

Pemodelan Efek Transmisi Inflasi Minyak Goreng di Jawa Barat, Jawa Tengah, dan Jawa Timur dengan Pendekatan BEKK GARCH

M. Hafidz Habibullah*

Politeknik Statistika STIS, Jakarta, Indonesia

*Corresponding Author. Email: 212212710@stis.ac.id

Abstrak

Konsumsi minyak goreng di Indonesia menunjukkan kecenderungan meningkat dan berfluktuasi setiap tahunnya. Selain faktor internal, volatilitas inflasi minyak goreng juga dapat dipengaruhi oleh spillover effect dari wilayah lain. Dengan mengasumsikan adanya heteroskedastisitas pada model rata-rata, model Baba, Engel, Kroner-generalized auto regressive conditional heteroscedasticity (BEKK-GARCH) cocok digunakan untuk menganalisis volatilitas spillover effect dari inflasi minyak goreng di Jawa Barat, Jawa Tengah, dan Jawa Timur. Efek transmisi berita, yang ditandai dengan transmisi dua arah, terjadi dari inflasi minyak goreng di Jawa Barat ke Jawa Timur dan dari Jawa Tengah ke Jawa Timur, sedangkan transmisi satu arah diamati dari Jawa Timur ke Jawa Tengah. Untuk spillover effect, yang ditandai dengan transmisi volatilitas dua arah, terjadi antara Jawa Barat dan Jawa Timur, serta dari Jawa Tengah ke Jawa Timur, sementara transmisi satu arah terjadi dari Jawa Tengah ke Jawa Barat. Oleh karena itu, pengendalian inflasi harus difokuskan pada wilayah dengan tingkat konsumsi tertinggi.

Cooking oil consumption in Indonesia shows a tendency to increase and fluctuate annually. Besides internal factors, the volatility of cooking oil inflation can also be influenced by spillover effects from other regions. Assuming heteroscedasticity in the average model, the Baba, Engel, Kroner-generalized auto regressive conditional heteroscedasticity (BEKK-GARCH) model is suitable for analyzing the volatility spillover effect of cooking oil inflation in West Java, Central Java, and East Java. The news transmission effect, marked by two-way transmission, occurs from cooking oil inflation in West Java to East Java and from Central Java to East Java, while one-way transmission is observed from East Java to Central Java. For the spillover effect, characterized by two-way volatility transmission, it takes place between West Java and East Java, as well as from Central Java to East Java, while one-way transmission occurs from Central Java to West Java. Consequently, controlling inflation should focus on regions with the highest consumption levels.

Kata kunci: Inflasi minyak goreng, spillover effect, BEKK-GARCH.

Keywords: *Cooking oil inflation, spillover effect, BEKK-GARCH.*

This is an open access article under
the [Creative Commons Attribution-ShareAlike 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/)



How to Cite:

M. H. Habibullah, "Pemodelan efek transmisi inflasi minyak goreng di Jawa Barat, Jawa Tengah, dan Jawa Timur dengan pendekatan BEKK GARCH," *Indonesian Journal of Applied Statistics*, vol. 9, no. 1, pp. 55-67, 2026, doi: 10.13057/ijas.v9i1.100076.

1. PENDAHULUAN

Minyak goreng merupakan salah satu kebutuhan pokok yang sangat vital bagi masyarakat Indonesia, baik untuk keperluan rumah tangga maupun industri makanan. Sebagai negara dengan tingkat konsumsi minyak goreng yang tinggi, harga minyak goreng sering kali menjadi isu yang sensitif karena berdampak langsung pada daya beli masyarakat. Secara historis, sejak tahun 2001 hingga 2015, harga minyak goreng telah menunjukkan tren peningkatan dengan rata-rata pertumbuhan tahunan mencapai 9,05 persen [1]. Lonjakan harga ini dapat menurunkan daya beli masyarakat dan memengaruhi pola konsumsi seperti

pengurangan konsumsi minyak goreng atau substitusi dengan alternatif yang kurang berkualitas [2]. Namun, menurut Badan Pangan Nasional (Bapanas), rata-rata konsumsi minyak goreng masyarakat Indonesia pada tahun 2023 mencapai sekitar 9,56 kilogram per kapita per tahun. Angka ini mengalami pertumbuhan sebesar 0,95% dibandingkan konsumsi tahun 2022, yang tercatat sebesar 9,47 kilogram per kapita per tahun [3]. Berdasarkan data hasil SUSENAS bulan Maret dari Badan Pusat Statistik, perkembangan konsumsi minyak goreng per kapita di Indonesia selama periode 2010 hingga 2024 umumnya berfluktuasi pada rentang 0,154 hingga 0,242 liter per kapita untuk setiap minggunya [4]. Meskipun berfluktuasi dalam rentang tersebut, secara tren tahunan konsumsi per kapita tetap menunjukkan peningkatan rata-rata sebesar 3,48 persen. Kenaikan permintaan yang konsisten ini pada akhirnya menjadi faktor pendorong bagi harga minyak goreng untuk cenderung meningkat di pasaran.

Pada periode 2020 hingga 2022, pergerakan harga minyak goreng di tingkat konsumen Indonesia menunjukkan tren peningkatan yang berfluktuasi. Selama periode tersebut, harga tertinggi tercatat pada Januari 2022 sebesar Rp17.942 per liter [5]. Angka tersebut merepresentasikan lonjakan sebesar 60,84% dari titik terendah pada Juli 2020. Sementara itu, minyak goreng kemasan pada periode yang sama mencapai Rp20.279 per liter, yang mencerminkan kenaikan sebesar 39,92% dibandingkan harga terendah pada Agustus 2020 [5]. Kenaikan ini disebabkan oleh interaksi antara faktor produksi, permintaan, dan kebijakan pemerintah. Dari sisi produksi, terdapat sejumlah kendala seperti terbatasnya sumber daya manusia di perkebunan kelapa sawit, kondisi lahan dan tanaman yang kurang optimal, serta keterbatasan peralatan yang menghambat proses pemanenan sehingga ketersediaan bahan baku utama berkurang [6]. Di sisi lain, dari sisi permintaan, pandemi Covid-19 turut mendisrupsi aktivitas ekonomi melalui pembatasan sosial yang memicu ketidakseimbangan antara penawaran dan permintaan di pasar [5]. Selain itu, kebijakan pemerintah, seperti penyesuaian pajak ekspor dan subsidi, juga menjadi faktor yang memengaruhi harga minyak goreng selama periode tersebut [7]. Oleh sebab itu, evaluasi mendalam terhadap faktor-faktor pemicu lonjakan harga menjadi sangat krusial sebagai landasan pengendalian dan pengembangan model peramalan harga yang akurat guna mengantisipasi gejolak pasar di masa mendatang.

