

## ANALISIS ELASTISITAS HARGA DAN PERAMALAN DINAMIS PADA KOMODITAS TOMAT DI KABUPATEN GARUT, INDONESIA

Eka Riskawati<sup>1</sup>, Thabed Tholib Baladraf<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Departemen Teknologi Industri Pertanian, IPB University

Email: [ekariskawatieka@apps.ipb.ac.id](mailto:ekariskawatieka@apps.ipb.ac.id)

### Abstrak

Fluktuasi harga yang tinggi dan penurunan permintaan konsumsi menjadi tantangan bagi keberlanjutan produksi tomat di Indonesia. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi harga tomat dan menentukan model proyeksi terbaik komoditas tersebut di Kabupaten Garut, salah satu produsen tertinggi di Jawa Barat. Data sekunder dianalisis menggunakan regresi linier berganda untuk mengidentifikasi elastisitas harga dan faktor-faktor yang berpengaruh dan metode *autoregressive integrated moving average* (ARIMA) untuk memodelkan peramalan harga dinamis. Hasil penelitian menunjukkan bahwa variabel harga wortel, harga cabai merah, dan harga cabai rawit memiliki pengaruh signifikan terhadap harga tomat pada tingkat signifikansi 5%, sedangkan harga kubis berpengaruh signifikan pada tingkat 10%. Faktor produktivitas tomat, harga wortel, dan populasi memiliki efek positif, sedangkan harga cabai merah dan harga cabai rawit memiliki efek negatif terhadap harga tomat. Pemodelan ARIMA menunjukkan bahwa model terbaik untuk peramalan adalah (1,0) (1,0) dengan nilai AIC sebesar 404,375. Model mampu memproyeksikan harga dengan akurat, didukung oleh uji residual dan *white noise* dengan nilai p lebih dari 0,05.

Kata kunci: Elastisitas, peramalan, permintaan, regresi, tomat.

### Abstract

*High price fluctuations and declining consumption demand pose a challenge for the sustainability of tomato production in Indonesia. This study aims to analyze the factors affecting tomato prices and determine the best projection model for the commodity in Garut Regency, one of the highest producers in West Java. Secondary data were analyzed using multiple linear regression to identify price elasticity and influential factors, while autoregressive integrated moving average (ARIMA) method to model dynamic price forecasting. The results showed that the price variables of carrots, red chili, and cayenne pepper had a significant effect on tomato prices at the 5% significance level, while cabbage prices were significant at the 10% level. The factors of tomato productivity, carrot price, and population have a positive effect, while the prices of red chili and cayenne pepper have a negative effect on tomato prices. ARIMA modeling shows that the best model for forecasting is (1,0) (1,0) with an AIC value of 404.375. This model can project prices accurately, supported by residual and white noise tests with a p-value of more than 0.05.*

*Keywords: Demand, elasticity, forecast, regression, tomato.*

### PENDAHULUAN

Tomat (*Solanum lycopersicum*) merupakan salah satu komoditi hortikultura unggulan dari kategori sayuran di Indonesia. Umumnya, terdapat dua jenis tomat yang dipasarkan dalam pasar nasional, yaitu tomat ceri dan tomat sayur. Per tahun 2022, produksi tomat nasional mencapai 1.143.788 ton dari lahan seluas 61.255 hektar (Kementerian Pertanian, 2023). Kondisi itu menjadikan tomat sebagai komoditi sayuran dengan produksi tertinggi dibandingkan dengan komoditi sayuran kubis (1.399.005 ton), kentang (1.248.513 ton) dan wortel (668.178 ton) (Kementerian Pertanian, 2023). Salah satu provinsi penghasil komoditas tomat tertinggi di Indonesia adalah Jawa Barat, yakni dengan produksi

mencapai 268.073 ton pada tahun 2023 (Badan Pusat Statistik, 2023). Jumlah tersebut diperoleh dari beberapa wilayah yang menjadikan tomat sebagai komoditas unggulan, antara lain Kabupaten Bandung, Kabupaten Cianjur, dan Kabupaten Garut. Sedangkan, Kabupaten Garut menjadi sentra tomat dengan kontribusi sebesar 1.151.018 kwintal tomat atau sekitar 42% dari total produksi tomat Jawa Barat (Kementerian Pertanian, 2023).

Produksi tomat yang tinggi perlu untuk diimbangi dengan tingkat konsumsi yang setara dari masyarakat sebagai konsumen, baik dikonsumsi secara segar atau dalam bentuk produk hasil olah seperti saus (Hamjaya *et al.*, 2022; Walidani *et al.*, 2023). Akan tetapi, tingkat produksi nasional komoditi tomat yang tinggi tidak sejalan dengan keunggulan kompetitif sayurannya lebih rendah dibandingkan jenis sayur lainnya (Saptana *et al.*, 2023). Hal ini semakin diperburuk dengan penurunan tingkat konsumsi tomat per kapita sejumlah  $-0,05\%$  per tahun dalam kurun 2019-2023 (Badan Pusat Statistik, 2023). Kondisi ini dikhawatirkan dapat menyebabkan disinsentif bagi petani untuk meningkatkan produksi tomat dalam jangka panjang. Selain itu, dikhawatirkan juga terdapat peningkatan potensi timbulan limbah komoditas pertanian. Menurut Gasper *et al.* (2019), tingkat produksi yang tidak sejalan dengan tingkat konsumsi dapat mengakibatkan timbulnya limbah sehingga tidak sesuai dengan sistem produksi dan konsumsi berkelanjutan. Berdasarkan hal tersebut, perlu dilakukan analisis elastisitas dan peramalan dinamis terhadap harga komoditas tomat untuk memperoleh sistem produksi tomat yang berkelanjutan sekaligus stabil terhadap potensi perubahan, khususnya di Kabupaten Garut.

