliki nilai ekonomi tinggi adalah cabai rawit. Cabai rawit banyak dimanfaatkan dalam berbagai sektor, terutama sebagai bumbu masakan, bahan penyedap, dan komponen dalam beragam produk makanan (Anwarudin *et al.*, 2019). Selain sebagai komoditas lokal, cabai rawit juga menjadi faktor yang signifikan dalam mengatur harga pangan dan inflasi di Indonesia, khususnya karena fluktuasi harganya yang sering terjadi sepanjang tahun.

Salah satu daerah penghasil cabai rawit terbesar di Indonesia adalah Kabupaten Brebes, Jawa Tengah. Produksi cabai rawit di daerah ini memainkan peran penting dalam memenuhi kebutuhan pasar nasional. Menurut data Dinas Pertanian dan Ketahanan Pangan Kabupaten Brebes (2023), produksi cabai rawit di Brebes terus meningkat dari tahun 2018 hingga 2022, meskipun terjadi fluktuasi akibat faktor cuaca dan serangan hama. Selain itu, tren harga cabai rawit merah di Brebes selama tahun 2023 menunjukkan adanya fluktuasi harga yang signifikan, dengan harga tertinggi mencapai Rp. 74.318/kg pada bulan November akibat musim kemarau yang berkepanjangan.

Fliktuasi harga cabai rawit tidak hanya berdampak pada pendapatan petani, tetapi juga memengaruhi stabilitas harga komoditas hortikultura secara umum (Suryadi *et al.*, 2011). Kondisi ini menimbulkan permasalahan bagi petani cabai, terutama terkait ketidakpastian harga yang membuat mereka ragu untuk terus menanam cabai rawit. Sanjaya *et al.* (2017) menjelaskan bahwa harga cabai rawit sangat bergantung pada pasokan dan permintaan di pasar. Ketika pasokan menurun, terutama karena faktor cuaca, harga akan melonjak, dan sebaliknya. Oleh karena itu, memahami faktor-faktor yang mempengaruhi fluktuasi harga cabai rawit menjadi penting dalam mendukung keputusan budidaya dan kebijakan pemerintah.

Berdasarkan latar belakang di atas, penelitian ini dilakukan dengan tujuan untuk menganalisis tren harga dan produksi cabai rawit per bulan di Kabupaten Brebes selama tahun 2022 hingga 2023, meramalkan harga cabai rawit pada tahun 2024, serta mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi fluktuasi harga cabai rawit.

METODE PENELITIAN

Penelitian ini menggunakan metode deskriptif kuantitatif. Metode deskriptif bertujuan menemukan fakta dan menginterpretasikannya dengan tepat, termasuk eksplorasi fenomena untuk penelitian selanjutnya (Sugiyono, 2012). Penelitian ini menganalisis tren harga cabai rawit, peramalan harga selama 12 bulan, serta faktor-faktor yang mempengaruhi harga di Kabupaten Brebes. Penelitian dilakukan pada Mei hingga Juli 2024. Penelitian dilakukan secara *purposive* di Kabupaten Brebes, sentra produksi cabai rawit terbesar kedua di Jawa Tengah.

Penelitian berlangsung dari Maret 2023 hingga Juni 2024. Data diperoleh melalui studi dokumentasi dari sumber sekunder berupa data runtun waktu (time series) bulanan dan tahunan yang dikumpulkan dari Badan Pusat Statistik dan instansi terkait. Penelitian menggunakan data sekunder berupa data *time series* dari tahun 2021 hingga 2023. Data yang dikumpulkan meliputi harga dan produksi cabai rawit, serta data harga cabai besar, harga tomat, dan curah hujan.

Metode Analisis Data Analisis yang dilakukan meliputi:

1. Analisis Tren

Analisis tren linier digunakan untuk menggambarkan perkembangan pola data trend harga dan produksi cabai rawit di Kabupaten Brebes dari tahun 2021 hingga 2023. Pengolahan data menggunakan Microsoft Excel dan SPSS. Model analisis *trend* adalah (Sirman, 2019):

$$Y_t = a + bX_t$$

Keterangan :

Y_t = Nilai *trend* pada periode tertentu

a = Konstanta model

b = Koefisien arah model

X = Kode periode waktu

t = Waktu

Nilai koefisien a dan b pada persamaan linear di atas diperoleh dari rumus berikut:

$$a = \frac{\sum Y}{n} \quad b = \frac{\sum XY}{\sum X^2}$$

Keterangan :

- Y = Nilai taksiran
- X_i = Variabel waktu
- a = Nilai konstana
- b = Nilai koefisien arah garis *Trend*
- n = Banyaknya data