Analisis *time series* dilakukan melalui pengamatan data secara berurutan, dengan memperhatikan tipe atau pola data yang ada [8]. Data yang dikumpulkan harus bersifat periodik dan teratur berdasarkan waktu, seperti dalam satuan jam, hari, minggu, bulan, kuartal, atau tahun. Secara umum, analisis runtun waktu terbagi menjadi dua pendekatan yaitu, metode Box-Jenkins dan *Fuzzy* [9]. Metode Box-Jenkins membutuhkan data dengan pola tren yang konsisten dalam jangka panjang dan memerlukan data yang besar, sedangkan metode *fuzzy* mengubah data ke dalam bentuk kualitatif terlebih dahulu dan cocok digunakan untuk data dengan relasi runtun waktu yang tidak memerlukan periode yang panjang. Penentuan model yang tepat tergantung pada perilaku data.

Peramalan harga sering dilakukan dengan menggunakan model *time series* yang memperhitungkan pola pergerakan berdasarkan data historis, atau model struktural dengan menganalisis hubungan antarvariabel. Namun, kedua pendekatan ini cenderung mengabaikan adanya keterkaitan antardaerah [10]. Padahal, kenyataannya harga komoditas di suatu daerah sering kali dipengaruhi oleh harga di daerah lain yang terlihat dari pola pergerakan harga yang umumnya searah [11], [12]. Dalam konteks ini, penting untuk menggunakan metode peramalan yang tidak hanya mempertimbangkan hubungan waktu, tetapi juga interaksi antar daerah. Keterkaitan ini dapat terjadi karena adanya integrasi pasar, distribusi logistik, atau kebijakan antarwilayah yang saling memengaruhi [11]. Sebagai ilustrasi, gangguan pasokan di satu daerah dapat berdampak pada harga di daerah lain, terutama jika daerah-daerah tersebut saling bergantung dalam rantai distribusi. Data seperti ini disebut data *space-time* karena mencakup dimensi waktu dan ruang [13]. Data *space-time* dimodelkan dalam bentuk persamaan untuk melihat *spillover effect*. Pemodelan data ini dapat menggunakan pendekatan seperti *Generalized Space Time Auto Regressive* (GSTAR) dan Baba, Engel, Kroner-*Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity* (BEKK-GARCH) [10]. GSTAR menggunakan persamaan autoregresif dengan asumsi homogenitas varians

residual. Namun, jika asumsi tersebut tidak terpenuhi, model BEKK-GARCH menjadi alternatif yang lebih cocok.

Pada tahun 1987, Yoshi Baba, Robert Engel, Dennis Kraft, dan Kenneth Kroner mengenalkan model BEKK-GARCH yang kemudian disempurnakan oleh Engel dan Kroner pada tahun 1993. Mereka mengusulkan parameterisasi baru yang mempermudah penerapan restriksi, yaitu memastikan bahwa H_t tetap positif untuk setiap nilai ε_t dan x_t dalam ruang sampel [14]. Model ini berfungsi untuk menganalisis efek transmisi dari satu variabel terhadap volatilitas variabel lainnya. *Spillover effect*, yang merujuk pada dampak *shock* kontemporer, dapat diamati karena nilai *conditional variance* dipengaruhi tidak hanya oleh nilainya pada periode sebelumnya, tetapi juga oleh *conditional covariance* antara dua variabel [10].

Model BEKK-GARCH sudah banyak digunakan pada penelitian terdahulu. Secara teori, model BEKK-GARCH digunakan untuk melihat *volatility spillover* pada variabel harga. Model BEKK-GARCH digunakan untuk melihat *spillover effect* dari inflasi daging sapi di Jakarta, Salatiga, dan Surabaya [10]. Model ini digunakan untuk membandingkan *volatility spillover effect* diantara pasar keuangan di Iran sebelum dan sesudah periode JCPOA dengan tambahan pendekatan VAR [15]. Model ini juga digunakan untuk mengestimasi *conditional variance volatility* dari komoditas sapi, domba dan pakan ternak dengan tambahan VAR dan asimetris.

Berdasarkan data produksi kelapa sawit di tingkat provinsi pada periode 2015 sampai 2020, terdapat 10 provinsi penghasil kelapa sawit terbesar di Indonesia yang berkontribusi sebesar 87,46 persen dari total produksi nasional, meliputi Riau (9,51 juta ton), Kalimantan Tengah (7,66 juta ton), Sumatera Utara (5,64 juta ton), Kalimantan Barat (5,23 juta ton), Sumatera Selatan (4,05 juta ton), Kalimantan Timur (3,98 juta ton), Jambi (2,88 juta ton), Kalimantan Selatan (1,67 juta ton), Sumatera Barat (1,25 juta ton), dan Aceh (1,13 juta ton) [16]. Di sisi lain, merujuk pada data demografi Badan Pusat Statistik (BPS), konsentrasi populasi terbesar berada di Pulau Jawa, yang secara proporsional menjadikan Provinsi Jawa Barat, Jawa Tengah, dan Jawa Timur sebagai sentra konsumsi minyak goreng tertinggi secara nasional [17]. Ketimpangan lokasi antara sentra produksi dan sentra konsumsi ini memicu panjangnya rantai pasok dan mempererat integrasi pasar di wilayah Jawa. Sebagai implikasinya, berdasarkan data harga harian di tingkat konsumen Badan Pangan Nasional, pergerakan harga dan tingkat inflasi minyak goreng di ketiga provinsi tersebut menunjukkan kecenderungan pergerakan yang searah dan saling beriringan. Fenomena pergerakan yang sinkron ini memunculkan hipotesis mengenai adanya keterkaitan spasial atau efek transmisi volatilitas antardaerah. Oleh karena itu, penelitian ini bertujuan untuk menguji dan mengukur secara empiris apakah guncangan inflasi minyak goreng di salah satu provinsi memicu efek transmisi (*spillover effect*) terhadap inflasi di provinsi lainnya. Kebaruan penelitian ini terletak pada penggunaan data inflasi minyak goreng harian pascakrisis 2022 yang memiliki volatilitas ekstrem, serta fokus pada tiga provinsi dengan konsumsi terbesar di Indonesia. Dengan demikian, penelitian ini diharapkan dapat berkontribusi pada literatur transmisi volatilitas komoditas pangan dengan menyediakan bukti empiris berbasis data harian pada periode pascakrisis. Secara spesifik, penelitian ini menguji apakah terdapat efek transmisi berita (*news spillover*) dan efek transmisi volatilitas inflasi minyak goreng antarprovinsi, serta apakah arah dan kekuatan transmisi tersebut bersifat simetris atau asimetris.