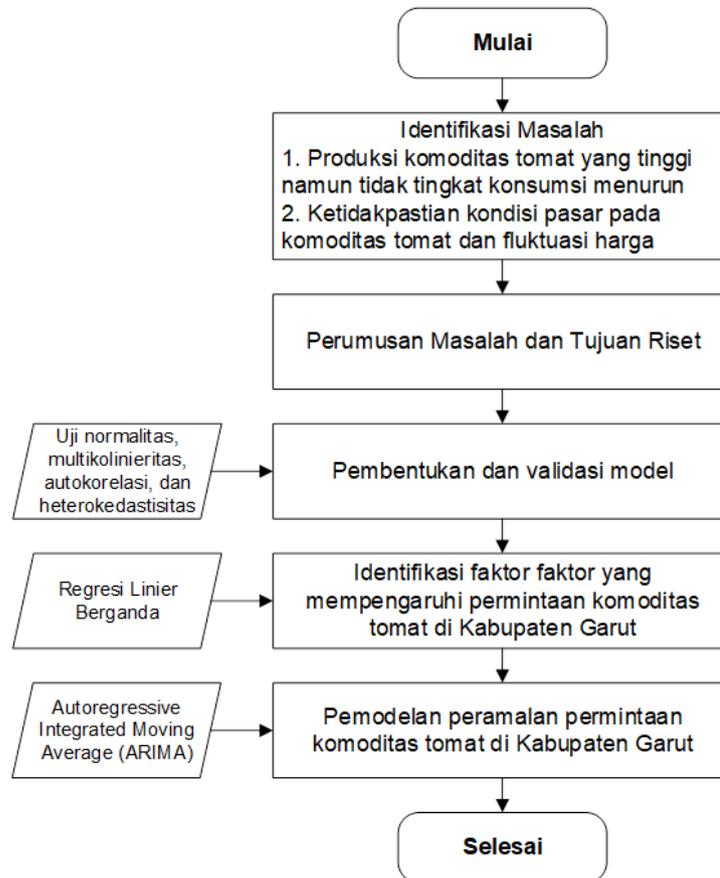
Penelitian mengenai analisis elastisitas dalam bidang pertanian sudah beberapa kali dilakukan oleh peneliti terdahulu pada komoditas bawang putih, jagung, beras, hingga cabai merah (Dasuki & Jaeroni, 2020; Noviaranti & Zainuddin, 2023; Rasidin *et al.*, 2022; Sembiring *et al.*, 2023; Taribila, 2021). Di sisi lain, beberapa peramalan telah dilakukan menggunakan *autoregressive integrated moving average* untuk memprediksi harga komoditas kentang, harga beras dan perhitungan produksi perkebunan teh (Kumar & Baishya, 2020; Mila *et al.*, 2022; Ulinuha *et al.*, 2022). Akan tetapi, belum ditemukan penelitian yang mengkombinasikan analisis elastisitas komoditas dengan peramalan dinamis menggunakan *autoregressive integrated moving average* pada komoditas tomat di Kabupaten Garut, sehingga penelitian ini akan menawarkan kebaharuan dan kontribusi ilmiah.

Analisis elastisitas dilakukan untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi berdasarkan perilaku historis menggunakan beberapa variabel. Sedangkan, peramalan dinamis menggunakan *autoregressive integrated moving average* (ARIMA) ditujukan untuk menciptakan suatu model peramalan optimal yang dapat digunakan. Berdasarkan penjelasan permasalahan, maka tujuan penelitian ini adalah untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi harga komoditas tomat di Kabupaten Garut dan untuk mengetahui model terbaik dalam memproyeksikan harga komoditas tomat tersebut.

## **METODE PENELITIAN**

Penelitian dilakukan dengan analisis elastisitas dan peramalan dinamis melalui *autoregressive integrated moving average* di Kabupaten Garut. Kabupaten Garut dipilih sebagai lokasi penelitian dikarenakan lokasi tersebut memiliki produksi tertinggi komoditi tomat di Jawa Barat. Selain itu, diperkuat dengan kondisi komoditas tomat yang penuh ketidakpastian sehingga perlu dilakukan analisis mendalam. Dalam

penelitian ini digunakan Eviews dan Microsoft Excel sebagai *software* pembantu (Gambar 1).



Gambar 1  
Diagram Alir Penelitian

### *Pengumpulan Data*

Penelitian dilakukan dengan menggunakan pendekatan kuantitatif berlandaskan pada data sekunder periode dari tahun 2021-2022 dengan satuan waktu bulan. Data sekunder ini berasal dari sumber yang diterbitkan oleh lembaga terkait, seperti buku, artikel ilmiah, publikasi, dan situs web yang memiliki reputasi tinggi. Dalam penelitian ini, harga tomat digunakan sebagai variabel dependen atau terikat. Harga kubis, harga wortel, harga cabai merah besar, harga cabai rawit, luas areal panen, dan jumlah populasi juga digunakan sebagai variabel independen atau bebas.

### *Metode Analisis Data*

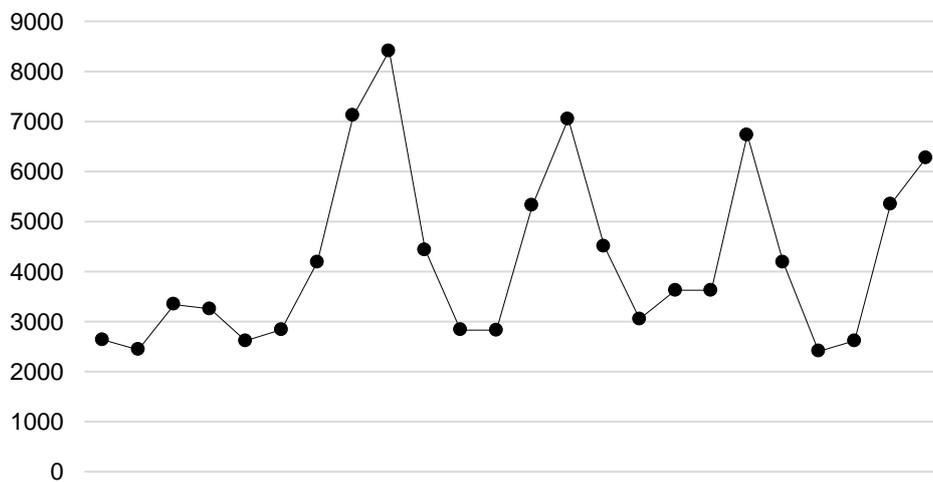
Analisis data dilakukan sesuai dengan tujuan penelitian yang ditetapkan. Identifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi produksi tomat di Kabupaten Garut dilakukan dengan metode regresi linier berganda, sehingga dihasilkan hubungan antara variabel dependen dengan variabel independen. Sebelum melakukan regresi linier berganda, terlebih dahulu dilakukan pemodelan dan validasi model. Pemodelan dilakukan dengan menggunakan persamaan seperti yang disajikan di bawah, sedangkan validasi model dilakukan dengan menggunakan uji korelasi, normalitas, multikolinieritas, autokorelasi, dan heterokedastisitas.

$$Y = \alpha + \beta_1X_1 + \beta_2X_2 + \beta_3X_3 + \beta_4X_4 + \beta_5X_5 + \beta_6X_6 + \varepsilon \quad (1)$$

Model di atas terdiri dari Y (harga tomat),  $\alpha$  (konstanta),  $\beta_1 - \beta_7$  (koefisien regresi), X1 (produktivitas), X2 (harga wortel), X3 (harga kubis), X4 (harga cabai merah), X5 (harga cabai rawit), X6 (jumlah penduduk). Setelah dilakukan validasi model, analisis elastisitas harga dilakukan dengan menggunakan regresi linier berganda dan peramalan dengan metode ARIMA. Pemilihan metode peramalan didasarkan kepada kemampuan dan akurasi dari metode ARIMA yang cenderung mendapatkan hasil yang akurat khususnya untuk data dengan tipe deret waktu atau *time series*. Selain itu ARIMA dipercaya dapat memberikan model yang berguna kedepannya sekaligus dapat membantu dalam pengambilan keputusan (Fattah *et al.*, 2018).

