

**PENGARUH *VOLATILE FOOD* TERHADAP INFLASI
NUSA TENGGARA BARAT**

***THE EFFECT OF VOLATILE FOOD ON INFLATION IN WEST NUSA
TENGGARA***

Fadli¹, Anas Zaini^{1*}

¹Program Studi Agribisnis Fakultas Pertanian Universitas Mataram, Mataram, Indonesia

**Email penulis korespondensi: anzaekopol@gmail.com*

Abstrak

Tujuan penelitian adalah menemukan komoditas pangan bergejolak (*volatile foods*) yang mempengaruhi inflasi daerah, baik jangka pendek maupun jangka panjang. Dengan menggunakan data runtut waktu bulanan dari Januari 2021 hingga Desember 2023, data dianalisis dengan *Error Correction Mechanism (ECM)*. Hasil penelitian menyimpulkan bahwa terdapat hubungan keseimbangan jangka panjang antara variabel inflasi dengan variabel harga *volatile foods* dengan kecepatan penyesuaian sebesar 33,8 persen manakala terjadi guncangan yang mengganggu hubungan keseimbangan. Secara parsial pengaruh harga beras dan telur ayam adalah positif dan signifikan terhadap inflasi baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Sementara harga minyak goreng hanya berpengaruh dalam jangka panjang sedangkan harga cabe merah dan gula pasir berpengaruh positif dalam jangka pendek. Implikasi kebijakan yang perlu diperhatikan adalah menjaga stabilitas harga dan pasokan pangan bergejolak terutama beras dan telur ayam yang memiliki pengaruh signifikan terhadap inflasi daerah, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang.

Kata kunci: volatile food, Inflasi, Nusa Tenggara Barat

Abstract

The objective of this study was to identify volatile food commodities that influence regional inflation, both in the short and long term. Using monthly time series data from January 2021 to December 2023, the data was then analyzed using the Error Correction Mechanism (ECM). The results concluded that there is a long-term equilibrium relationship between inflation and volatile food prices, with an adjustment rate of 33.8 percent when shocks disrupt the equilibrium relationship. Partially, the price of rice and chicken eggs has a positive and significant effect on inflation in both the short and long term. Meanwhile, the price of cooking oil only has a long-term effect, while the price of red chilies and granulated sugar has a positive effect in the short term. Policy implications that need to be considered are maintaining the stability of volatile food prices, especially rice and chicken eggs, which have a significant influence on regional inflation, both in the short and long term.

Keywords: Volatile food, inflation, west nusa tenggara

PENDAHULUAN

Inflasi merupakan salah satu indikator makroekonomi fundamental yang secara signifikan mempengaruhi stabilitas ekonomi suatu negara, dan fluktuasi harga pangan bergejolak (*volatile food*) seringkali menjadi pendorong utama tekanan inflasi (Irawati et al., 2019). Negara berkembang, khususnya, secara konsisten berupaya untuk menjaga tingkat inflasi tetap rendah dan stabil guna memfasilitasi perencanaan ekonomi yang efektif dan mencegah distorsi harga pada komoditas esensial (Faradilla et al., 2021). Fenomena ini disebabkan oleh tingginya bobot komponen makanan dalam keranjang konsumsi masyarakat, terutama pada negara-negara berkembang, yang membuat harga pangan menjadi penentu utama dalam indeks harga konsumen (Kumendong, 2022).

Kondisi pasar dunia maupun domestik saat ini diperkirakan masih akan mendorong laju inflasi Indonesia sampai tahun depan. Beberapa faktor penyebab inflasi tersebut

antara lain efek dari fenomena musim kering El-Nino, naiknya harga komoditi pangan bergejolak, maupun tingginya suku bunga. Inflasi pangan yang tinggi mengakibatkan penurunan daya beli masyarakat yang berdampak lebih besar bagi kelompok masyarakat berpenghasilan rendah. Hal ini dikarenakan bagi masyarakat miskin porsi belanja untuk memenuhi kebutuhan pangan jauh lebih besar dari mereka yang berpendapatan tinggi (hukum Angel). Selain karena tren alami, harga pangan akhir-akhir ini lebih volatil yang membuat inflasi harga pangan mendapat perhatian lebih dari produsen, konsumen, dan pemerintah. Itulah salah satu alasan mengapa inflasi pangan menjadi subjek penelitian yang populer (Kulkuhl, et al., 2016; Chand, 2010; Dessus, et al., 2008; Richards and Pofahl, 2009).