2. METODE

2.1 Model Volatilitas (Univariate GARCH)

Untuk menangani varians yang tidak konstan atau residual yang mengandung efek ARCH perlu dilakukan pendekatan yang mengukur volatilitas residualnya. Varians residual tidak hanya bergantung pada residual dari periode sebelumnya, tetapi juga dipengaruhi oleh ragam residual pada periode sebelumnya [18]. Tahapan pembentukan model univariate GARCH adalah sebagai berikut:

1) Estimasi Model

Pada tahap ini, dilakukan simulasi terhadap beberapa model persamaan. Selanjutnya pilih model terbaik dengan mempertimbangkan beberapa hal yaitu, signifikansi parameter, *goodness of fit* model serta kriteria AIC dan SC terkecil. Persamaan umum model GARCH adalah.

$$h_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \mu_j h_{t-j} \quad (1)$$

dimana

h_t : conditional variance

θ_0 : unconditional variance

ε_{t-i}^2 : yesterday news

h_{t-j} : yesterday forecast

2) Evaluasi Model

Model dievaluasi dengan menggunakan pengujian keacakan residual dan pengujian efek ARCH. Uji yang sama seperti pada model ARIMA.

2.2 Model BEKK-GARCH (Multivariate GARCH)

Tahapan dalam pemodelan BEKK-GARCH adalah sebagai berikut [10]:

1) Estimasi Parameter

Model univariate GARCH mampu merepresentasikan volatilitas yang dipengaruhi oleh dirinya sendiri. Namun, dalam praktiknya, volatilitas tidak selalu disebabkan oleh faktor internal saja, melainkan juga dapat dipengaruhi oleh faktor eksternal (*spillover effect*) [19]. Kondisi ini dapat dijelaskan menggunakan BEKK-GARCH. Pada penelitian ini dipilih model BEKK-GARCH(1,1) karena memiliki nilai *log likelihood* terbesar serta AIC dan SC terkecil dibandingkan dengan model BEKK-GARCH(0,1) dan BEKK-GARCH(1,0). Model persamaan BEKK-GARCH(1,1) dapat ditulis sebagai berikut.

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} \eta_t \quad (2)$$

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B \quad (3)$$

$$H_t = \begin{pmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{pmatrix} \quad B = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} \end{pmatrix}$$

$$A = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{pmatrix} \quad C = \begin{pmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{23} & c_{33} \end{pmatrix}$$

Persamaan *conditional variance* untuk masing-masing inflasi minyak goreng dari model BEKK-GARCH(1,1) sebagai berikut [10].

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + c_{21}^2 + c_{31}^2 + \alpha_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2\alpha_{11}\alpha_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 2\alpha_{11}\alpha_{31}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + \alpha_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2\alpha_{21}\alpha_{31}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + \alpha_{31}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + \beta_{11}^2 h_{11,t-1}^2 + 2\beta_{11}\beta_{21}h_{12,t-1} + 2\beta_{11}\beta_{31}h_{13,t-1} + \beta_{21}^2 h_{22,t-1}^2 + 2\beta_{21}\beta_{31}h_{23,t-1} + \beta_{31}^2 h_{33,t-1}^2 \quad (4)$$

$$h_{22,t} = c_{22}^2 + c_{32}^2 + \alpha_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2\alpha_{12}\alpha_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 2\alpha_{12}\alpha_{32}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + \alpha_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2\alpha_{22}\alpha_{32}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + \alpha_{32}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + \beta_{12}^2 h_{11,t-1}^2 + 2\beta_{12}\beta_{22}h_{12,t-1} + 2\beta_{12}\beta_{32}h_{13,t-1} + \beta_{22}^2 h_{22,t-1}^2 + 2\beta_{22}\beta_{32}h_{23,t-1} + \beta_{32}^2 h_{33,t-1}^2 \quad (5)$$

$$\begin{aligned}
 h_{33,t} = & c_{33}^2 + \alpha_{13}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2\alpha_{13}\alpha_{23}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 2\alpha_{13}\alpha_{33}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \quad (6) \\
 & + \alpha_{23}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2\alpha_{23}\alpha_{33}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + \alpha_{33}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 \\
 & + \beta_{13}^2 h_{11,t-1}^2 + 2\beta_{13}\beta_{23}h_{12,t-1} + 2\beta_{13}\beta_{33}h_{13,t-1} \\
 & + \beta_{23}^2 h_{22,t-1}^2 + 2\beta_{23}\beta_{33}h_{23,t-1} + \beta_{33}^2 h_{33,t-1}
 \end{aligned}$$

2) Pengujian Signifikansi Model

Pada tahap ini, dilakukan pengujian signifikansi elemen matriks matriks A dan B untuk mengevaluasi pengaruh residual dan *conditional variance* pada tahap sebelumnya, baik dari diri sendiri maupun variabel lain. Elemen diagonal utama pada matriks A menunjukkan pengaruh diri sendiri terhadap volatilitas inflasi minyak goreng. Sementara itu, elemen selain diagonal pada matriks A menunjukkan adanya pengaruh efek berita di daerah lain pada periode t-1 terhadap volatilitas suatu daerah pada periode t. Selanjutnya, elemen diagonal pada matriks B mengindikasikan pengaruh volatilitas pada periode t-1 terhadap volatilitas dirinya sendiri pada periode t. Sedangkan pada elemen selain diagonal utama pada matriks B menunjukkan ada pengaruh volatilitas di daerah lain terhadap volatilitas suatu daerah pada periode t. Hal ini dapat disimpulkan jika koefisiennya signifikan pada taraf nyata lima persen.

3) Menguji Diagnostik Model

Pada tahap ini, pengujian akan dilakukan terhadap residual model. Pengujian yang dilakukan adalah *multivariate white noise* menggunakan *portmanteau test* dengan residual yang distandardisasi dan menggunakan residual kuadrat yang distandardisasi untuk menguji efek ARCH. Diharapkan, residual yang dihasilkan tidak lagi mengandung efek ARCH.