## HASIL DAN PEMBAHASAN

Berdasarkan analisis diketahui bahwa harga tomat mengalami fluktuasi yang cukup ekstrim dibandingkan dengan komoditas sayuran lainnya (Gambar 2). Selain itu, komoditi tomat juga memiliki sifat musiman. Namun di sisi lain tomat menjadi komoditas yang tinggi. Beberapa faktor potensial yang diperkirakan menjadi penyebab fluktuasi harga di antaranya adalah produksi tomat yang bersifat musiman sehingga harga tidak stabil, karakteristik *perishable* buah tomat, luas areal lahan produksi yang menyempit, terdapatnya substitusi sayu- sayuran lainnya, dan tingkat permintaan penduduk (Ali *et al.*, 2023; Guleria *et al.*, 2023; Saptana *et al.*, 2023; Tabe-Ojong *et al.*, 2020).



Gambar 2  
Fluktuasi Harga Komoditas Tomat di Kabupaten Garut

### Identifikasi Faktor yang Berpengaruh Terhadap Harga Tomat di Kabupaten Garut

Model matematis fungsi nilai harga tomat terdiri atas satu variabel dependen dan enam variabel independen (produktivitas, harga wortel, harga kubis, harga cabai merah, harga cabai rawit, dan jumlah penduduk). Pemilihan variabel independen didasarkan pada

asumsi keterkaitan kausalitas antara produktivitas tomat yang dihasilkan, harga beberapa jenis komoditi sayuran yang masih berkaitan erat dengan komoditas tomat, dan tingkat kebutuhan penduduk terhadap penentuan harga tomat di pasar. Sedangkan kebutuhan penduduk tersebut diwakilkan oleh jumlah penduduk dengan asumsi bahwa permintaan akan tomat akan meningkat seiring dengan peningkatan jumlah individu dalam satu populasi. Selanjutnya, dilakukan pengujian asumsi klasik yang terdiri dari uji normalitas, multikolinieritas, heterokedastisitas, dan autokorelasi terhadap model fungsi harga tomat sebagai syarat pengujian. Keempat syarat tersebut harus dapat terpenuhi untuk menjamin data yang digunakan valid serta dapat merepresentasikan. Adapun hasil uji asumsi klasik pada pembentukan model harga tomat di Kabupaten Garut dirangkum pada Tabel 1.

Tabel 1  
 Hasil Asumsi Klasik Harga Tomat di Kabupaten Garut

Variabel	Nilai	Keterangan
X1 (Produktivitas)	1,2260	
X2 (Harga Wortel)	2,6649	
X3 (Harga Kubis)	1,7292	Pengaruh multikolinieritas kecil
X4 (Harga Cabai)	3,5102	
X5 (Harga Rawit)	3,1516	
X6 (Penduduk)	2,3506	
<b>Normalitas</b>	0,6497	Data terdistribusi normal
<b>Heterokedastisitas</b>	0,2741	Tidak mengalami heterokedastisitas
<b>Autokorelasi</b>	0,3088	Tidak mengalami autokorelasi

#### A. Uji Normalitas

Uji normalitas metode Shapiro Wilk dilakukan untuk mengukur tingkat distribusi normal dari data yang diolah. Selanjutnya, data dikategorikan sebagai data normal dengan perbandingan nilai probabilitas terhadap toleransi kesalahan ( $\alpha$ ). Data dengan dengan hasil *output* probabilitas di atas  $\alpha$  dinyatakan terdistribusi normal dan dapat digunakan dalam statistik parametrik. Pada uji normalitas data harga tomat ini, diperoleh nilai probabilitas normalitas sebesar 0,6497. Nilai tersebut lebih besar dibandingkan taraf nyata yang digunakan ( $\alpha = 0,05$ ), sehingga data variabel dependen dan independen yang digunakan telah terdistribusi normal. Oleh karena itu, data tersebut dapat digunakan untuk uji parametrik lanjutan.

#### B. Uji Multikolinearitas

Uji multikolinearitas dilakukan untuk memastikan tidak terdapatnya hubungan linear yang kuat antar variabel independen yang terlibat. Nilai perbandingan yang digunakan ditunjukkan dalam *Variance Inflation Factor* (VIF) dengan keterangan bahwa multikolinearitas terjadi ketika nilai VIF tersebut melebihi 10. Pada uji klasik variabel harga tomat, diperoleh nilai VIF X1 (1,2260), X2 (2,6649), X3 (1,7292), X4 (3,5102), X5 (3,1516), X6 dan (2,3506). Nilai tersebut kurang dari 10, sehingga dapat dinyatakan bahwa tidak terdapat multikolinearitas antar variabel independen yang digunakan. Oleh karena itu, setiap variabel dapat digunakan dalam uji statistik lanjut untuk memperoleh model persamaan harga tomat yang baik.

### C. Uji Autokorelasi

Uji autokorelasi bertujuan untuk menganalisis data deret waktu sehingga dapat diketahui korelasi antara residual data observasi saat ini ( $t$ ) dengan data pada periode sebelumnya ( $t-1$ ). Autokorelasi ditunjukkan dengan perbandingan nilai probabilitas *chi-square* terhadap taraf nyata. Pada kondisi hasil prob *chi-square* melebihi taraf nyata, maka dinyatakan tidak terdapat autokorelasi dalam data yang digunakan,

Hasil uji autokorelasi menunjukkan nilai probabilitas *chi-square* autokorelasi sebesar 0,3088. Oleh karena nilai tersebut melebihi taraf nyata yang digunakan ( $\alpha = 0,05$ ), maka dapat dinyatakan bahwa data variabel independen yang digunakan tidak memiliki sifat autokorelasi. Oleh karena itu, data variabel independen dapat digunakan untuk memperoleh model harga tomat dan prediksi harga mendatang.