2. Peramalan Harga

Metode peramalan harga menggunakan metode *least square* untuk meramalkan harga cabai rawit pada 2024 berdasarkan data harga dan produksi dari 2021 hingga 2023. *MAPE* (*Mean Absolute Percentage Error*) digunakan untuk mengevaluasi akurasi peramalan. Analisis peramalan yang digunakan pada penelitian ini menggunakan metode *least square*. Menurut Ghazali (2018) penentuan kode waktu (X) pada analisis peramalan data berkala menggunakan metode least square adalah sebagai berikut:

- a) Penentuan kode waktu (X) pada data bulan berjumlah genap
- b) Jumlah bulan yang digunakan untuk peramalan sebanyak 6, maka nilai X yang digunakan adalah ..., -5, -3, -1, 1, 3, 5, ..., sehingga sesuai dengan syarat $\sum X=0$.
- c) Penentuan kode waktu (X) pada data pada bulan berjumlah ganjil
- d) Jumlah bulan yang digunakan untuk peramalan sebanyak 36, maka Nilai X yang digunakan adalah ..., -5, -3, -1, 1, 3, 5, ... sehingga sesuai dengan syarat $\sum X=0$.

Pengujian presentase akurasi dilakukan berdasarkan perhitungan Mean *Absolute Percentage Error* (*MAPE*) untuk menguji keakuratan hasil peramalan dengan membandingkan data aktual pada dengan data ramalan pada tahun 2021-2023. dengan rumus (Indrastuti, 2017) :

$$MAPE = \sum \frac{|y - y'|}{n} \times 100$$

Keterangan :

- y = Nilai aktual
- y' = Nilai hasil peramalan
- n = Banyaknya data

3. Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Harga

Analisis pengaruh menggunakan regresi linier berganda untuk mengidentifikasi pengaruh harga cabai besar, harga tomat,

produksi cabai rawit, dan curah hujan terhadap harga cabai rawit.

Uji asumsi klasik dilakukan sebelum melakukan analisis regresi linier berganda, yaitu:

a) Uji asumsi klasik

Uji asumsi klasik yang digunakan dalam penelitian ini meliputi uji normalitas, uji multikolinearitas, uji autokorelasi, dan uji heteroskedastisitas.

- 1) Uji normalitas bertujuan untuk memeriksa apakah residual model regresi terdistribusi normal. Model regresi yang baik ditandai dengan distribusi residual yang normal. Pengujian normalitas dapat dilakukan menggunakan grafik normal *P-P Plot* atau *uji Kolmogorov-Smirnov*. Jika probabilitas (α) lebih besar dari 0,05, maka data dianggap berdistribusi normal. Sebaliknya, jika probabilitas (α) kurang dari 0,05, data tidak berdistribusi normal (Purnomo, 2017).
- 2) Uji multikolinearitas bertujuan untuk menentukan apakah terdapat korelasi tinggi antara variabel independen dalam model regresi. Multikolinearitas dapat mempengaruhi kriteria *BLUE* (*Best Linear Unbiased Estimator*). Pengujian dilakukan dengan menghitung *Variance Inflation Factor (VIF)* dan Tolerance. Jika nilai VIF lebih besar dari 10 dan Tolerance kurang dari 0,1, maka data mengandung multikolinearitas. Sebaliknya, jika VIF kurang dari 10 dan Tolerance lebih dari 0,1, maka data tidak mengandung multikolinearitas (Ghozali, 2018).
- 3) Uji autokorelasi memeriksa adanya korelasi antara kesalahan pengganggu pada periode t dengan periode $t-1$. Uji Durbin-Watson digunakan untuk menentukan adanya autokorelasi. Kriteria yang digunakan adalah: jika angka Durbin-Watson (D-W) kurang dari -2, terdapat autokorelasi positif; jika D-W berada antara -2 dan +2, tidak ada autokorelasi; dan jika D-W lebih dari +2, terdapat autokorelasi (Ghozali, 2018).
- 4) Uji heteroskedastisitas bertujuan untuk

memastikan tidak adanya ketidaksamaan varians residual antara pengamatan. Heteroskedastisitas dapat diuji dengan Uji Glejser. Data dianggap mengandung heteroskedastisitas jika nilai signifikansi kurang dari 0,05, sedangkan jika nilai signifikansi lebih dari 0,05, data tidak mengandung heteroskedastisitas (Zahriyah *et al.*, 2021).

b) Uji regresi linear berganda

Uji regresi linear berganda digunakan untuk menentukan arah serta seberapa besar pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen.(Ghozali, 2018).