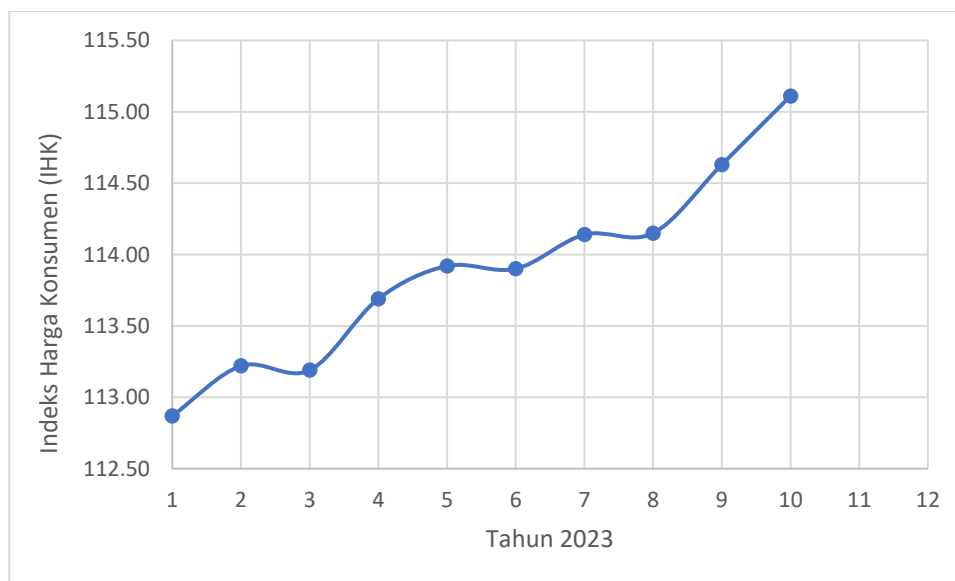
Peningkatan inflasi kelompok volatile food, terutama komoditas hortikultura, menjadi faktor dominan dalam lonjakan inflasi Indeks Harga Konsumen di Indonesia, meskipun inflasi inti dan administered prices mengalami penurunan (Kumendong, 2022). Meskipun demikian, fluktuasi harga komoditas pangan seperti beras, bawang merah, dan cabai memiliki dampak signifikan terhadap laju inflasi (Lestari et al., 2024). Perubahan harga komoditas pangan, yang berperan penting dalam memenuhi kebutuhan hidup masyarakat, seringkali menjadi kontributor utama inflasi (Aulia, 2022). Kenaikan harga komoditas pangan esensial seperti bawang putih, bawang merah, telur ayam, daging ayam, daging sapi, dan cabai rawit secara langsung berkontribusi pada peningkatan inflasi, yang pada gilirannya dapat memperburuk kesenjangan sosial dan kemiskinan (Herawati & Wulandari, 2024). Maka dari itu, pemahaman yang mendalam mengenai dinamika harga pangan bergejolak sangat krusial untuk perumusan kebijakan moneter dan fiskal yang efektif dalam mengelola stabilitas harga (Darma & Yuliana, 2024) (Umaroh & Pangaribowo, 2020).

Bank Indonesia, bersama dengan pemerintah melalui Tim Pengendalian Inflasi Pusat dan Daerah, secara aktif mewaspadai risiko tekanan inflasi yang berasal dari perkembangan harga komoditas global dan pangan, serta dampaknya terhadap ekspektasi inflasi (Kumendong, 2022). Dengan demikian, analisis terhadap pengaruh volatile food terhadap inflasi memerlukan pendekatan multivariat yang mempertimbangkan berbagai faktor, termasuk dinamika pasokan-permintaan, kebijakan pemerintah, dan kondisi pasar global (Lestari et al., 2024) (Kumendong, 2022). Selain itu, intervensi pemerintah dalam penetapan harga turut menjadi faktor penting yang mempengaruhi volatilitas harga barang kebutuhan pokok, sebagaimana diuraikan dalam kelompok komoditas pembentuk inflasi (Ramadhan, 2009).

Menghadapi tantangan pengendalian inflasi yang multidimensi tersebut maka dibutuhkan kerja sama yang erat antara Pemerintah dan Bank Indonesia dalam wadah Tim Pengendalian Inflasi Pangan (TPIP) dan Tim Pengendalian Inflasi Daerah (TPID) untuk menghasilkan inovasi dan sinergi kebijakan. Hal ini diwujudkan melalui penguatan keberlanjutan 7 program unggulan Gerakan Nasional Pengendalian Inflasi Pangan (GNPIP) yang telah dicanangkan tanggal 5 Maret 2023 di Makassar, dengan tema Sinergi dan Inovasi untuk Ketahanan Pangan Nasional. Tujuh program unggulan tersebut terdiri dari dukungan pelaksanaan kegiatan operasi pasar melalui Stabilisasi Pasokan dan Harga Pangan (SPHP), penguatan ketahanan pangan strategis, perluasan Kerjasama Antar Daerah (KAD), dukungan untuk subsidi ongkos angkut, peningkatan pemanfaatan alsintan dan saprotan, penguatan infrastruktur Teknologi, Informasi, Komunikasi (TIK) diantaranya neraca pangan daerah, serta penguatan koordinasi dan komunikasi untuk menjaga ekspektasi inflasi. Program unggulan ini disusun mengacu pada peta jalan pengendalian inflasi 2022-2024 dan strategi pengendalian inflasi GNPIP yang

mengedepankan upaya stabilitas harga yang bersifat struktural, *forward looking*, dan berbasis digital untuk mendukung percepatan pemulihan ekonomi nasional.

Sampai dengan bulan Oktober 2023 Inflasi NTB secara year on year (y-on-y) mencapai 2,66 persen. Angka inflasi ini lebih tinggi dibanding angka inflasi nasional yang tercatat sebesar 2,56 persen. Fenomena ini merupakan salah satu sinyal peringatan dini bagi daerah ini untuk melakukan antisipasi dengan memperkuat sinkronisasi kebijakan pengendalian inflasi antar daerah. Gambar 1 berikut menyajikan tren kenaikan Indeks Harga Konsumen (IHK) tahun 2023 di Mataram, ibu kota propinsi Nusa Tenggara Barat, sebagai indikator yang umum digunakan untuk mengukur laju inflasi (Bhattacharya, et al., 2015; Chand, 2010; Kulkuhl, et al., 2016).