2.3 Data

Penelitian ini menggunakan data harian harga komoditas minyak goreng pada tingkat konsumen di Provinsi Jawa Barat, Jawa Tengah, dan Jawa Timur selama periode Januari 2024-Desember 2024 dengan banyak amatan adalah 366 hari. Sumber data berasal dari data sekunder yang diperoleh dari Badan Pangan Nasional. Penghitungan inflasi harga minyak goreng menggunakan rumus sebagai berikut.

$$inf_t = \frac{harga_t - harga_{t-1}}{harga_{t-1}} \times 100\% \quad (7)$$

dengan

inf_t : inflasi harga minyak goreng pada hari ke-t

$harga_t$: harga minyak goreng per liter pada hari ke-t

$harga_{t-1}$: harga minyak goreng per liter pada hari ke-(t-1)

3.2 Tahapan Analisis

Penelitian ini menggunakan metode analisis BEKK-GARCH untuk mengestimasi efek transmisi inflasi harga minyak goreng pada ketiga provinsi. Model BEKK-GARCH dipilih karena mampu menangkap transmisi volatilitas secara langsung melalui struktur matriks parameter, yang tidak dapat diakomodasi secara eksplisit oleh model DCC-GARCH [20]. Selain itu, struktur parameterisasi BEKK-GARCH menjamin matriks kovarians bersifat positif definit, sehingga stabilitas model tetap terjaga sepanjang periode pengamatan [21]. Proses penghitungan menggunakan bantuan *software* Eviews dan RATS. Indikasi awal, inflasi minyak goreng memiliki ragam residual yang tidak beraturan atau tidak konstan sehingga model BEKK-GARCH dapat digunakan. Adapun tahapan analisis dengan model BEKK-GARCH adalah sebagai berikut:

- 1) Uji stasioneritas. Pengujian stasioneritas dilakukan pada data inflasi minyak goreng di setiap provinsi secara terpisah. Terdapat tiga pendekatan yang umum digunakan untuk mengestimasi kestasioneran data, yaitu dengan mengamati tren data, menganalisis autokorelasi dan

korelogram, serta melakukan unit root test menggunakan uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF) [22]. Tahapan pengujian stasioneritas menggunakan uji ADF adalah sebagai berikut:

i. Hipotesis uji ADF

$H_0: \delta = 0$ (data mengandung *unit root* atau tidak stasioner)

$H_1: \delta \neq 0$ (data tidak mengandung *unit root* atau stasioner)

ii. Keputusan

Jika tolak H_0 , maka inflasi minyak goreng tidak mengandung unit root atau bersifat stasioner.

iii. Persamaan uji ADF adalah sebagai berikut.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} \quad (8)$$

Jika data stasioner pada tingkat level, maka pemodelan dengan ARMA(p,q) dapat digunakan dimana p menunjukkan ordo *autoregressive* dan q menunjukkan ordo *moving average*. Namun, jika tidak stasioner pada tingkat level, maka pemodelan ARIMA(p,d,q) dapat digunakan dengan d adalah ordo perbedaan (*differencing*).

- 2) Pembentukan model rata-rata (ARIMA). Persyaratan utama dalam penerapan model AR, MA, ARMA, atau ARIMA adalah kestasioneran data deret waktu yang digunakan. Untuk menentukan pola data sesuai dengan model ARIMA, serta untuk menetapkan ordo AR, MA, dan tingkat diferensiasi yang diperlukan agar data menjadi stasioner, Box dan Jenkins mengembangkan sebuah metode sistematis yang dikenal sebagai prosedur Box-Jenkins. Prosedur ini terdiri dari empat tahapan, yaitu [22]:
 - i. Identifikasi Model
 - ii. Metode yang umum digunakan untuk pemilihan model ARIMA adalah dengan menganalisis korelogram ACF (*autocorrelation function*) dan PACF (*partial autocorrelation function*) pada data yang telah stasioner. Pola yang terlihat pada PACF digunakan untuk menentukan ordo *autoregressive* (AR), sedangkan pola pada ACF untuk melihat ordo *moving average* (MA), serta ordo kestasioneran untuk melihat ordo differencing.
 - iii. Estimasi parameter model
 - iv. Setelah mendapatkan model yang terbaik untuk data, maka dilakukan estimasi model tentatif persamaannya. Kemudian dilakukan pengujian kelayakan model menggunakan *goodness of fit test*, yaitu tingkat signifikansi koefisien menggunakan uji F dan uji t, *R-square*, dan melihat kriteria AIC dan SC.
 - v. Evaluasi
 - vi. Pada tahap ini, dilakukan pengujian terhadap residual model. Model yang baik menghasilkan residual bersifat acak (*white noise*) dan tidak mengandung efek ARCH (homoskedastisitas). Jika residual menunjukkan adanya efek arch, maka pemodelan lanjutan menggunakan model volatilitas yaitu ARCH/GARCH untuk menangani masalah heteroskedastisitas tersebut.
 - vii. Prediksi atau Peramalan
 - viii. Jika semua asumsi yang dibutuhkan terpenuhi maka dapat dilakukan prediksi pada model terbaik ARIMA yang terpilih.
- 3) Pembentukan model volatilitas (univariate GARCH)
- 4) Pembentukan model BEKK-GARCH (multivariate GARCH)

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

3.1 Uji Stasioneritas

Pengujian stasioneritas dilakukan untuk memastikan bahwa data inflasi minyak goreng tidak mengandung *unit root*, sehingga rata-rata dan variansnya bersifat konstan sepanjang waktu. Hal ini

merupakan prasyarat agar model rata-rata yang dibangun tidak bersifat *spurious*. Berdasarkan Tabel 1, terlihat bahwa seluruh data inflasi minyak goreng di Provinsi Jawa Barat, Jawa Tengah, dan Jawa Timur telah stasioner pada tingkat level tanpa melalui *differencing*. Artinya, syarat untuk penggunaan model rata-rata telah terpenuhi.