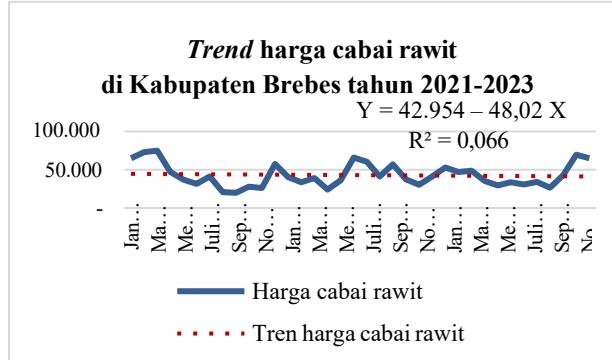
- 1) Dalam uji regresi linear berganda, pertama-tama dilakukan uji simultan (F) untuk menilai apakah variabel independen secara bersamaan berpengaruh terhadap variabel dependen. Pengujian dilakukan dengan membandingkan nilai F-hitung dengan F-tabel pada tingkat kesalahan 5% (alpha = 0,05). Jika F-hitung lebih besar atau sama dengan F-tabel, variabel independen berpengaruh signifikan; jika tidak, variabel independen tidak berpengaruh signifikan (Sudariana dan Yoedani, 2022).
- 2) Selanjutnya, uji parsial (t) mengevaluasi pengaruh masing-masing variabel independen secara individual terhadap variabel dependen. Pengujian ini dilakukan dengan membandingkan nilai t-hitung dari setiap variabel independen dengan t-tabel pada tingkat kesalahan 5% (alpha = 0,05). Jika t-hitung lebih besar atau sama dengan t-tabel, variabel independen berpengaruh signifikan; jika tidak, variabel independen tidak berpengaruh signifikan (Ghozali, 2018).
- 3) Uji koefisien korelasi (R) mengukur kekuatan hubungan antara variabel independen dan dependen. Nilai R berkisar dari 0 hingga 1, dengan nilai yang mendekati 1 menunjukkan hubungan yang lebih kuat (Sudariana dan Yoedani, 2022).
- 4) Sedangkan, uji koefisien determinasi (R^2) digunakan untuk mengukur seberapa besar pengaruh variabel

independen terhadap variabel dependen. Nilai R^2 juga berkisar dari 0 hingga 1, dengan nilai yang mendekati 1 menunjukkan pengaruh yang lebih besar (Sudariana dan Yoedani, 2022).

HASIL DAN PEMBAHASAN

Trend harga dan jumlah produksi cabai rawit per bulan di Kabupaten Brebes tahun 2021 hingga 2023

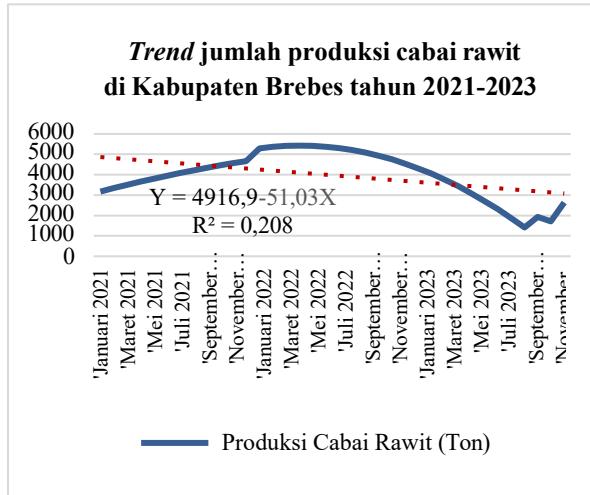
Data harga cabai rawit diperoleh dari situs Sistem Informasi Pasar Dinas Pertanian dan Perkebunan Provinsi Jawa Tengah, mencakup harga rata-rata bulanan pada tingkat produsen. Hasil analisis *trend* harga dari tahun 2021 hingga 2023 disajikan dalam Gambar 1, yang menunjukkan fluktuasi harga bulanan.



Gambar 1. Grafik *trend* harga cabai rawit di Kabupaten Brebes tahun 2021-2023

Gambar 1 menunjukkan bahwa analisis regresi menghasilkan penurunan harga dengan persamaan $Y = 42.954 - 48,02 X$, di mana penurunan harga sebesar Rp 48,02 per satuan waktu. Koefisien determinasi ($R^2 = 0,066$) menunjukkan bahwa model ini menjelaskan 66% variasi harga, sementara sisanya dipengaruhi oleh faktor lain. Hasil ini berbeda dari penelitian Himawan dan Puryantoro (2019) yang menunjukkan tren harga meningkat di Pasar Besuki, meskipun dengan fluktuasi harga yang tidak menentu. Setelah menganalisis tren harga cabai rawit di Kabupaten Brebes, langkah berikutnya adalah mengevaluasi tren jumlah produksi cabai rawit selama tahun 2021 hingga 2023.

Data jumlah produksi cabai rawit diperoleh dari Badan Pusat Statistik Kabupaten Brebes (BPS) dan interpolasi untuk mengubah data tahunan menjadi bulanan menggunakan Eviews 9. Interpolasi ini berguna untuk memprediksi hasil produksi pertanian dan memperkirakan nilai-nilai antara data yang tidak tersedia (Maharani *et al.*, 2018). Hasil analisis trend jumlah produksi cabai rawit di Kabupaten Brebes tahun 2021 hingga 2023 tersaji pada Gambar 2.