Gambar 1. Perkembangan Indeks Harga Konsumen Kota Mataram 2023

Berdasarkan hasil pemantauan, perkembangan harga berbagai komoditas secara umum menunjukkan kenaikan. Pada Bulan Oktober 2023, inflasi y-on-y Gabungan Dua Kota (Kota Mataram dan Kota Bima) sebesar 2,66 persen, atau terjadi kenaikan Indeks Harga Konsumen (IHK) dari 112,18 pada Bulan Oktober 2022 menjadi 115,17 pada Bulan Oktober 2023. Tingkat inflasi m-to-m Gabungan (Oktober 2023 terhadap September 2023) sebesar 0,30 persen dan laju inflasi y-to-d (Oktober 2023 terhadap Desember 2022) sebesar 2,30 persen. Sementara beberapa komoditas yang dominan memberikan andil/sumbangan inflasi m-to-m Oktober 2023, antara lain Beras, Angkutan Udara, Bahan Bakar Rumah Tangga, Cabai Rawit dan Bensin. Sedangkan komoditas yang memberikan andil/sumbangan deflasi m-to-m, antara lain Tongkol Diawetkan, Telur Ayam Ras, Ikan Tongkol/Ikan Ambu-ambu, Ikan Layang/Ikan Benggol dan Cumi-cumi.

Melihat sejumlah faktor tersebut maka terdapat indikasi yang kuat mengenai pengaruh harga komoditi pangan strategis antara lain beras, cabe rawit, telur dan daging ayam terhadap inflasi. Berdasarkan hal tersebut maka tim peneliti memandang penting untuk mendapatkan informasi tentang pengaruh pangan bergejolak (*volatile foods*) terhadap inflasi di Nusa Tenggara Barat sebagai bahan untuk menyusun pola kerja sama antar daerah. Tujuan dari penelitian ini adalah menemukan komoditas *volatile foods* yang mempengaruhi inflasi, baik jangka pendek maupun jangka panjang. Kebaruan penelitian terletak pada proses identifikasi variabel independen berdasarkan tingkat volatilitasnya.

METODE PENELITIAN

Jenis dan Sumber Data

Penelitian dilakukan dengan menggabungkan data primer dan data sekunder yang diperoleh dari website Pusat Informasi Harga Pangan Strategis (PIHPS) dimana pengumpulan datanya dilakukan oleh Bank Indonesia. Data yang dikumpulkan berupa data harga bulanan (*monthly time series*) antara Januari 2021 hingga Desember 2023. Penggunaan data bulanan dikarenakan laporan inflasi daerah dilakukan melalui perhitungan setiap bulan. Sementara itu variabel dependen inflasi diwakili oleh Indeks Harga Konsumen (IHK) rata-rata dua kota sebagai proksi inflasi NTB yaitu IHK Kota Mataram dan IHK Kota Bima. Data IHK bulanan tersebut bersumber dari publikasi Badan Pusat Statistik (BPS) NTB. Penggunaan IHK sebagai proksi inflasi dengan pertimbangan untuk memudahkan pengujian saat mendeskripsikan variabel yang mensyaratkan penggunaan data mentah (*raw data*), bukan hasil transformasi.

Variabel harga komoditi pangan bergejolak yang dipilih sebagai variabel independen adalah kelompok pangan strategis yang harganya relatif volatil yaitu cabai rawit, bawang merah, bawang putih, telur ayam ras, beras medium, gula pasir, daging sapi, daging ayam, cabai merah, dan minyak goreng. Selain itu, berbagai data penunjang diperoleh dari Badan Pusat Statistik. Data harga komoditi pangan tersebut adalah data harga rata-rata di 2 pasar tradisional utama kabupaten/kota di Nusa Tenggara Barat yang menjadi dasar perhitungan inflasi propinsi yaitu Pasar Mandalika (Mataram), dan Pasar Amahami (Bima).

Pengolahan dan Analisis Data

Tahap identifikasi

Pemodelan dimulai dengan pengujian apakah data harga yang digunakan mengandung akar unit (*unit root*) atau tidak. Jika data mengandung akar unit maka varian tidak lagi homoskedastik tetapi heteroskedastik. Dalam penelitian ini digunakan uji Dickey-Fuller (DF) dan Augmented Dickey-Fuller (ADF) untuk mengetahui apakah data mengandung akar unit atau tidak mengandung akar unit (data stasioner). Misalkan

$$X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$$

kedua sisi dikurangi X_{t-1} sehingga diperoleh

$$X_t - X_{t-1} = \alpha + \rho X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha + (\rho - 1)X_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ atau ditulis sebagai}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

dengan X_t mewakili data ekonomi *time series*, $\Delta X_{t-j} = X_{t-j} - X_{t-j-1}$ (*first difference*) dan jika $\rho=1$ berarti terdapat akar unit (proses *random walk*).

Pada prinsipnya pengujian persamaan tersebut dapat dilakukan terhadap $\beta = 0$ karena $\beta = (\rho-1)$. Uji ketidak-stasioneran Dickey-Fuller dilakukan terhadap $\beta = 0$ dengan standar t-statistik mengacu pada tabel Dickey-Fuller, bukan pada tabel distribusi normal t , karena pada hipotesis null X_t adalah $I(1)$, t-statistik tidak mengikuti distribusi normal t . Pengujian akar unit dapat menyertakan *trend* waktu pada persamaan yaitu,

$$X_t = \alpha + \rho_1 X_{t-1} + \rho_2 t + \varepsilon_t$$

denga hipotesis

$$H_0: \rho_1 = 1 \text{ (ada akar unit), diuji terhadap hipotesis alternatif}$$

$$H_a: \rho_1 < 1 \text{ (tidak ada akar unit).}$$

Uji statistik akar unit dilakukan dengan mencari nilai *tau* hitung ($\hat{\tau}_C$)

$$\hat{\tau}_C = \frac{\hat{\rho}_1 - 1}{SE(\hat{\rho}_1)}.$$

Kriteria pengujian adalah jika $\hat{\tau}_C > \tau\text{-tabel}$ (*Dickey-Fuller*) atau $P\text{-value} < \alpha$ (5%) maka tolak H_0 , yang berarti data stasioner atau varian homoskedastik, namun jika sebaliknya H_0 diterima (Verbeek, 2000; Wang and Tomek, 2007).