### D. Uji Heterokedastisitas

Heterokedastisitas merupakan kondisi terdapatnya ketidaksamaan varians pada variabel yang digunakan dalam model regresi. Terdapatnya heterokedastisitas dalam data regresi mengakibatkan pendugaan parameter yang tidak efisien sehingga tidak diperoleh ragam minimum. Uji heterokedastisitas dilakukan dengan perbandingan nilai *chi-square* heterokedastisitas terhadap ( $\alpha = 0,05$ ). Apabila diperoleh nilai *chi-square* melebihi taraf nyata, maka dapat dinyatakan bahwa tidak terdapat heterokedastisitas. Pada hasil uji heterokedastisitas variabel harga tomat, diperoleh nilai *chi-square* sebesar 0,2741 atau melebihi taraf nyata yang digunakan ( $\alpha = 0,05$ ). Oleh karena hal itu, dapat dinyatakan bahwa tidak terdapat heterokedastisitas dan varian pada model regresi akan memiliki nilai yang sama. Kondisi tersebut dapat mengakibatkan diperolehnya pendugaan harga tomat yang efisien.

### E. Uji Regresi Linier Berganda

Uji regresi linier berganda dilakukan ketika kondisi syarat uji asumsi klasik telah terpenuhi. Regresi linier berganda dilakukan untuk memperoleh persamaan harga tomat. Dalam uji regresi linier berganda, dilibatkan variabel dependen berupa harga tomat ( $Y$ ) dan variabel independen berupa produktivitas ( $X_1$ ), harga wortel ( $X_2$ ), harga kubis ( $X_3$ ), harga cabai merah ( $X_4$ ), harga cabai rawit ( $X_5$ ), dan jumlah penduduk ( $X_6$ ). Adapun hasil uji regresi linier berganda dan persamaan regresi yang didapatkan disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2  
Hasil Uji Regresi Linier Berganda

Variabel	Keterangan	Koefisien	T-value	P-value
$\alpha$	Konstanta	-59849	-0,95	0,355
X1	Produktivitas	4,250	0,93	0,364
X2	Harga Wortel	2,809	3,13	0,006*
X3	Harga Kubis	0,696	2,01	0,061**
X4	Harga Cabai Merah	-0,129	-2,17	0,044*
X5	Hargai Cabai Rawit	-0,073	-2,16	0,046*
X6	Jumlah Penduduk	0,012	0,87	0,397
<b>R-Squared</b>		0,690191		

Variabel	Keterangan	Koefisien	T-value	P-value
<i>Adjusted R-Squared</i>		0,580847		
F-Statistic		6,312107		
Prob F-Statistic		0,001232		

\*Signifikan pada taraf nyata 5%

\*Signifikan pada taraf nyata 10%

$$Y = -59849 + 4,25 X_1 + 2,809 X_2 + 0,696 X_3 - 0,1297 X_4 - 0,0731 X_5 + 0,0212 X_6$$

Berdasarkan hasil yang didapatkan, diketahui bahwa nilai koefisien bervariasi dengan beberapa nilai positif dan nilai negatif. Variabel produktivitas tomat memiliki koefisien sebesar 4,350, sehingga dapat diartikan bahwa setiap kenaikan satu satuan produktivitas dapat menimbulkan peningkatan harga tomat dengan asumsi bahwa variabel lain konstan. Demikian dengan variabel harga wortel (2,809), harga kubis (0,696), dan jumlah penduduk (0,012) yang berarti bahwa setiap kenaikan satu satuan variabel tersebut, maka harga tomat akan mengalami kenaikan sesuai koefisien yang diperoleh masing-masing variabel dengan asumsi bahwa variabel lain konstan. Wortel dan kubis menjadi jenis sayuran superior substitusi yang sering dikonsumsi bersama dengan tomat. Oleh karena itu, peningkatan harganya akan mengakibatkan peningkatan harga tomat secara simultan (Raggio & Gambaro, 2018; Widyastuti *et al.*, 2024). Menurut (Champika, 2016), keterkaitan perubahan harga tersebut juga dapat terjadi oleh karena terdapatnya jenis sayur yang berbeda pada satu pasar yang sama dengan mempertimbangkan faktor perilaku pembeli. Hal ini memungkinkan bahwa peningkatan jumlah penduduk dapat meningkatkan konsumsi tomat diiringi oleh pola konsumsi sayur yang dimiliki (Lares-Michel *et al.*, 2018).

Sedangkan pada koefisien variabel dengan nilai di bawah nol, secara praktis menunjukkan pengaruh kausalitas negatif terhadap harga tomat di Kabupaten Garut, Variabel tersebut adalah harga cabai merah (-0,129) dan cabai rawit (-0,073). Hasil tersebut menunjukkan bahwa setiap kenaikan satu satuan harga cabai merah dapat berpengaruh terhadap penurunan harga tomat sebesar 0,129 satuan dengan asumsi bahwa variabel lain di luar variabel tersebut bernilai konstan. Hasil yang didapatkan didukung oleh terdapatnya peningkatan harga cabai merah dan rawit yang menyebabkan penurunan harga tomat dikarenakan preferensi konsumen lebih tinggi untuk mengonsumsi komoditas substitusi (Liu & Liu, 2023; Paredes-Garcia *et al.*, 2019). Di sisi lain, kondisi tersebut berpotensi mengakibatkan peningkatan permintaan pasar komoditi tomat dan pemulihan kondisi harganya secara beriringan (Sundari *et al.*, 2023).

Hasil koefisien determinasi merupakan indikator yang menggambarkan kesesuaian penggunaan variabel independen terhadap model regresi yang diperoleh dan digambarkan dalam *R-square adjusted*. Pada kondisi nilai koefisien determinasi mendekati 100%, dapat dinyatakan bahwa variabel yang digunakan cukup menjelaskan fungsi tujuan regresi sehingga model yang diperoleh berfungsi dengan baik untuk prediksi (Chicco *et al.*, 2021). Berdasarkan regresi linier berganda yang dilakukan, diperoleh nilai *R-square adjusted* sebesar 58,08%. Hasil tersebut menunjukkan bahwa 58,08% model harga tomat dapat diterangkan oleh produktivitas tomat yang dihasilkan, oleh harga wortel, harga kubis, harga cabai merah, harga cabai rawit, dan jumlah penduduk. Di sisi lain, sebesar 41,92% harga tomat tersebut dijelaskan oleh variabel lain di luar model yang diujikan.