Gambar 2. Grafik trend jumlah produksi cabai rawit Kabupaten Brebes tahun 2021 hingga 2023

Gambar 2 menunjukkan bahwa jumlah produksi cabai rawit meningkat dari Januari 2021 hingga pertengahan 2022, namun mengalami penurunan signifikan hingga akhir 2023, dengan titik terendah pada September 2023. Persamaan regresi linear $Y = 4916,9 - 51,03X$ menunjukkan penurunan produksi sekitar 51,03 ton per bulan. Koefisien determinasi ($R^2 = 0,208$) mengindikasikan bahwa hanya 20,8% variasi produksi dapat dijelaskan oleh waktu, menunjukkan adanya faktor-faktor lain yang berperan.

Penurunan produksi mungkin dipengaruhi oleh alih fungsi lahan, dengan luas tanam berkurang dari 4.442 hektar pada 2021 menjadi 2.297 hektar pada 2023 (BPS Kabupaten Brebes, 2023). Penurunan luas lahan akibat konversi untuk penggunaan non-pertanian berdampak signifikan pada kapasitas produksi cabai rawit (Zuhri, 2018; Hidayah, 2023). Oleh karena itu, upaya mitigasi dan strategi

penanganan yang efektif diperlukan untuk meningkatkan produksi di masa depan.

Analisis peramalan harga cabai rawit per bulan di Kabupaten Brebes tahun 2024

Metode *Least Square* dipilih dalam peramalan karena kemampuannya dalam memberikan prediksi yang detail dan akurat (Firmania dan Purwdanhini, 2022). Berdasarkan data yang diperoleh, dilakukan perhitungan dengan model persamaan *trend linear*. Berdasarkan hasil perhitungan nilai a dan b, maka diperoleh model *trend linear* peramalan harga cabai rawit di Kabupaten Brebes dengan persamaan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} Y &= a+b(X) \\ Y &= 42.954 + \{(-48,02)(X)\} \\ Y &= 42.954 - 48,02 X \end{aligned}$$

Model persamaan *trend linear* di atas selanjutnya digunakan untuk meramalkan harga cabai rawit per bulan selama tahun 2024 di Kabupaten Brebes. Perhitungan peramalan harga cabai rawit dimulai dengan mensubstitusikan kode waktu (X) berdasarkan urutan bulan ke dalam persamaan model peramalan dimulai dari bulan Januari 2024, yaitu 36 hingga bulan Desember 2024, yaitu 47.

MAPE digunakan untuk menguji tingkat kesalahan peramalan. Perhitungan MAPE dilakukan berdasarkan data pada peramalan harga cabai rawit yang tersaji pada Tabel 1. Berdasarkan hasil yang didapatkan pada Tabel 1, persentase rata-rata kesalahan mutlak menggunakan MAPE. Hasil akurasi model peramalan dengan menggunakan metode *least square* mendapatkan nilai kesalahan MAPE 38,10%. Berdasarkan hasil tersebut, dapat disimpulkan bahwa model peramalan memiliki kemampuan yang layak dalam meramalkan.

Tabel 1. Perhitungan MAPE harga cabai rawit di Kabupaten Brebes selama tahun 2024

Bulan ke- (n)	Harga (Y)	Hasil Peramalan (Y')	Y-Y'	Y-Y'	$\frac{ Y-Y' }{Y}$
1	65.214	44.635	20.793	20.793	0,32
2	73.177	44.539	36.842	36.842	0,50
3	74.877	44.442	54.253	54.253	0,72
4	46.952	44.346	11.558	11.558	0,25
5	36.976	44.250	1.702	1.702	0,05
6	31.595	44.154	-9.091	9.091	0,29
7	41.068	44.058	4.123	4.123	0,10
...
...
...
30	33.877	41.849	-6.791	6.791	0,20
31	30.892	41.753	-14.253	14.253	0,46
32	34.068	41.657	-6.385	6.385	0,19
33	26.614	41.561	-12.345	12.345	0,46
34	42.852	41.465	9.118	9.118	0,21
35	69.553	41.369	39.759	39.759	0,57
36	64.828	41.273	42.633	42.633	0,66
Jumlah (Σ)	1.546.338	1.546.338	215.613	585.412	13,72

Sumber Data sekunder (Diolah)

Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Harga Cabai Rawit di Kabupaten Brebes

Uji asumsi klasik

Uji asumsi klasik pada penelitian ini meliputi meliputi asumsi normalitas, multikolinearitas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas.