Tabel 1. Uji stasioneritas

No	Provinsi	t-statistics	p-value	Keputusan
1	Jawa Barat	-15,55503	0,0000	Stasioner
2	Jawa Tengah	-13,36301	0,0000	Stasioner
3	Jawa Timur	-15,73852	0,0000	Stasioner

3.2 Pemodelan Autoregressive Moving Average (ARMA)

Berdasarkan tabel 1, model ARMA dapat digunakan karena data stasioner pada tingkat level. Dengan mempertimbangkan nilai *log likelihood* terbesar, signifikansi parameter, serta nilai AIC dan SC terkecil diperoleh bahwa model terbaik untuk inflasi minyak goreng di Provinsi Jawa Barat, Jawa Tengah, dan Jawa Timur secara berturut-turut adalah ARMA(2,2); ARMA(3,3); dan ARMA(0,2). Model persamaan dapat dilihat sebagai berikut.

$$\begin{aligned}\widehat{infjabar}_t &= 0,00015 - 0,8191infjabar_{t-1}^* + 0,1132infjabar_{t-2}^* \\ &\quad + 0,1903\varepsilon_{t-1} - 0,80970\varepsilon_{t-2} \\ \widehat{infjateng}_t &= 0,00041 - 0,9275infjateng_{t-1}^* - 0,1022infjateng_{t-2}^* \\ &\quad + 0,3995infjateng_{t-3}^* + 0,4669\varepsilon_{t-1}^* - 0,4509\varepsilon_{t-2}^* \\ &\quad - 0,5702\varepsilon_{t-3}^* \\ \widehat{infjatim}_t &= 0,00049 - 0,5046\varepsilon_{t-1}^* - 0,10803\varepsilon_{t-2}^*\end{aligned}$$

Keterangan: * signifikan pada taraf lima persen

3.3 Pengujian Diagnosis Model Rataan

Setelah diperoleh model ARMA terbaik, dilakukan uji diagnostik terhadap residual untuk memastikan terpenuhinya asumsi *white noise* dan homoskedastisitas. Uji *white noise* dilakukan dengan menguji stasioneritas residual menggunakan uji ADF. Berdasarkan Tabel 2, seluruh residual model bersifat acak (*white noise*). Selanjutnya, pengujian efek ARCH dilakukan menggunakan uji ARCH-LM. Hasil pada Tabel 2 menunjukkan bahwa residual inflasi minyak goreng di Provinsi Jawa Barat dan Jawa Timur bersifat heteroskedastis. Artinya perlu dilakukan pemodelan ulang menggunakan model ARCH/GARCH karena model rata-rata tidak mampu mengestimasi data dengan efek ARCH dan tidak dirancang untuk menangkap pola variansi yang berubah-ubah atau tidak konstan. Sementara itu, residual untuk Provinsi Jawa Tengah bersifat homoskedastis. Meskipun demikian, Jawa Tengah tetap disertakan dalam pemodelan multivariat BEKK-GARCH pada tahap selanjutnya guna mengidentifikasi interaksi dan efek transmisi inflasi antardaerah secara utuh.

Tabel 2. Uji efek ARCH dan *white noise* pada model rata-rata

No.	Provinsi	Uji Efek ARCH			Uji White Noise		
		F-Stat	P-value	Keputusan	t-stat	P-value	Keputusan
1	Jawa Barat	7,8315	0,0054	Heteroskedastisitas	-18,94	0,000	White Noise
2	Jawa Tengah	0,03	0,8624	Homoskedastisitas	-19,08	0,000	White Noise
3	Jawa Timur	35,69	0,0000	Heteroskedastisitas	-10,01	0,000	White Noise

3.4 Pemodelan Univariate GARCH

Pemodelan GARCH dilakukan dengan cara *trial and error* yang mempertimbangkan nilai *log likelihood* tertinggi serta kriteria AIC dan SC terkecil. Berdasarkan pertimbangan tersebut didapat bahwa

model volatilitas terbaik untuk rata-rata inflasi minyak goreng pada Provinsi Jawa Barat dan Jawa Timur secara berturut-turut adalah GARCH(1,0) dan GARCH(1,1). Berikut persamaan sebagai berikut.

$$\widehat{infjabar}_t = 0,000315^* + 0,1714\varepsilon_{t-1}^* \quad (12)$$

$$\widehat{infjatim}_t = 0,000265^* + 0,1499\varepsilon_{t-1}^* + 0,5999\sigma_{j-1}^2 \quad (13)$$

Keterangan: * signifikan pada $\alpha = 5\%$

Berdasarkan persamaan di atas, inflasi minyak goreng di Provinsi Jawa Barat dipengaruhi oleh informasi satu hari sebelumnya. Volatilitas yang dicerminkan oleh *conditional variance* pada hari tertentu dipengaruhi oleh informasi hari kemarin. Berbeda dengan kondisi pada inflasi minyak goreng di Provinsi Jawa Timur yang dipengaruhi oleh dua hal yaitu seperti yang dialami oleh inflasi di Jawa Barat dan tidak hanya bergantung pada kejutan informasi baru-baru ini tetapi juga pada pola volatilitas yang terjadi secara historis.

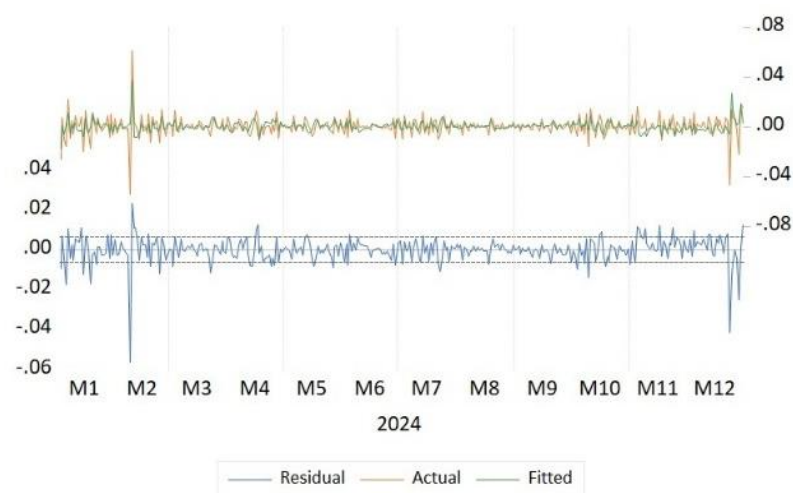
3.5 Pengujian Diagnosis Model Volatilitas

Asumsi yang harus dipenuhi dalam model volatilitas adalah bahwa residual bersifat *white noise* dan homoskedastis. Berdasarkan Tabel 3, hasil uji ADF terhadap residual model menunjukkan bahwa residual berdistribusi secara acak atau *white noise*. Selain itu, uji homoskedastisitas menggunakan ARCH-LM yang juga ditampilkan dalam Tabel 3 menunjukkan bahwa asumsi homoskedastisitas terpenuhi. Dengan demikian, model GARCH dianggap layak digunakan untuk memodelkan volatilitas inflasi harga minyak goreng di Provinsi Jawa Barat dan Jawa Tengah.