Kointegrasi dan Model *Error Correction Mechanism* (ECM)

Kointegrasi semakin mendapat perhatian terutama pada analisis untuk menjelaskan hubungan atau keseimbangan jangka panjang, dan hubungan keseimbangan terjadi jika variabel-variabel yang terdapat di dalam model terkointegrasi. Kondisi yang diperlukan untuk terjadinya kointegrasi adalah data seri dari masing-masing variabel menunjukkan properti statistik yang sama yaitu terintegrasi pada ordo yang sama yang ditunjukkan oleh adanya hubungan atau kombinasi linear dari seri data yang terkointegrasi tersebut. Suatu variabel dikatakan terintegrasi dengan ordo $I(0)$ jika ia stasioner dalam *level* (*stationary in level form*) yaitu memiliki *variance* dan autokorelasi konstan dengan berjalannya waktu. Sebaliknya, jika suatu variabel tidak stasioner pada tingkat levelnya, maka diferensiasi dapat dilakukan untuk mencapai stasionaritas pada orde diferensiasi tertentu, yang dikenal sebagai stasioner dalam first difference atau second difference (Purba et al., 2025). Penelitian terdahulu banyak menggunakan model *Vector Autoregressive* dan *Vector Error Correction Model* untuk menganalisis peramalan laju inflasi (Lestari et al., 2024). Sebagai contoh, studi mengenai pengaruh inflasi, suku bunga, dan nilai tukar terhadap Indeks Harga Saham Gabungan memanfaatkan pendekatan kuantitatif dengan analisis deret waktu menggunakan model *Vector Error Correction Model*, yang dilengkapi dengan uji stasioneritas, uji lag optimal, uji kointegrasi Johansen, uji Granger causality, serta analisis *Impulse Response Function* dan *Variance Decomposition* (Purba et al., 2025). Pendekatan ini memungkinkan identifikasi hubungan kausalitas antar variabel serta estimasi respons dinamis satu variabel terhadap guncangan pada variabel lain (Utama & Mustika, 2022). Lebih lanjut, metode kointegrasi juga memungkinkan penentuan hubungan ekuilibrium jangka panjang antar variabel non-stasioner, di mana setiap deviasi jangka pendek akan secara bertahap menghilang dan mencapai keseimbangan jangka panjang (Forgenie et al., 2023). Analisis kointegrasi merupakan prasyarat penting untuk menerapkan model koreksi kesalahan, yang efektif dalam menangani data tidak stasioner dan menghindari regresi palsu (*spurious regression*) dengan tetap mempertahankan informasi jangka panjang (Maghfuriyah et al., 2019). Model ECM sangat relevan dalam kasus data tidak stasioner pada tingkat level namun stasioner pada diferensiasi pertama, memungkinkan penelusuran dinamika jangka pendek menuju keseimbangan jangka panjang (Loves et al., 2021) (Handayani & Santosa, 2022).

Kointegrasi semakin mendapat perhatian terutama pada analisis untuk menjelaskan hubungan atau keseimbangan jangka panjang, dan hubungan keseimbangan terjadi jika variabel-variabel yang terdapat di dalam model terkointegrasi. Kondisi yang diperlukan untuk terjadinya kointegrasi adalah data seri dari masing-masing variabel menunjukkan properti statistik yang sama yaitu terintegrasi pada ordo yang sama yang ditunjukkan oleh adanya hubungan atau kombinasi linear dari seri data yang terkointegrasi tersebut. Suatu variabel dikatakan terintegrasi dengan ordo $I(0)$ jika ia stasioner dalam *level* (*stationary in level form*) yaitu memiliki *variance* dan autokorelasi konstan dengan berjalannya waktu (Tambi, 1999). Namun demikian sebagian besar data seri ekonomi terutama harga cenderung mengikuti proses stokastik yang tidak stasioner, yaitu:

$$X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + e_t$$

dengan α adalah konstant *drift*, $\beta=1$, dan e_t adalah komponen kesalahan (*error term*). Jika e_t memiliki nilai rata-rata nol, *variance* konstan dan *covariance* nol maka X_t adalah *random walk* dan dikatakan terintegrasi dengan ordo $I(1)$. Variabel X_t terintegrasi karena merupakan penjumlahan dari nilai dasar X_0 (*base value*) dan perbedaan X sampai waktu

t . Karena β adalah *unity* (satu) maka X dikatakan memiliki akar unit (*unit root*), dan jika X tidak stasioner maka variance menjadi tidak terbatas (*infinite*) dan setiap goncangan (*shock*) tidak menuju pada nilai rata-ratanya (*mean level*). Satu data seri yang tidak stasioner perlu dilakukan *differencing* untuk membuatnya stasioner. X_t dikatakan terintegrasi dengan ordo D_x atau $X_t \sim I(D)$ jika memerlukan *differencing* D_x kali untuk membuatnya stasioner (Tambi, 1999).