1. Uji normalitas

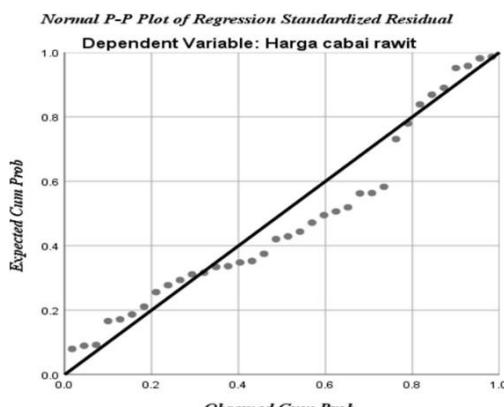
Uji normalitas menggunakan teknik statistik Kolmogorov-Smirnov. Uji ini bertujuan untuk menentukan apakah data penelitian berdistribusi normal atau tidak. Menurut Ghazali (2018). Uji normalitas menggunakan teknik Kolmogorov-Smirnov menunjukkan nilai signifikansi sebesar 0,18. Karena nilai ini lebih besar dari 0,05, data dinyatakan terdistribusi normal.

Berdasarkan Gambar 3, dapat dijelaskan bahwa grafik *P-P Plot* semua data terdistribusi normal, karena data menyebar mengikuti garis diagonal. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa data harga cabai pada penelitian ini berdistribusi normal.

2. Uji multikolinearitas

Hasil uji multikolinearitas pada penelitian ini selengkapnya tersaji dalam Tabel 2.

Tabel 2 menunjukkan bahwa variabel independen pada data tersebut menunjukkan tidak ada variabel yang memiliki nilai *Tolerance* kurang dari 0,100 dan tidak ada variabel yang memiliki nilai VIF lebih besar dari 10. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat gejala multikolinearitas pada variabel independen dalam model regresi.

**Gambar 3.** *P-P Plot* uji normalitas

Sumber: Data sekunder (Diolah)

Tabel 2. Hasil uji multikolinearitas

Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF
1	Produksi Cabai Rawit	.800	1.250
	Harga Cabai Besar	.972	1.029
	Harga Tomat	.883	1.133
	Curah Hujan	.773	1.293

Sumber: Data sekunder (Diolah)

3. Uji Autokorelasi *Durbin-Watson*

Tabel 3 menunjukkan bahwa nilai Durbin Watson adalah sebesar 1,007. Nilai Durbin Watson (1,007) berada dalam rentang $-2 < D-W < +2$ yang menunjukkan bahwa residual dari model regresi tidak menunjukkan adanya pola korelasi antara kesalahan pada satu periode dengan kesalahan pada periode berikutnya. dapat disimpulkan bahwa data pada penelitian tidak memiliki gejala autokorelasi.

Tabel 3. Uji Autokorelasi *Durbin-Watson*
Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin Watson
1	.773a	0,598	0,546	10338,044	1,007

Sumber: Data sekunder (Diolah)

4. Uji Heteroskedastisitas

Hasil uji Heteroskedastisitas pada penelitian ini selengkapnya tersaji dalam Tabel 4. Tabel 4 menunjukkan bahwa semua

variabel independen memiliki nilai signifikansi yang melebihi 0,05. Hasil ini menunjukkan bahwa tidak ada indikasi heteroskedastisitas dalam penelitian ini

Tabel 4. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.
	B	Std. Error	Beta			
1	(Constant)	8329,443	4987,003		1,670	.105
	Produksi Cabai Rawit	.504	1,011	.097	.499	.622
	Harga Cabai Rawit Besar	.001	.067	.002	.010	.992
	Harga Tomat	-.366	.782	-.087	-.468	.643
	Curah Hujan	-.287	.249	-.228	-1,149	.259

Sumber: Data sekunder (Diolah)

Uji regresi linear berganda**Tabel 5. Hasil analisis linear berganda**

Model	Unstandardized Coefficients			Standardized Coefficients		
	B	Std. Error	Beta	t	Sig.	
1	(Constant)	25.917,465	8.175,363		3,170	0,003
	Produksi cabai rawit	-1,697	1,657	-0,130	-10,024	0,314
	Harga cabai besar	0,742	0,110	0,779	6,744	0,000
	Harga tomat	-0,965	10,282	-0,091	-0,752	0,458
	Curah hujan	-0,032	0,409	-0,010	-0,078	0,938

Sumber : Hasil olah data SPSS v25 (2024)

Berdasarkan hasil analisis pada Tabel 5, persamaan regresi yang diperoleh adalah sebagai berikut:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \epsilon$$

$$Y = 25.917,465 - 1.697 (X_1) + 0,742 (X_2) - 0,965 (X_3) - 0,032 (X_4) + \epsilon$$

Keterangan :

Y = Harga cabai rawit di Kabupaten Brebes (Rp/kg)

β_0 = Bilangan konstanta

X_1 = Harga Cabai Besar (Rp/kg)

X_2 = Harga Tomat (Rp/kg)

X_3 = Produksi Cabai Rawit (kg/bulan)

X_4 = Curah hujan (mm/bulan)

ϵ = Tingkat eror

Langkah selanjutnya adalah melaksanakan uji F guna mengevaluasi signifikansi keseluruhan model regresi tersebut.