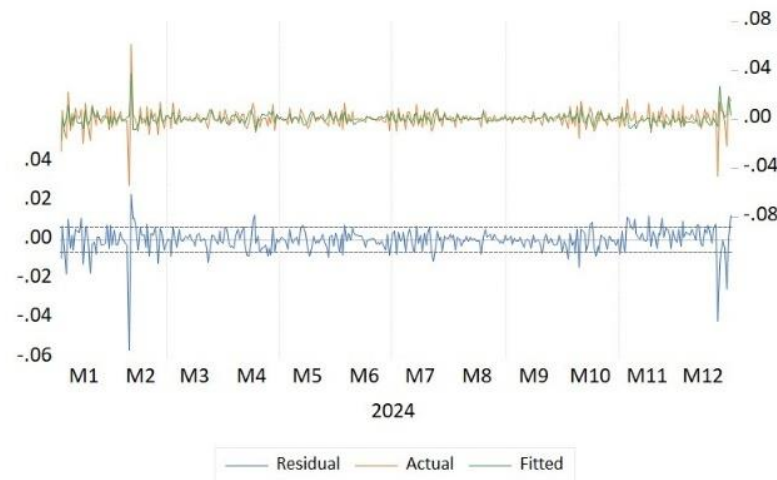
Tabel 3. Uji efek ARCH dan *white noise* pada model volatilitas

No.	Provinsi	Uji Efek ARCH			Uji White Noise		
		F-Stat	P-value	Keputusan	t-stat	P-value	Keputusan
1	Jawa Barat	0,0016	0,9685	Homoskedastisitas	-19,44	0,000	<i>White Noise</i>
2	Jawa Timur	0,0056	0,9409	Homoskedastisitas	-10,01	0,000	<i>White Noise</i>

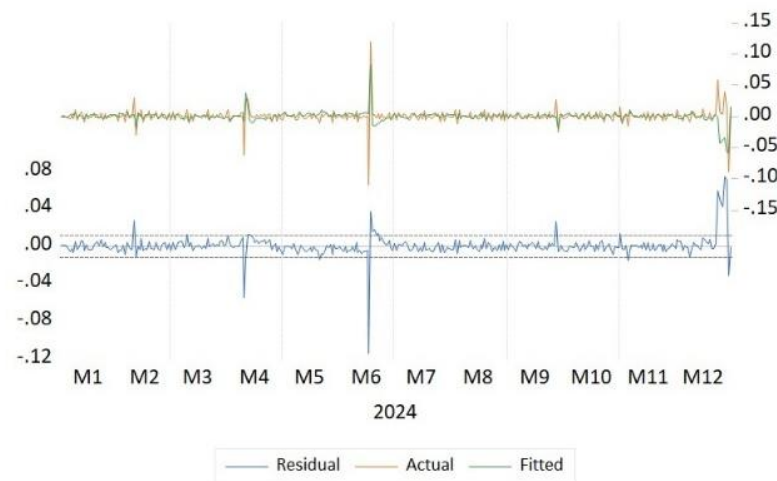
Nilai inflasi minyak goreng di tiga provinsi dan hasil proyeksinya menggunakan model terbaik bisa dilihat pada Gambar 1, Gambar 2, dan Gambar 3.



Gambar 1. Inflasi minyak goreng di Jawa Barat dan proyeksinya dengan GARCH(1,0)



Gambar 2. Inflasi minyak goreng di Jawa Tengah dan proyeksinya dengan ARMA(3,3)



Gambar 3. Inflasi minyak goreng di Jawa Timur dan proyeksinya dengan GARCH(1,1)

3.6 Pengujian Multivariate GARCH

Persamaan *conditional variance* untuk masing-masing inflasi harga minyak goreng dari model BEKK-GARCH(1,1) adalah:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,0046^* & 0 & 0 \\ 0,0011 & 0,0000 & 0 \\ 0,0018^* & 0,0000 & 0,0000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,0046^* & 0 & 0 \\ 0,0011 & 0,0000 & 0 \\ 0,0018^* & 0,0000 & 0,0000 \end{bmatrix} + \\
 \begin{bmatrix} 0,4839^* & 0,2017^* & 0,1159^* \\ 0,1057^* & 0,6424^* & -1,2123^* \\ 0,1294^* & -0,0335 & 0,4263^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,4839^* & 0,2017^* & 0,1159^* \\ 0,1057^* & 0,6424^* & -1,2123^* \\ 0,1294^* & -0,0335 & 0,4263^* \end{bmatrix} \\
 + \begin{bmatrix} -0,6318^* & 0,2951^* & 0,5888^* \\ 0,0227 & 0,1339 & 0,1218^* \\ 0,14602^* & -1,1053^* & 0,3108^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} \\ h_{31,t-1} & h_{32,t-1} & h_{33,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0,6318^* & 0,2951^* & 0,5888^* \\ 0,0227 & 0,1339 & 0,1218^* \\ 0,14602^* & -1,1053^* & 0,3108^* \end{bmatrix}$$

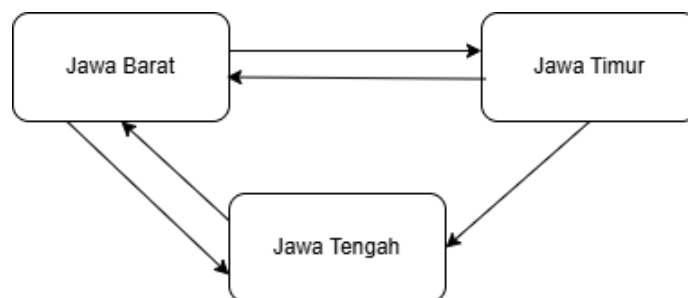
Berdasarkan hasil matriks di atas, akan dianalisis tiga hal, yaitu *auto effect*, *news spillover effect*, dan *volatility spillover effect*.

3.7 Efek Diri Sendiri (Auto Effect)

Untuk mengamati efek diri sendiri (*auto effect*), analisis dilakukan pada elemen diagonal utama matriks A dan B. Pada matriks A, seluruh elemen diagonal utama signifikan pada taraf lima persen, yang menunjukkan bahwa volatilitas inflasi minyak goreng di Provinsi Jawa Barat, Jawa Tengah, dan Jawa Timur dipengaruhi oleh shock inflasi dari periode sebelumnya. Sementara itu, pada matriks B, dua elemen diagonal utama yang signifikan, yaitu B_{11} dan B_{33} , mengindikasikan bahwa volatilitas inflasi minyak goreng di Provinsi Jawa Barat dan Jawa Timur dipengaruhi oleh volatilitas masa lalu di masing-masing provinsi tersebut. Selain itu, besarnya elemen diagonal pada matriks A yang relatif lebih tinggi dibandingkan elemen non-diagonal menunjukkan bahwa pengaruh shock inflasi dari daerah sendiri lebih dominan dibandingkan pengaruh volatilitas yang berasal dari daerah lain. Temuan ini sejalan dengan literatur GARCH yang menunjukkan adanya persistensi volatilitas pada data inflasi dan harga komoditas [10], [18].