Prosedur untuk menguji kointegrasi melalui dua tahap yaitu: (1) Regresi menggunakan OLS standar yang dilakukan pada data level untuk mendapatkan ordo integrasi dari kombinasi linear tertentu. Nilai estimasi error (e) diperoleh melalui

$$e_t = X_t - \alpha - \beta X_{t-1},$$

dengan H_0 bahwa e mengandung *unit root* sehingga merupakan *random walk* diuji dengan H_a bahwa ia stasioner dengan uji DF dan ADF. Uji DF dilakukan berdasarkan OLS untuk regresi

$$\Delta e_t = -\psi e_{t-1} + \epsilon_t$$

dan uji ADF yang analog dengan uji DF didasarkan pada regresi dengan OLS berikut

$$\Delta e_t = -\psi e_{t-1} + \delta \Delta e_{t-1} + \dots + \delta \Delta e_{t-k} + \epsilon_t$$

dimana e_t adalah estimasi tahap pertama dari nilai *lag difference residual error* dan panjang *lag* k untuk mendapatkan *white noise* empiris (Tambi, 1999).

Model data seri yang memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang namun memiliki divergensi jangka pendek dapat diakomodasi dengan representasi perbaikan kesalahan (*error-correction representation*). Model mekanisme perbaikan kesalahan menangkap dinamika jangka pendek dan membuatnya konsisten dengan keseimbangan jangka panjang. Hal ini dilakukan melalui tahap (2) dari prosedur *Engel-Granger* yaitu mengestimasi model perbaikan kesalahan dimana residual dari regresi keseimbangan kointegrasi digunakan sebagai regresor perbaikan kesalahan (*error-correction term*, *ECT*) dengan *lag period* pada model dinamik, yang dinyatakan sebagai,

$$\Delta X_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta X_t^* + \gamma_2 [X_{t-1}^* - X_{t-1}]$$

dengan ΔX_t^* menyatakan perubahan tingkat keseimbangan yang diinginkan (*desired equilibrium level*) dan X_{t-1}^* merupakan bentuk lag dari persamaan hubungan jangka panjang. Persamaan perbaikan kesalahan diestimasi dengan memasukkan regresor ECT_{t-1} untuk menangkap dinamika jangka pendek (Tambi, 1999). Jika variabel-variabel tersebut terkointegrasi maka variabel-variabel tersebut dapat disertakan dalam suatu model mekanisme perbaikan kesalahan (*error correction mechanism*, *ECM*). Tujuannya adalah untuk mendapatkan penjelasan mengenai hubungan keseimbangan jangka panjang dengan memasukkan residual yang diperoleh dari persamaan kointegrasi sebagai *error correction term*, sekaligus mendapatkan informasi dinamika hubungan jangka pendek.

Model Operasional Penelitian menggunakan ECM

Analisis pengaruh *volatile food* terhadap variabel inflasi (IHK) dilakukan dengan mengestimasi paramater model operasional Mekanisme Perbaikan Kesalahan (*Error Correction Mechanism*, *ECM*) berikut:

$$\begin{aligned} \Delta IHK_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta BERAS_t + \alpha_2 \Delta DAYAM_t + \alpha_3 \Delta DAPI_t + \alpha_4 \Delta TELUR_t + \alpha_5 \Delta BAMER_t \\ & + \alpha_6 \Delta BAPUT_t + \alpha_7 \Delta CAMER_t + \alpha_8 \Delta CARAW_t + \alpha_9 \Delta MIGOR_t + \alpha_{10} \Delta GUPAS_t \\ & + \gamma [IHK_{t-1} - \beta_1 BERAS_{t-1} - \beta_2 DAYAM_{t-1} - \beta_3 DAPI_{t-1} - \beta_4 TELUR_{t-1} \\ & - \beta_5 BAMER_{t-1} - \beta_6 BAPUT_{t-1} - \beta_7 CAMER_{t-1} - \beta_8 CARAW_{t-1} \\ & - \beta_9 MIGOR_{t-1} - \beta_{10} GUPAS_{t-1}] + \epsilon_t. \end{aligned}$$

Keterangan

Variabel	Definisi
IHK	Indeks Harga Konsumen
BERAS	Harga beras medium (Rp/kg)
DAYAM	Harga daging ayam (Rp/kg)

DAPI	Harga daging sapi (Rp/kg)
TELUR	Harga telur ayam (Rp/kg)
BAMER	Harga bawang merah (Rp/kg)
BAPUT	Harga bawang putih (Rp/kg)
CAMER	Harga cabe merah (Rp/kg)
CARAW	Harga cabe rawit (Rp/kg)
MIGOR	Harga minyak goreng (Rp/liter)
GUPAS	Harga gula pasir (Rp/kg)

HASIL DAN PEMBAHASAN

Identifikasi Data

Statistik deskriptif dari harga *volatile food* menunjukkan bahwa rata-rata harga bulanan daging per kilogram (sapi dan ayam) adalah yang tertinggi dibanding rata-rata harga pangan folatil lainnya. Namun demikian bersama gula pasir, volatilitas harga ketiga komoditas tersebut tergolong rendah (relatif stabil) seperti ditunjukkan oleh nilai koefisien variasinya lebih kecil dari 7,5 ($c.v. < 7,5$). Di sisi lain volatilitas harga tertinggi terjadi pada kelompok pangan hortikultura strategis (bawang merah, bawang putih, cabe merah, dan cabe rawit) dengan nilai koefisien variasi lebih besar dari 15. Selebihnya tiga komoditas pangan strategis lainnya (beras, telur ayam, dan minyak goreng) memiliki volatilitas harga sedang ($7,5 \leq c.v. \leq 15,0$). Lebih lengkap tentang statistik deskriptif harga *volatile foods* disajikan pada Tabel 3.