Uji Simultan (Uji-F)

Tabel 6. Hasil uji simultan (uji-F)

ANOVA ^a					
Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	4933909844.910	4	1233477461.228	11.541	.000
Residual	3313129670.062	31	106875150.647		
Total	8247039514.972	35			

Sumber: Data sekunder (Diolah)

Tabel 6 menunjukkan F_{hitung} sebesar 11.541, lebih besar dari F_{tabel} (2.650) pada tingkat signifikansi 5% ($\alpha = 0,05$), dengan nilai signifikansi 0,003 yang lebih kecil dari α . Dengan demikian, H_0 ditolak dan **Ha diterima**, menunjukkan bahwa harga cabai besar (X_1), produksi cabai rawit merah (X_2), harga tomat (X_3), dan curah hujan (X_4) secara bersama-sama berpengaruh signifikan terhadap harga cabai rawit di Kabupaten Brebes. Hasil ini sejalan dengan penelitian

Wardhana *et al.* (2022) di Aceh, yang menemukan variabel serupa mempengaruhi harga cabai rawit. Uji t kemudian dilakukan untuk menilai signifikansi parsial variabel independen.

Setelah uji F dilakukan untuk menilai signifikansi model regresi secara keseluruhan, analisis dilanjutkan dengan uji t untuk menguji signifikansi masing-masing variabel independen terhadap variabel dependen secara parsial.

Uji Parsial (Uji-t)

Tabel 7. Hasil uji parsial (uji-t)

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	
		B	Std. Error	Beta	t
1	(Constant)	25917.465	8175.363		3.170
	Produksi Cabai Rawit	-1.697	1.657	-.130	-1.024
	Harga Cabai Rawit Besar	.742	.110	.779	6.744
	Harga Tomat	-.965	1.282	-.091	-.752
	Curah Hujan	-.032	.409	-.010	-.078

Sumber: Data sekunder (Diolah)

Hasil pengujian parsial pada Tabel 7 menunjukkan:

- Pengaruh Produksi Cabai Rawit (X_1) Terhadap Harga Cabai Rawit (Y)

Berdasarkan uji t, produksi cabai rawit tidak berpengaruh signifikan terhadap

harga. Koefisien negatif (-1.697) menunjukkan hubungan terbalik, namun t_{hitung} (-1.024) dan nilai signifikansi (0,314) lebih kecil dari t_{tabel} (2,032), sehingga pengaruh tersebut dianggap tidak signifikan. Penelitian Nadeak (2020) dan

Nurul Laili (2020) mendukung temuan ini, menunjukkan bahwa fluktuasi produksi cabai rawit tidak banyak memengaruhi harga, karena permintaan cenderung tetap.

2) Pengaruh Harga Cabai Besar (X2) Terhadap Harga Cabai Rawit (Y)

Harga cabai besar memiliki pengaruh signifikan terhadap harga cabai rawit. Koefisien positif (0,742) dan t_{hitung} (6,744) yang lebih besar dari t_{tabel} menunjukkan hubungan yang kuat, dengan nilai signifikansi 0,000. Ketika harga cabai besar naik, harga cabai rawit juga cenderung meningkat. Menurut Fauzi *et al.* (2023), kenaikan harga cabai besar mendorong konsumen beralih ke cabai rawit, meningkatkan permintaan dan harganya.

3) Pengaruh Harga Tomat (X3) Terhadap Harga Cabai Rawit (Y)

Harga tomat tidak berpengaruh signifikan terhadap harga cabai rawit. Koefisien negatif (-0,965) dan t_{hitung} (-0,965) lebih kecil dari t_{tabel} , dengan nilai signifikansi 0,458, menunjukkan bahwa

perubahan harga tomat tidak secara langsung mempengaruhi harga cabai rawit. Menurut Ulya *et al.* (2023), perbedaan fungsi cabai rawit dan tomat dalam konsumsi harian serta kondisi agronomis yang berbeda menjadi alasan utama lemahnya hubungan ini.

4) Pengaruh Curah Hujan (X4) Terhadap Harga Cabai Rawit (Y)

Curah hujan juga tidak memiliki pengaruh signifikan terhadap harga cabai rawit. Koefisien (-0,32) dan t_{hitung} (-0,078) lebih kecil dari t_{tabel} , dengan nilai signifikansi 0,938, menunjukkan hubungan yang tidak signifikan. Menurut Anwarudin *et al.* (2019), petani di Brebes telah mengadopsi teknologi seperti Sungkup Plastik untuk mengatasi pengaruh curah hujan tinggi, sehingga dampaknya terhadap harga cabai rawit menjadi terbatas. langkah selanjutnya adalah menganalisis koefisien korelasi (R) untuk menentukan seberapa kuat hubungan antara variabel independen dan variabel dependen.