3.8 Efek Spillover Berita (News Spillover Effect)

Untuk mengamati spillover berita (*news spillover effect*), analisis dilakukan pada elemen non-diagonal matriks A dan B. Pada matriks A, hampir seluruh elemen non-diagonal signifikan pada taraf lima persen, kecuali elemen A_{32} . Hal ini menunjukkan adanya spillover berita yang disebabkan oleh transmisi shock inflasi minyak goreng antarprovinsi yang secara visual dapat dilihat pada Gambar 4. Besarnya transmisi shock dari Jawa Tengah dan Jawa Timur ke Jawa Barat masing-masing sebesar 0,1057 dan 0,1294, yang mengindikasikan bahwa shock inflasi minyak goreng di kedua provinsi tersebut berkontribusi terhadap peningkatan volatilitas inflasi minyak goreng di Jawa Barat. Sementara itu, elemen A_{32} yang tidak signifikan menunjukkan tidak adanya transmisi shock inflasi dari Jawa Tengah ke Jawa Timur, sehingga inflasi minyak goreng di Jawa Tengah tidak memengaruhi volatilitas inflasi minyak goreng di Jawa Timur. Hal ini sejalan dengan penelitian Barbaglia yang menemukan bahwa keterkaitan pasar komoditas menyebabkan shock harga di suatu wilayah dapat dengan cepat di transmisikan ke wilayah lain, terutama pada pasar yang saling terintegrasi [11].

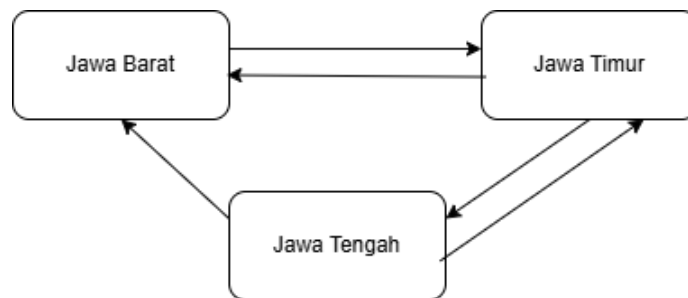


Gambar 4. Transmisi efek berita inflasi minyak goreng di Jawa Barat, Jawa Tengah, dan Jawa Timur

3.9 Efek Spillover Volatilitas (Volatility Spillover Effect)

Pada matriks B, seluruh elemen di luar diagonal utama signifikan pada taraf lima persen, kecuali elemen B_{21} . Hal ini menunjukkan adanya *spillover effect* yang disebabkan oleh transmisi volatilitas inflasi minyak goreng antarprovinsi yang secara visual dapat dilihat pada Gambar 5. Besarnya transmisi volatilitas dari Jawa Tengah ke Jawa Timur sebesar 0,1218, yang mengindikasikan bahwa peningkatan volatilitas inflasi minyak goreng di Jawa Tengah diikuti oleh peningkatan volatilitas inflasi minyak goreng di Jawa Timur. Sebaliknya, koefisien transmisi volatilitas dari Jawa Timur ke Jawa Tengah bernilai negatif sebesar -1,1053. Koefisien bernilai negatif tersebut menunjukkan adanya mekanisme penyesuaian

volatilitas, di mana peningkatan volatilitas inflasi minyak goreng di Provinsi Jawa Timur justru diikuti oleh penurunan volatilitas di Provinsi Jawa Tengah. Fenomena ini mengindikasikan adanya efek substitusi pasar antarwilayah, di mana guncangan volatilitas di satu daerah dapat dialihkan atau diredam oleh daerah lain melalui mekanisme distribusi dan penyesuaian pasar. Efek *spillover* yang ditandai dengan transmisi volatilitas dua arah terjadi antara Jawa Barat dan Jawa Timur serta antara Jawa Tengah dan Jawa Timur, sedangkan transmisi volatilitas satu arah terjadi dari Jawa Tengah ke Jawa Barat. Temuan ini sejalan dengan penelitian oleh Dehbashi dan Xue yang menunjukkan bahwa volatilitas harga komoditas dipengaruhi tidak hanya oleh factor internal, tetapi juga oleh dinamika volatilitas di pasar lain [12], [15]. Adanya koefisien transmisi negatif mencerminkan mekanisme penyesuaian volatilitas, sebagaimana umum ditemukan dalam studi multivariat GARCH pada pasar yang terintegrasi [23].



Gambar 5. Transmisi efek volatilitas inflasi minyak goreng di Jawa Barat, Jawa Tengah, dan Jawa Timur

3.10 Pengujian Asumsi Model BEKK-GARCH

Asumsi yang harus dipenuhi dalam model BEKK-GARCH adalah residual acak (*white noise*) dan tidak mengandung efek ARCH. Pengecekan *white noise* menggunakan Ljung-Box, didapat bahwa p-valuenya 0,059. Hasil tersebut menunjukkan tolak H_0 yang artinya residual model BEKK-GARCH(1,1) bersifat acak atau *white noise*. Selanjutnya, untuk pengecekan efek ARCH menggunakan *standardized residuals* kuadrat, didapat bahwa semuanya tidak lagi mengandung efek ARCH dengan p-value sebesar 0,98. Dikarenakan semua asumsi telah terpenuhi maka model BEKK-GARCH dapat digunakan untuk mengidentifikasi efek transmisi.

4. SIMPULAN

Transmisi efek berita inflasi minyak goreng terjadi secara dua arah antara Jawa Barat dan Jawa Timur serta antara Jawa Tengah dan Jawa Timur, sedangkan transmisi satu arah terjadi dari Jawa Tengah ke Jawa Barat. Sementara itu, *spillover* volatilitas dua arah ditemukan antara Jawa Barat dan Jawa Timur serta antara Jawa Tengah dan Jawa Timur, dengan transmisi satu arah dari Jawa Tengah ke Jawa Barat. Temuan ini menunjukkan bahwa provinsi dengan tingkat konsumsi terbesar, khususnya Jawa Barat, memiliki peran dominan dalam memengaruhi dinamika inflasi antarwilayah. Oleh karena itu, pengendalian inflasi minyak goreng perlu difokuskan pada daerah konsumen utama agar dampak stabilisasi dapat menyebar secara lebih luas dan efektif. Penelitian ini memiliki keterbatasan karena hanya menggunakan satu komoditas dan periode pengamatan satu tahun. Penelitian selanjutnya dapat memperluas cakupan wilayah, periode, atau menggunakan pendekatan asimetris untuk menangkap perbedaan respons terhadap shock positif dan negatif.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Khoiru Rizqy Rambe and Nunung Kusnadi, "Permintaan dan penawaran minyak goreng sawit Indonesia," *Forum Agribisnis*, vol. 8, pp. 61–80, 2018. doi: <https://doi.org/10.29244/fagb.8.1.61-80>.