Selanjutnya, uji simultan dan uji parsial melalui analisis variansi regresi. Uji simultan berfungsi untuk mengetahui pengaruh antara variabel independen secara bersama-sama atau keseluruhan terhadap model harga tomat yang dihasilkan di Kabupaten Garut. Pengujian secara simultan ini dilakukan dengan membanding *p-value* yang didapatkan dengan taraf signifikansi ( $\alpha = 0,05$ ) sehingga dapat diinterpretasikan dalam hipotesis yang telah ditetapkan. Secara detail, hipotesis nol ( $H_0$ ) didefinisikan bahwa tidak terdapat pengaruh variabel terhadap harga tomat, sedangkan hipotesis alternatif ( $H_1$ ) didefinisikan bahwa terdapat pengaruh variabel terhadap harga tomat. Hasil analisis varian dari regresi linier berganda harga tomat di Kabupaten garut pada penelitian ini disajikan secara detail dalam Tabel 3.

Tabel 3  
 Hasil Uji Analisis Varian

Variabel	DF	Adj SS	Adj MS	F-Value	P-Value
Regresi	6	48813130	8135522	6,31	0,001*
X1	1	1121648	1121648	0,87	0,364
X2	1	12625292	12625292	9,80	0,006*
X3	1	5191787	5191787	4,03	0,061**
X4	1	6096557	6096557	4,73	0,044*
X5	1	5995605	5995605	4,65	0,046*
X6	1	971060	971060	0,75	0,397
Error	17	21910886	1288876		
Total	23	70724015			

\*Signifikan pada taraf nyata 5%

\*\*Signifikan pada taraf nyata 10%

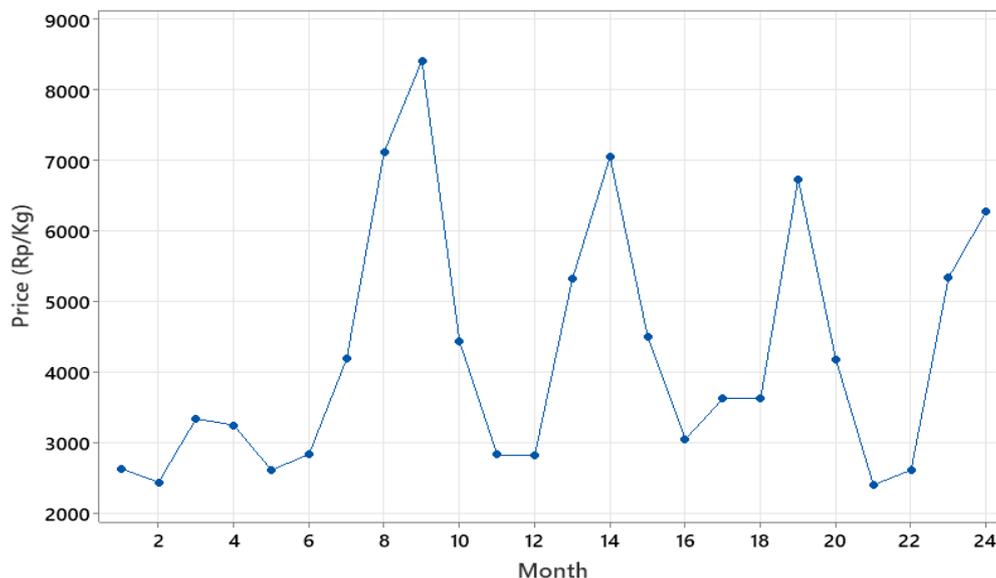
Berdasarkan hasil regresi linier berganda harga tomat, diperoleh nilai *p-value* sebesar 0,001 atau kurang dari taraf nyata ( $\alpha = 0,05$ ), sehingga dapat disimpulkan bahwa hipotesis nol ( $H_0$ ) ditolak. Kondisi tersebut berarti bahwa terdapat pengaruh antara variabel independen produktivitas, harga wortel, harga kubis, harga cabai merah, harga cabai rawit, dan jumlah penduduk secara bersama-sama terhadap harga tomat. Di sisi lain, dapat dinyatakan juga bahwa model matematis yang diperoleh dapat difungsikan untuk memprediksi atau meramalkan harga tomat di Kabupaten Garut ke depan.

Di sisi lain, uji parsial dilakukan untuk mengetahui pengaruh masing-masing variabel independen terhadap variabel dependen. Dalam kasus ini, maka uji parsial bertujuan untuk mengetahui pengaruh produktivitas, harga wortel, harga kubis, harga cabai merah, harga cabai rawit, dan jumlah penduduk terhadap harga tomat secara terpisah. Pengujian parsial ini dilakukan dengan membanding *p-value* yang didapatkan dengan taraf signifikansi ( $\alpha = 0,05$ ) sehingga dapat diinterpretasikan dalam hipotesis. Secara detail, hipotesis nol ( $H_0$ ) didefinisikan tidak terdapat pengaruh variabel terhadap harga tomat, sedangkan hipotesis alternatif ( $H_1$ ) didefinisikan terdapat pengaruh variabel terhadap harga tomat. Hasil menunjukkan bahwa variabel produktivitas (X1) mendapatkan nilai 0,364, variabel harga wortel (X2) 0,006, variabel harga kubis (X3) 0,061, variabel harga cabai merah (X4) 0,044, variabel harga cabai rawit (X5) 0,046, dan variabel jumlah penduduk (X6) 0,387. Dalam taraf signifikansi 5% maka variabel X2, X4, dan X5 berpengaruh secara signifikan dan dalam taraf signifikansi 10% variabel X3 berpengaruh secara signifikan, Sedangkan variabel X1 dan X6 tidak berpengaruh secara signifikan terhadap model harga tomat. Menurut Morrissey & Ruxton (2018), interpretasi kausal

dari koefisien regresi parsial yang diberikan dapat bernilai negatif meski tidak terdapat multikolinearitas dapat disebabkan oleh data yang terbatas dan atau tidak terdapatnya variabel penting terukur sebagai salah satu variabel independen dalam model.