Uji Koefisien Korelasi (R)

Tabel 8. Koefisien Korelasi (R) dan Determinasi (R^2)

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.773	.598	.546	10338.044

Sumber: Data sekunder (Diolah)

Menurut Ghazali (2018), uji koefisien korelasi (R) digunakan untuk mengukur kekuatan hubungan linear antara dua variabel. Nilai koefisien korelasi berkisar antara -1 dan 1, di mana 1 menunjukkan hubungan positif sempurna, -1 menunjukkan hubungan negatif sempurna, dan 0 berarti tidak ada hubungan linear. Dalam penelitian ini, nilai R menunjukkan sejauh mana harga cabai rawit dipengaruhi oleh variabel-variabel seperti produksi cabai rawit (X1), harga cabai besar (X2), harga tomat (X3), dan curah hujan (X4).

Berdasarkan Tabel 8, nilai koefisien korelasi (R) sebesar 0,773 (Tabel 11) menunjukkan adanya hubungan sedang antara variabel-variabel independen dengan harga cabai rawit di Kabupaten Brebes. Artinya, meskipun terdapat pengaruh dari variabel-

variabel tersebut, masih ada faktor-faktor lain yang turut mempengaruhi harga cabai rawit, yang tidak dimasukkan dalam model penelitian ini. Setelah uji korelasi dilakukan, langkah selanjutnya adalah menguji koefisien determinasi (R^2) untuk menilai proporsi variabilitas harga cabai rawit yang dapat dijelaskan oleh variabel-variabel independen dalam model regresi. Koefisien determinasi (R^2) menunjukkan seberapa baik model regresi menjelaskan variabilitas harga cabai rawit yang diamati (Purnomo, 2017).

Tabel 8 menunjukkan nilai koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,598, yang berarti bahwa 59,8% variasi harga cabai rawit dapat dijelaskan oleh variabel-variabel independen dalam penelitian ini. Sisanya, 40,2%, dipengaruhi oleh faktor-faktor lain yang tidak

termasuk dalam analisis, seperti kondisi pasar lokal, distribusi, atau dinamika permintaan yang mungkin juga memengaruhi harga cabai rawit di Kabupaten Brebes

KESIMPULAN

1. Selama periode 2021 hingga 2023, harga cabai rawit di Kabupaten Brebes mengalami penurunan yang digambarkan oleh persamaan regresi $Y=42.954-48,02XY = 42.954 - 48,02XY=42.954-48,02X$, yang menunjukkan penurunan harga sebesar Rp 48,02 setiap satuan waktu. Produksi cabai rawit juga menunjukkan tren penurunan dengan persamaan regresi $Y=4916,9-51,03XY = 4916,9 - 51,03XY=4916,9-51,03X$, yang menunjukkan penurunan produksi sebesar 51,03 ton per bulan.
2. Peramalan harga cabai rawit menunjukkan adanya penurunan bertahap setiap bulan sepanjang tahun, dimulai dari Rp 41.225 pada bulan Januari hingga Rp 40.697 pada bulan Desember, dengan penurunan sekitar Rp 48,02 per bulan. Akurasi model peramalan menggunakan metode least square menghasilkan nilai MAPE sebesar 38,10%, yang menunjukkan bahwa model peramalan memiliki kemampuan yang layak dalam memprediksi harga cabai rawit.
3. Uji F menunjukkan semua variabel independen secara simultan memengaruhi harga cabai rawit, namun uji T mengidentifikasi hanya harga cabai besar yang berpengaruh signifikan. Variabel produksi cabai rawit, harga tomat, dan curah hujan tidak berpengaruh signifikan secara parsial. Koefisien korelasi sebesar 0,773 menunjukkan hubungan sedang antara variabel independen dan harga cabai rawit, sementara nilai R^2 sebesar 0,598 mengindikasikan bahwa 59,8% variasi harga cabai rawit dijelaskan oleh variabel-variabel tersebut, dengan 40,2% dipengaruhi oleh faktor lain yang tidak dianalisis.