Tabel 3. Statistik deskriptif rata-rata harga bulanan komoditas *volatile foods* tahun 2021-2023

	Beras	Dayam	Dapi	Telur	Bamer	Baput	Camer	Caraw	Migor	Gupas
Mean ($\bar{X}$)	10.208	41.977	119.270	27.295	25.263	29.426	38.089	37.498	19.018	14.749
Median	9.900	42.125	119.100	28.050	23.825	27.950	35.925	34.250	19.563	14.700
Maximum	13.000	47.000	120.650	32.250	37.250	39.900	70.000	81.600	25.383	16.700
Minimum	9.400	33.250	118.750	22.500	16.250	23.650	17.250	13.500	14.900	14.000
S.D (σ)	950	2.861	399	3.012	6.645	4.673	12.259	14.952	2.819	606
C.V. ($\sigma/\bar{X}$)*100	9,59	,6,79	0,34	10,74	27,89	16,72	34,12	43,66	14,41	4,12
Skewness	1,53	-0,79	1,80	-0,07	0,41	1,05	0,68	0,61	0,32	0,78
Kurtosis	4,76	4,06	6,46	1,70	1,87	2,85	3,00	3,42	2,74	4,07
Jarque-Bera	18,62	5,40	37,43	2,57	2,92	6,71	2,76	2,53	0,71	5,39
Probability	(0,0001)	(0,0673)	(0,0000)	(0,2765)	(0,2318)	(0,0350)	(0,2519)	(0,2820)	(0,6998)	(0,0674)

Volatilitas: Tinggi : C.V. > 15,0; Sedang: $7,5 \leq C.V. \leq 15,0$; Rendah: C.V. < 7,5

Semua data harga *volatile foods* condong ke kanan kecuali data harga daging dan telur ayam condong kiri. Selain itu data empat harga komoditas (beras, daging ayam, daging sapi, dan gula pasir) memiliki nilai kurtosis relatif besar (lebih dari 3) mengindikasikan variabel tersebut memiliki nilai puncak lebih tinggi dari distribusi normal (*leptokurtic*) dan lainnya lebih rendah dari distribusi normal (*platykurtic*) kecuali harga cabe merah yang terdistribusi normal (*mesokurtic*).

Uji Akar Unit

Uji akar unit dimaksudkan untuk mengetahui apakah data dari masing-masing variabel penelitian bersifat stasioner. Selain itu ia juga digunakan untuk mengetahui ordo integrasi dari masing-masing variabel penelitian. Hasil pengujian akar unit dan

kointegrasi disajikan pada Tabel 4. Dari table tersebut terlihat bahwa semua data penelitian bersifat tidak stasioner pada level, $I(0)$ namun stasioner pada beda pertama, $I(1)$. Penggunaan data level yang tidak stasioner untuk mengestimasi parameter persamaan regresi akan memberikan hasil yang keliru (*spurious*) karena adanya pengaruh *random walk* seperti tren, musim, dan siklus bisnis. Meskipun data *time series* sudah stasioner pada beda pertama (*first difference*) maka regresi dapat dilakukan dengan menggunakan data beda pertama tersebut. Akan tetapi penggunaan data beda pertama yang sudah stasioner tersebut akan menghilangkan informasi jangka panjang dari hubungan antar variabel. Oleh karena itu untuk tetap mendapatkan informasi hubungan jangka panjang tersebut sekaligus mendapatkan informasi dinamika hubungan jangka pendeknya maka digunakan model perbaikan kesalahan (**Error Correction Model, ECM**).

Tabel 4. Uji Akar Unit dan Derajat Integrasi menggunakan Augmented Dickey-Fuller Test

Notasi	Definisi	$I(0)$	$I(1)$	Lag	P-value
Variabel					
CPI	Indeks Harga Konsumen (IHK) NTB	2.7549	-7.0788	0	0.0000
BAMER	Harga bawang merah	-0.7785	-5.8542	0	0.0000
BAPUT	Harga bawang putih	0.8933	-5.8480	0	0.0000
BERAS	Harga beras medium	1.5215	-4.5044	0	0.0000
CAMER	Harga cabe merah	-0.3431	-3.7785	0	0.0004
CARAW	Harga cabe rawit	-0.9799	-6.6633	0	0.0000
DAPI	Harga daging sapi	-0.3521	-7.0467	0	0.0000
DAYAM	Harga daging ayam	-0.1371	-6.5294	0	0.0000
GUPAS	Harga gula pasir	1.4543	-3.6185	0	0.0007
MIGOR	Harga minyak goreng	0.3975	-4.2358	0	0.0001
TELUR	Harga telur ayam	0.0715	-6.9400	0	0.0000

Uji Kointegrasi dan Mekanisme Perbaikan Kesalahan

Jika dua variabel *time series* tidak stasioner $I(1)$ namun kombinasi linearnya adalah stasioner $I(0)$ maka kedua variabel dikatakan terkointegrasi, namun jika kombinasi linearnya tidak stasioner maka kedua variabel tidak terkointegrasi. Uji kointegrasi diawali dengan menemukan hubungan statik antar variabel, yaitu:

$$IHK_t = \beta_0 + \beta_1 BERAS_t + \beta_2 DAYAM_t + \beta_3 DAPI_t + \beta_4 TELUR_t + \beta_5 BAMER_t + \beta_6 BAPUT_t + \beta_7 CAMER_t + \beta_8 CARAW_t + \beta_9 MIGOR_t + \beta_{10} GUPAS_t + \varepsilon_t$$