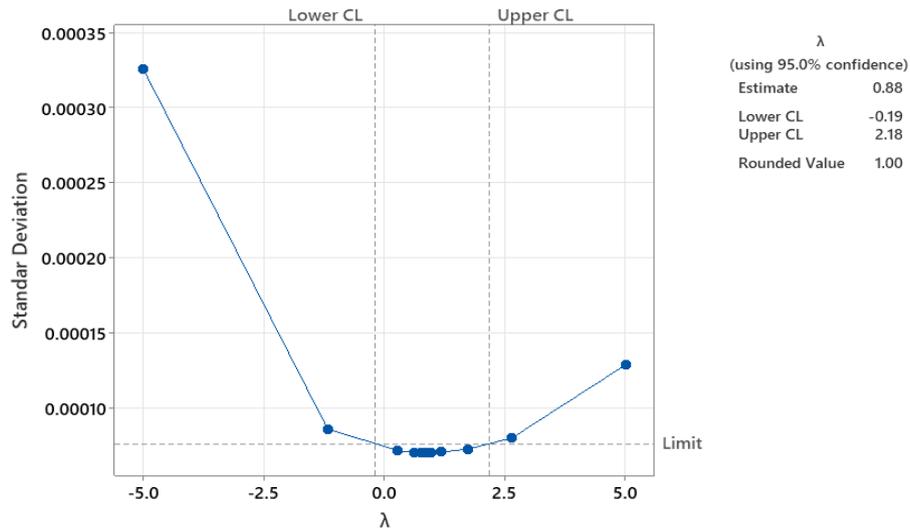
#### *Pemodelan Proyeksi Harga Tomat di Kabupaten Garut*

Proses proyeksi harga tomat menggunakan metode ARIMA dimulai dengan memastikan kesesuaian data yang digunakan terhadap tujuan prakiraan. Beberapa tahapan yang dilakukan antara lain melakukan identifikasi pola *time series*, uji stasioneritas ragam, uji stasioneritas rata-rata, uji signifikansi model dan prakiraan. Hasil identifikasi pola *time series* menunjukkan bahwa pola yang terbentuk adalah musiman namun tanpa tren yang terbentuk. Menurut Gould *et al.* (2008), data yang bersifat musiman namun tanpa tren tersebut menunjukkan bahwa data tersebut dipengaruhi oleh momen momen tertentu dan ARIMA menjadi metode yang cocok untuk mengestimasi prakiraan yang terjadi. Adapun secara detail pola *time series* yang terbentuk disajikan pada Gambar 3.



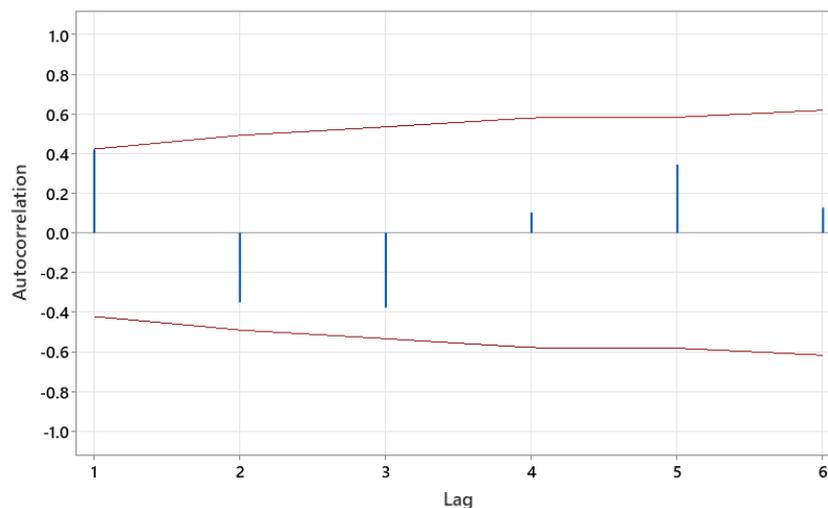
Gambar 3  
Pola *Time Series* Harga Tomat

Selanjutnya, uji stasioneritas ragam dilakukan dengan menggunakan *box-cox*. Dalam uji stasioneritas ragam, data dapat dikatakan stasioner apabila *rounded value* menunjukkan angka 1 (Atkinson *et al.*, 2020). Hasil awal menunjukkan *rounded value* ( $\lambda$ ) sebesar -1 sehingga perlu dilakukan transformasi supaya data dapat bersifat stasioner, Setelah dilakukan transformasi sebanyak satu kali akhirnya didapatkan *rounded value* ( $\lambda$ ) sebesar 1. Adapun secara visual uji stasioneritas ragam disajikan pada Gambar 4.

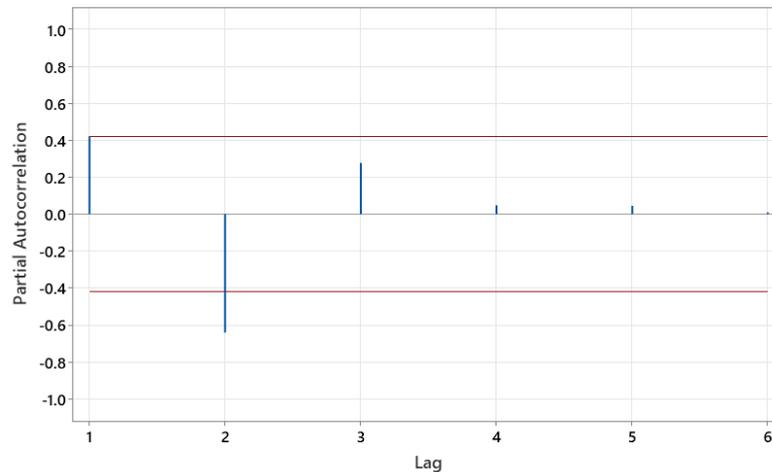


Gambar 4  
 Uji Stasioneritas Ragam Harga Tomat

Setelah data dinyatakan stasioner secara ragam, selanjutnya dilakukan uji stasioneritas rata-rata melalui *augmented dickey fuller test* dengan autokorelasi dan partial autokorelasi. Selain untuk menguji kestasioneran data, uji ini juga membantu dalam melakukan pemodelan peramalan yang cocok nantinya. Menurut Ma *et al*, (2018) jika *lag* yang melebihi *confident interval*  $<3$  maka data dapat dikatakan stasioner secara rata-rata. Sedangkan, apabila *lag* melebihi *confident interval*  $>3$ , maka perlu dilakukan diferensiasi sehingga data dapat bersifat stasioner. Hasil pascaautokorelasi dan partial autokorelasi menunjukkan bahwa data sudah stasioner secara rata-rata sehingga tidak perlu dilakukan *differencing*. Selain itu *p-value* yang dihasilkan adalah  $0,001 < 0,05$  (Gambar 5-6).