DAFTAR PUSTAKA

- Anwarudin, M.J, Apri L Sayekti, Aditia K.M., dan Y. Hilman. 2019. Dinamika Produksi dan Volatilitas Harga Cabai: Antisipasi Strategi dan Kebijakan Pengembangan Pengembangan Inovasi Pertanian 6(1): 33–42. DOI: 10.1234/pip.2019.6.1.33
- Badan Pusat Statistik 2018. Produksi Tanaman Sayuran 2018. BPS Provinsi Jawa Tengah.
- _____. 2019. Produksi Tanaman Sayuran 2019 . BPS Provinsi Jawa Tengah.
- _____. 2020. Produksi Tanaman Sayuran 2020. BPS Provinsi Jawa Tengah.
- _____. 2021. Produksi Tanaman Sayuran 2021. BPS Provinsi Jawa Tengah.
- _____. 2022. Produksi Tanaman Sayuran 2022. BPS Provinsi Jawa Tengah.
- _____. 2023. Produksi Tanaman Sayuran 2023. BPS Provinsi Jawa Tengah.
- Dinas Komunikasi Informatika dan Statistika Kabupaten Brebes. 2023. Brebes dalam Data 2022.
- Dinas Pertanian dan Perkebunan Provinsi Jawa Tengah. (*online*). Sistem Informasi Pasar. <https://infoharga.agrojowo.biz/grafik/sayuran/produsen/>. Diakses pada 2 Juli 2024.
- Direktorat Jenderal Hortikultura Kementerian Pertanian. 2023. “Angka Tetap Hortikultura Tahun 2023”.
- Fauzi, Achmad, Vivi Andriani, Amanda Zasella Febrian, Ghaniyah Apriyana, Boki Syamia Sella, Rizki Abdillah Akbar, dan Muhammad Faris Fadhillah. 2023. “Pengaruh Meningkatnya Harga Cabai Terhadap Permintaan Dan Penawaran Di Indonesia.” *Jurnal Akuntansi dan Manajemen Bisnis* 3(1): 73–79. DOI:10.56127/jaman.v3i1.645
- Firmania, Nofi, dan A.S Purwdanhini. 2022. Analisis Harga Komoditas Cabai Rawit Di Kabupaten Jember. *Jurnal Kubis*

- 02(02): 18–31. DOI: 10.1234/kubis.2022.02.02.18
- Ghozali, Imam. 2018. Aplikasi Analisis Multivariate dengan Program IBM SPSS 25. Semarang: Badan Penerbit Universitas Diponegoro.
- Hidayah, Nida Nur.2020. Kebijakan Perlindungan Lahan Pertanian Pangan di Kabupaten Brebes. Skripsi, Universitas Negeri Semarang.
- Himawan, Zainur Rahmad, dan Puryantoro. 2019. Cabai Rawit Di Pasar Besuki (Studi Kasus di Desa. *AGRIBIOS: Jurnal Ilmiah* 17(1).
- Nadeak, Tonny Hendra. 2020. Pengaruh Produksi Cabai Merah (*Capsicum annuum* L.) Terhadap Harga Penjualan di Tingkat Petani. *Jurnal Ilmiah Kohesi* 4(2): 180–85.
- Pitaloka, Dyah. 2020. Hortikultura: Potensi, Pengembangan dan Tantangan. *Jurnal Teknologi Terapan: G-Tech* 1(1): 1–4.
- Purnomo, Rochmat Aldy. 2017. Analisis Statistik Ekonomi dan Bisnis Dengan SPSS. Ponorogo: WADE Group.
- Sanjaya, Agung, Dewi H., dan S.N Awami. 2017. Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Konsumen Terhadap Konsumsi Cabai Rawit di Kabupaten Semarang. *Mediagro*: 13(1): 11–22.
- Sirman. 2019. Analisis Trend Harga Beras Di Kota Makassar. Skripsi. Fakultas Pertanian Universitas Muhammadiyah Makassar, Makassar.
- Sudariana dan Yoedani. 2022. Analisis Statistik Regresi Linier Berganda. *Seniman Transaction* 2(2): 1–11.
- Sugiyono. 2012. Metode Penelitian Pendidikan Kuantitatif Kualitatif dan R & D. Bandung: Alfabeta.
- Suryadi, R.B Susanto, A. Nurhidayat, Achmad. 2011. Analisis Agribisnis Cabai di Kabupaten Brebes. Bunga Rampai Statistik Percobaian hal. 63 - 80.
- Ulya, Fadilla Zundina, Andreas Rony Wijaya, and Popy Laras Puspita. 2023. Peramalan Harga Cabai dan Bawang di Pasar Tradisional Purwokerto dengan *Model Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA). Seminar Nasional *Official Statistics* 2023(1): 757–66. DOI:10.34123/semnasoffstat.v2023i1.1 794.
- Wardhana, M. Yuzan, Widyawati, Hermawan, dan T.M Kesuma. 2022. Analisis Faktor – Faktor yang Mempengaruhi Harga Cabai Rawit (*Capsicum frutescens* L.) Di Aceh. *Paradigma Agribisnis*.4(2): 69.
- Zahriyah, Aminatus, Suprianik, Agung Parmono, dan Mustofa. 2021. Mandala Press *Ekonometrika Teknik Dan Aplikasi Dengan SPSS*. Cetakan Pertama. Jember: Mandala Press.
- Zuhri, Mursid. 2018. Alih Fungsi Lahan Pertanian di Pantura Jawa Tengah (Studi Kasus Kabupaten Brebes). *Jurnal Litbang Provinsi Jawa Tengah* 16(1): 119–30. doi:10.36762/litbangjateng.v16i1.756.