Setelah dilakukan estimasi menggunakan metode OLS maka diperoleh nilai parameter regresi dari hubungan jangka panjang antara inflasi dengan variabel *volatile foods* disajikan pada Lampiran 1. Hasil estimasi secara statistik sangat memuaskan karena menghasilkan koefisien determinasi yang tinggi ($R^2=90\%$) dan pengaruh variabel independent secara serentak significant pada taraf nyata 5 persen. Hasil estimasi parameter dari persamaan tersebut kemudian digunakan untuk mencari nilai residual ε_t (*error correction term*, ECT) dan diuji stasioneritasnya melalui uji akar unit (Lampiran 2). Pada hipotesis *null* tidak terdapat kointegrasi maka ε_t adalah $I(1)$ series (mengandung akar unit) namun jika ε_t adalah $I(0)$ maka tidak terdapat akar unit. Hasil uji akar unit terhadap residual regresi disajikan pada tabel 6. Hasil pengujian terhadap residual (*error term*) menunjukkan tidak adanya akar unit (stasioner), yang berarti terdapat kointegrasi diantara variabel-variabel penyusun persamaan. Dengan demikian proses selanjutnya untuk mengestimasi parameter dan dinamika hubungan jangka pendek dapat dilakukan

dengan menyertakan *lagged* dari *error term* tersebut seperti disajikan pada persamaan berikut:

$$\Delta IHK_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta BERAS_t + \alpha_2 \Delta DAYAM_t + \alpha_3 \Delta DAPI_t + \alpha_4 \Delta TELUR_t + \alpha_5 \Delta BAMER_t + \alpha_6 \Delta BAPUT_t + \alpha_7 \Delta CAMER_t + \alpha_8 \Delta CARAW_t + \alpha_9 \Delta MIGOR_t + \alpha_{10} \Delta GUPAS_t + ECT(-1)$$

Estimasi parameter dengan menggunakan metode *ordinary least square* (OLS) ditampilkan pada Tabel 5.

Tabel 5. Hasil estimasi parameter hubungan jangka pendek menggunakan metode OLS

Dependent Variable: D(CPI)				
Method: Least Squares				
Date: 08/29/24 Time: 08:18				
Sample (adjusted): 2021M02 2023M12				
Included observations: 35 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BERAS)	0.109186	0.042090	2.594126	0.0162
D(DAYAM)	0.007197	0.004822	1.492556	0.1491
D(DAPI)	-0.017946	0.031539	-0.569016	0.5749
D(TELUR)	0.021013	0.010450	2.010745	0.0562
D(BAMER)	-0.001705	0.002798	-0.609288	0.5483
D(BAPUT)	-0.001947	0.008153	-0.238838	0.8133
D(CAMER)	0.005276	0.002500	2.110098	0.0459
D(CARAW)	-0.001077	0.001244	-0.865576	0.3957
D(MIGOR)	0.009622	0.013735	0.700538	0.4906
D(GUPAS)	-0.121579	0.056536	-2.150492	0.0423
ECT(-1)	-0.338092	0.166755	-2.027476	0.0544
C	28.75922	13.19607	2.179377	0.0398
R-squared	0.594672	Mean dependent var		32.80000
Adjusted R-squared	0.400819	S.D. dependent var		92.53578
S.E. of regression	71.62897	Akaike info criterion		11.64674
Sum squared resid	118006.3	Schwarz criterion		12.18000
Log likelihood	-191.8179	Hannan-Quinn criter.		11.83082
F-statistic	3.067648	Durbin-Watson stat		2.169333
Prob(F-statistic)	0.011261			

Dari tabel tersebut terlihat bahwa hasil estimasi secara statistik cukup memuaskan karena pengaruh variabel independent secara serentak mampu menjelaskan variasi dari nilai IHK dalam jangka pendek sebesar 59% dan signifikan. Selain itu parameter ECT memenuhi syarat kecukupan model yaitu bertanda negatif dengan nilai antara 0 dan 1 serta significant pada taraf nyata 5 persen ($p\text{-value } F\text{-stat} = 0,01$).

Analisis Faktor Volatile Food yang Mempengaruhi Inflasi NTB

Oleh karena asumsi utama regresi linear dan syarat penggunaan model ECM telah terpenuhi maka tahap berikutnya adalah melakukan analisis dan interpretasi hasil estimasi parameter model seperti disajikan pada Tabel 6.

Hubungan Keseimbangan Jangka Panjang (LR Model)

Dari model hubungan keseimbangan jangka panjang pada Tabel 6 terlihat bahwa dengan menggunakan tingkat signifikansi 5 persen maka terdapat tiga komoditi pangan

strategis yang kenaikan harganya berpengaruh signifikan terhadap inflasi propinsi Nusa Tenggara Barat yaitu beras, telur ayam dan minyak goreng. Meskipun ketiga komoditi pangan ini memiliki volatilitas harga relatif moderat namun karena dikonsumsi secara meluas oleh masyarakat setiap hari (terutama beras sebagai pangan pokok) maka kenaikan harga yang terjadi selama periode analisis berpengaruh positif nyata terhadap inflasi daerah.