Gambar 5  
 Uji Stasioneritas Rata-Rata Autokorelasi (ACF) Harga Tomat



Gambar 6  
 Uji Stasioneritas Rata-Rata Partial Autokorelasi (PACF) Harga Tomat

Identifikasi model kemudian dilakukan pada data yang sudah bersifat stasioner, yakni dengan menganalisis plot ACF dan PACF yang sudah terbentuk supaya mendapatkan model yang optimal. Plot ACF dan PACF yang tercipta sama sama membentuk pola *sine wave* (gelombang sinus) dan tanpa *differencing* sehingga model yang akan terbentuk disebut dengan *autoregressive dan moving average* (ARMA). Dikarenakan data yang digunakan dalam riset ini bersifat musiman yaitu harga, maka ordo yang akan digunakan menggunakan skema (p,d)(P,D). Berdasarkan hal tersebut, maka dilakukan pemilihan model terbaik sehingga didapatkan beberapa kandidat model terbaik antara lain (1,0)(1,0), (1,0)(1,1), (1,1)(1,1). Adapun hasil perbandingan antara ketiga model yang telah diuji disajikan pada Tabel 4.

Tabel 4  
 Perbandingan Model Peramalan

Model	Parameter	Koefisien Error	P-value	AIC
(1,0)(1,0)	AR(1)	0,035	0,000*	404,375
	SAR(12)	0,163	0,000*	
(1,0)(1,1)	AR(1)	0,008	0,000*	405,626
	SAR(12)	0,197	0,000*	
	SMA(12)	0,262	0,012*	
(1,1)(1,1)	AR(1)	0,009	0,000*	406,537
	SAR(12)	0,232	0,000*	
	MA(1)	0,253	0,832	
	SMA(12)	0,269	0,015*	

\*Signifikan pada taraf nyata 5%

Berdasarkan data yang disajikan di atas, dapat diketahui bahwa model (1,0)(1,0) mendapatkan nilai AIC yang paling kecil yaitu sebesar 404,375. Selain itu nilai *p-value* yang dihasilkan juga menunjukkan keseluruhan parameter yang signifikan (*p-value* = 0,000). Kemudian hasil pengecekan *correlogram residual* nilai probabilitas yang mendapatkan nilai >0,05 dan pengecekan *white noise* menggunakan *ljung-box* yang menghasilkan *p-value* sebesar 0,077>0,05 memperkuat model yang diperoleh. Oleh karena itu, dapat dinyatakan bahwa model ini menjadi model yang terbaik dibandingkan model yang lainnya.

## KESIMPULAN

Berdasarkan kajian dan penelitian yang telah dilakukan, didapatkan kesimpulan antara lain sebagai berikut. Hasil analisis elastisitas harga komoditas tomat di Kabupaten Garut menunjukkan bahwa faktor produktivitas (4,250), harga wortel (2,809), harga kubis (0,696), dan jumlah penduduk (0,012) memiliki nilai koefisien positif, sedangkan harga cabai rawit (-0,129) dan harga cabai merah (-0,073) memiliki nilai koefisien negatif. Secara pengaruhnya, faktor harga wortel, harga cabai merah, dan harga cabai rawit berpengaruh signifikan dengan taraf signifikansi 5%. Di sisi lain terdapat faktor harga kubis yang juga berpengaruh signifikan dengan taraf signifikansi sebesar 10%. Permodelan peramalan menggunakan autoregressive integrated moving average menunjukkan bahwa model terbaik yang didapatkan adalah (1,0) (1,0) dengan nilai AIC 404,375. Hasil ini juga diperkuat dengan *p-value* yang didapatkan sebesar  $0,000 < 0,05$  yang berarti model signifikan dan pengecekan residual menggunakan *ljung-box* yang mendapatkan nilai  $0,077 > 0,05$ .

## UCAPAN TERIMA KASIH

Terima kasih kepada IPB University karena telah menjadi wadah bagi peneliti untuk menempuh pendidikan dan terima kasih kepada Prof. Dr. Anang Kurnia S.Si., M.Si. dan Dr. Agus M Soleh. S.Si. MT. telah mendorong peneliti untuk berkontribusi dan memproduksi riset ini.

## DAFTAR PUSTAKA

- Ali, M. A., Kamraju, M., & Sonaji, D. B. (2023). Unraveling the Factors Behind the Soaring Tomato Prices : A Comprehensive Analysis. *Asean Journal of Agriculture and Food Engineering*, 2(2), 85–104.
- Atkinson, A. C., Riani, M., Corbellini, A., & Scienze, D. (2020). *The Box-Cox Transformation : Review and Extensions*. 36(2), 239–251. <https://doi.org/10.1214/20-ST5778>
- Badan Pusat Statistik. (2023). Statistik Indonesia 2023. In *Badan Pusat Statistik* (Vol. 1101001). Badan Pusat Statistik (BPS).
- Champika, P. A. J. (2016). An analysis of farmer decision making and its effects on price volatility in midcountry vegetable sector in Sri Lanka / P. A. Jayamini Champika. In *Hector Kobbekaduwa Agrarian Research and Training Institute* (Issue May). Hector Kobbekaduwa Agrarian Research and Training Institute.
- Chicco, D., Warrens, M. J., & Jurman, G. (2021). The coefficient of determination R-squared is more informative than SMAPE, MAE, MAPE, MSE and RMSE in regression analysis evaluation. *PeerJ Computer Science*, 7, 1–24. <https://doi.org/10.7717/PEERJ-CS.623>
- Dasuki, W. C., & Jaeroni, A. (2020). Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Anomali Pasar Cabai Rawit Di Kota Cirebon. *Agricore: Jurnal Agribisnis Dan Sosial Ekonomi Pertanian Unpad*, 5(1), 1–13. <https://doi.org/10.24198/agricore.v5i1.23681>
- Fattah, J., Ezzine, L., Aman, Z., El Moussami, H., & Lachhab, A. (2018). Forecasting of demand using ARIMA model. *International Journal of Engineering Business Management*, 10, 1–9. <https://doi.org/10.1177/1847979018808673>