- [2] Chusnul Islamiyati Jusuf, Ria Indriani, and Echan Adam, "Faktor sosial ekonomi masyarakat dan pola konsumsi minyak goreng di Kelurahan Pulubala Kota Gorontalo," *Jurnal Ilmiah Membangun Desa dan Pertanian*, vol. 8, no. 6, pp. 223–233, 2023. doi: <https://doi.org/10.37149/jimdp.v8i6.549>
- [3] Agnes Z. Yonathan, "Konsumsi minyak goreng di Indonesia cenderung stabil," Apr. 2024, Accessed: Jan. 25, 2025. [Online]. Available: <https://data.goodstats.id/statistic/konsumsi-minyak-goreng-di-indonesia-cenderung-stabil-gtJOj>
- [4] Kementerian Pertanian, "Buletin Konsumsi Pangan 2023," Pusat Data dan Sistem Informasi Pertanian Sekretariat Jenderal Kementerian Pertanian, 2023.
- [5] Rizky Ramadini Febrina, "Kebijakan pemerintah dalam mengatasi kenaikan harga minyak goreng," *Trade Poolicy Journal*, vol. 1, no. 1, 2022.
- [6] Febianto, Sri Gunawan, and Samsuri Tarmadja, "Kajian faktor-faktor terjadinya losses di perkebunan kelapa sawit pada topografi datar, rendahan, dan berbukit," *Agroforetech*, vol. 1, no. 2, 2023. [Online]. Available: <https://jurnal.kemendag.go.id/index.php/TPJ/article/view/758/385>
- [7] Kementerian Koordinator Bidang Perekonomian Republik Indonesia, "Tingkatkan produktivitas sawit rakyat, pemerintah dorong sejumlah kebijakan strategis." Accessed: Jan. 25, 2025. [Online]. Available: <https://www.ekon.go.id/publikasi/detail/5648/tingkatkan-produktivitas-sawit-rakyat-pemerintah-dorong-sejumlah-kebijakan-strategis>
- [8] J. E. Hanke and D. Wichern, *Business Forecasting*, 9th ed. Pearson Education, 2014.
- [9] K. Nugroho, "Model analisis prediksi menggunakan metode fuzzy time series," *Jurnal Ilmiah Informasi Komputer Akuntansi dan Manajemen*, vol. 12, no. 1, pp. 46–50, 2016. doi: <https://doi.org/10.53845/infokam.v12i1.91>.
- [10] R. N. T. Wahyuni and N. Nasrudin, "Spillover effect inflasi daging sapi antar kota: aplikasi metode BEKK-GARCH untuk Jakarta, Salatiga, dan Surabaya," *Medstat*, vol. 13, no. 1, pp. 80–91, Jun. 2020, doi: <https://doi.org/10.14710/medstat.13.1.80-91>
- [11] L. Barbaglia, C. Croux, and I. Wilms, "Volatility spillovers in commodity markets: A large t-vector autoregressive approach," *Energy Economics*, vol. 85, p. 104555, Jan. 2020. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104555>.
- [12] H. Xue, Y. Du, Y. Gao, and W.-H. Su, "Spatial price transmission and dynamic volatility spillovers in the global grain markets: A TVP-VAR-connectedness approach," *Foods*, vol. 13, no. 20, p. 3317, Oct. 2024, doi: <https://doi.org/10.3390/foods13203317>.
- [13] M. P. Ardianto, "Pemodelan generalized space time autoregressive (gstar) pada tiga periode waktu (studi kasus inflasi di lima kota besar di Pulau Jawa)," Universitas Brawijaya, Malang, 2014.
- [14] S. S. Wibowo and B. Hermanto, "Perbandingan metode GARCH BEKK dan matriks varian-kovarian untuk penaksiran volatilitas mata uang dan VAR," *Manajemen Usahawan Indonesia*, vol. 35, no. 12, pp. 29–38, 2006. [Online]. Available: https://www.academia.edu/10107725/Perbandingan_Metode_GARCH_BEKK_dan_Metode_Matriks_Varian_Kovarian_dalam_Rangka_Penaksiran_Volatilitas_Mata_Uang_dan_Value_at_Risk
- [15] V. Dehbashi, T. Mohammadi, J. Bahrami, and A. Shakeri, "Comparing the volatility spillovers among financial markets in Iran pre and post JCPOA: A VAR-BEKK-GARCH approach," *IER*, no. Online First, Jul. 2020. doi: <https://doi.org/10.22059/ier.2020.77210>.
- [16] Badan Pusat Statistik, "Statistik Kelapa Sawit Indonesia," Badan Pusat Statistik, Jakarta, 2023.

- [17] M. Hanri, N. K. Sholihah, and F. R. Moeis, "Labor Market Brief," Lembaga Penyelidikan Ekonomi Masyarakat, Depok, 2022.
- [18] T. Bollerslev, "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, vol. 31, no. 3, pp. 307–327, Apr. 1986. doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1).
- [19] G. E. P. Box, G. M. Jenkins, G. C. Reinsel, and G. M. Ljung, *Time series analysis: forecasting and control*, Fifth edition. in Wiley series in probability and statistics. Hoboken, New Jersey: Wiley, 2016.
- [20] A. Silvennoinen and T. Terasvirta, "Modeling multivariate autoregressive conditional heteroskedasticity with the double smooth transition conditional correlation GARCH Model," *Journal of Financial Econometrics*, vol. 7, no. 4, pp. 373–411, Oct. 2009. doi: <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbp013>.
- [21] D. De Almeida, L. K. Hotta, and E. Ruiz, "MGARCH models: Trade-off between feasibility and flexibility," *International Journal of Forecasting*, vol. 34, no. 1, pp. 45–63, Jan. 2018. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2017.08.003>.
- [22] B. Juanda and Junaidi, *Ekonometrika Deret Waktu: Teori dan Aplikasi*. Bogor: IPB Press, 2012.
- [23] K. D. Melas, A. Faitatzoglou, N. A. Michail, and A. Artemiou, "Volatility spillovers among the major commodities: A Review," *JRFM*, vol. 17, no. 8, p. 365, Aug. 2024. doi: <https://doi.org/10.3390/jrfm17080365>.