- Gasper, D., Shah, A., & Tankha, S. (2019). The Framing of Sustainable Consumption and Production in SDG 12. *Global Policy*, 10(January), 83–95. <https://doi.org/10.1111/1758-5899.12592>
- Gould, P. G., Koehler, A. B., Ord, J. K., Snyder, R. D., Hyndman, R. J., & Vahid-Araghi, F. (2008). Forecasting time series with multiple seasonal patterns. *European Journal of Operational Research*, 191(1), 207–222. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2007.08.024>
- Guleria, A., Singh, P., & Priscilla, L. (2023). Price Dynamics and Volatility in Tomato Market in India. *Agricultural Research Journal*, 60(4), 614–620. <https://doi.org/10.5958/2395-146X.2023.00087.X>
- Hamjaya, R. G., Rukmana, D., & Lumoindong, Y. (2022). Analisis Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Nilai Tukar Petani Tanaman Hortikultura Di Sulawesi Selatan. *Agricore: Jurnal Agribisnis Dan Sosial Ekonomi Pertanian Unpad*, 7(1), 36–46. <https://doi.org/10.24198/agricore.v7i1.39467>
- Kementerian Pertanian. (2023). Statistik Pertanian 2023. In *Kementerian Pertanian*.
- Kumar, R. R., & Baishya, M. (2020). Forecasting of Potato Prices in India: An Application of ARIMA Model. *Economic Affairs*, 65(4), 473–479. <https://doi.org/10.46852/0424-2513.4.2020.1>
- Lares-Michel, M., Housni, F. E., Cervantes, V. G. A., Nava, R. M. M., Del Toro, H. B., Cañedo, C. L., & del Carmen Barragán Carmona, M. (2018). The Relationship between Consumption, Socioeconomic Level and Reasons of Tomato Intake in Mexico. *Agricultural Sciences*, 09(07), 777–791. <https://doi.org/10.4236/as.2018.97055>
- Liu, J., & Liu, B. (2023). Commodity Pricing and Replenishment Decision Strategy Based on the Seasonal ARIMA Model. *Mathematics*, 11(24). <https://doi.org/10.3390/math11244921>
- Ma, L., Hu, C., Lin, R., & Han, Y. (2018). ARIMA model forecast based on EViews software. *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science*, 208(1). <https://doi.org/10.1088/1755-1315/208/1/012017>
- Mila, F. A., Noorunnahar, M., Nahar, A., Acharjee, D. C., Parvin, M. T., & Culas, R. J. (2022). Modelling and Forecasting of Tea Production, Consumption and Export in Bangladesh. *Current Applied Science and Technology*, 22(2), 1–20. <https://doi.org/10.55003/CAST.2022.02.22.009>
- Morrissey, M. B., & Ruxton, G. D. (2018). Multiple Regression Is Not Multiple Regressions: The Meaning of Multiple Regression and the Non-Problem of Collinearity. *Philosophy, Theory, and Practice in Biology*, 10(20220112). <https://doi.org/10.3998/ptpbio.16039257.0010.003>
- Noviaranti, S. P., & Zainuddin, A. (2023). Seberapa Elastis Permintaan Bawang Putih Indonesia? Sebuah Analisis Regresi Linier Berganda. *Jurnal Ekonomi Pertanian Dan Agribisnis*, 7(3), 1022. <https://doi.org/10.21776/ub.jepa.2023.007.03.10>
- Paredes-Garcia, W. J., Ocampo-Velázquez, R. V., Torres-Pacheco, I., & Cedillo-Jiménez, C. A. (2019). Price forecasting and span commercialization opportunities for Mexican agricultural products. *Agronomy*, 9(12), 1–12.

<https://doi.org/10.3390/agronomy9120826>

- Raggio, L., & Gámbaro, A. (2018). Study of the reasons for the consumption of each type of vegetable within a population of school-aged children. *BMC Public Health*, *18*(1), 1–11. <https://doi.org/10.1186/s12889-018-6067-4>
- Rasidin, R., Nuddin, A., & Irmayani, I. (2022). Analisis Permintaan Komoditi Cabai Merah Di Kabupaten Sidenreng Rappang. *PLANTKLOPEDIA: Jurnal Sains Dan Teknologi Pertanian*, *2*(2), 41–55. <https://doi.org/10.55678/plantklopedia.v2i2.737>
- Saptana, Sukmaya, S. G., Perwita, A. D., Malihah, F. D., Wardhana, I. W., Pitaloka, A. D., Ghaisani, S. A., Sayaka, B., Ilham, N., Karmawati, E., Ariani, M., Susilowati, S. H., Sumaryanto, & Saliem, H. P. (2023). Competitiveness analysis of fresh tomatoes in Indonesia: Turning comparative advantage into competitive advantage. *PLoS ONE*, *18*(11 November), 1–29. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0294980>
- Sembiring, D. B., Sitanggang, I. R., Nababan, O., & Frisnoiry, S. (2023). Elastisitas Permintaan Beras dalam Toko. *Jurnal Ilmiah Multi Disiplin Indonesia*, *2*(8), 1850–1858.
- Sundari, M. T., Darsono, D., Sutrisno, J., & Antriyandarti, E. (2023). Analysis of trade potential and factors in fl uencing chili export in Indonesia. *Open Agriculture*, *8*(20220205). <https://doi.org/10.1515/opag-2022-0205>
- Tabé-Ojong, M. P., Molua, E. L., Nzie, J. R. M., & Fuh, G. L. (2020). Production and supply of tomato in Cameroon: Examination of the comparative effect of price and non-price factors. *Scientific African*, *10*(October), e00574. <https://doi.org/10.1016/j.sciaf.2020.e00574>
- Taribila, P. N. (2021). Analisis Permintaan Komoditi Jagung Di Kabupaten Timor Tengah Selatan. *Jurnal EXCELLENTIA*, *X*(2), 194–206. <https://ejournal.undana.ac.id/index.php/JEXCEL/article/view/5818>
- Ulinnuha, M., M Afendi, F., & Sumertajaya, I. M. (2022). Study of Clustering Time Series Forecasting Model for Provincial Grouping in Indonesia Based on Rice Price. *Indonesian Journal of Statistics and Its Applications*, *6*(1), 50–62. <https://doi.org/10.29244/ijsa.v6i1p50-62>
- Walidani, M. Z., Hadi, S., & Yusri, J. (2023). Analisis Pola Konsumsi Bumbu-bumbuan oleh Rumah Tangga di Provinsi Riau. *Agricore: Jurnal Agribisnis Dan Sosial Ekonomi Pertanian Unpad*, *8*(2), 53–62. <https://doi.org/10.24198/agricore.v8i2.45411>
- Widyastuti, Y. K., Bachtiar, A., & Mazwan, M. Z. (2024). Analysis of determining superior vegetable commodities in Batu City in 2016-2020. *Agromix*, *15*(1), 1–9. <https://doi.org/10.35891/agx.v15i1.3627>