Tabel 6. Hasil estimasi parameter Model *Error Correction Mechanism* (ECM)

LR Model			SR Model		
Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.
BERAS	0.204768	0.0006	D(BERAS)	0.109186	0.0162
DAYAM	-0.000554	0.9536	D(DAYAM)	0.007197	0.1491
DAPI	-0.000672	0.9919	D(DAPI)	-0.017946	0.5749
TELUR	0.063309	0.0000	D(TELUR)	0.021013	0.0562
BAMER	0.004738	0.2849	D(BAMER)	-0.001705	0.5483
BAPUT	-0.008542	0.3038	D(BAPUT)	-0.001947	0.8133
CAMER	-0.002145	0.5828	D(CAMER)	0.005276	0.0459
CARAW	-0.001950	0.4014	D(CARAW)	-0.001077	0.3957
MIGOR	0.035138	0.0433	D(MIGOR)	0.009622	0.4906
GUPAS	0.073941	0.4876	D(GUPAS)	-0.121579	0.0423
			ECT(-1)	-0.338092	0.0544
C	5788.056	0.4813	C	28.75922	0.0398
R2	0.929388		R2	0.594672	
F-statistic	32.90474		F-statistic	3.067648	
Prob(F-statistic)	0.000000		Prob(F-statistic)	0.011261	
DW	1.540415		DW	2.169333	

Keterangan

Dependen variabel adalah CPI (*Consumer Price Index*) atau Indeks Harga Konsumen (IHK)

LR Model menyatakan hubungan keseimbangan jangka panjang

SR Model menyatakan hubungan dan dinamika jangka pendek

Pada sisi lain kenaikan harga tiga komoditas hortikultura strategis (bawang putih, cabe merah, dan cabe rawit) memiliki pengaruh negatif terhadap inflasi meskipun ketiga komoditas tersebut memiliki volatilitas harga yang tinggi. Namun demikian pengaruh negatif tiga komoditas tersebut tidak signifikan seperti ditunjukkan oleh nilai probabilitas dari parameter tiga variabel tersebut lebih besar dari 5 persen.

Hubungan dan Dinamika Jangka Pendek (*SR Model*)

Tabel 6 juga menunjukkan bahwa terdapat pengaruh positif dan signifikan dari kenaikan harga tiga komoditi pangan utama beras, telur ayam, dan cabe merah besar terhadap inflasi dalam jangka pendek. Sementara itu pengaruh harga gula pasir bersifat negatif dan signifikan terhadap inflasi. Namun seperti halnya pengaruh negatif harga komoditi hortikultura dalam jangka panjang, pengaruh negatif kenaikan harga gula pasir terhadap inflasi jangka pendek juga tidak sesuai dengan prediksi. Penyertaan variabel harga pangan strategis yang berpengaruh negatif terhadap inflasi dan tidak sesuai secara teori dilakukan dengan alasan untuk menghindari eror akibat kesalahan spesifikasi model (*specification error*) karena komoditas tersebut secara teoritis berpengaruh terhadap inflasi. Hal ini diduga karena keterbatasan data *time series* yang digunakan dan perekonomian belum pulih normal dari pengaruh resesi akibat pandemi Covid 19.

Koefisien ECT sebesar -0,338 mengindikasikan bahwa jika terjadi gejala pasokan dan harga yang mengganggu hubungan keseimbangan jangka panjang dari model maka pengaruh gejala tersebut akan terkoreksi 33,8% pada bulan berikutnya. Demikian seterusnya, hasil koreksi pada bulan pertama akan terkoreksi kembali dengan kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*) yang sama hingga tercapai kembali hubungan keseimbangan jangka panjangnya. Hal ini berarti secara teoritis jika terjadi guncangan

yang mengganggu hubungan keseimbangan jangka panjang sebesar 100 persen maka diperlukan waktu sekitar 7,26 bulan untuk mencapai keseimbangan baru.

KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan

Volatilitas harga pangan strategis tertinggi terjadi pada kelompok pangan hortikultura bawang merah, bawang putih, cabe merah, dan cabe rawit dengan nilai koefisien variasi lebih besar dari 15. Tiga komoditas dengan volatilitas sedang adalah beras, telur ayam, dan minyak goreng. Sementara daging sapi, daging ayam dan gula pasir tergolong memiliki volatilitas harga rendah.

Variabel Indeks Harga Konsumen (IHK) dan semua variabel harga *volatile foods* yang digunakan dalam penelitian tidak stasioner pada level namun terintegrasi pada derajat satu, $I(1)$. Pengaruh harga *volatile foods* beras dan telur ayam adalah signifikan terhadap inflasi Nusa Tenggara Barat, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Sementara itu harga minyak goreng hanya berpengaruh dalam jangka panjang sedangkan harga cabe merah dan gula pasir hanya berpengaruh dalam jangka pendek. Terdapat hubungan keseimbangan jangka panjang antara variabel IHK dengan variabel *volatile foods* dengan kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*) sebesar 33,8 persen per bulan jika terjadi goncangan yang mengganggu hubungan keseimbangan jangka panjang tersebut.

Saran

Berdasarkan temuan dan hasil analisis dinamika harga *volatile foods*, maka salah satu implikasi kebijakan yang perlu diperhatikan adalah menjaga stabilitas seluruh harga pangan strategis terutama beras dan telur ayam yang memiliki pengaruh signifikan terhadap inflasi daerah ini, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Untuk itu dibutuhkan kerja sama yang lebih erat antara pemerintah daerah dan Kantor Bank Indonesia Wilayah Mataram baik dalam wadah Tim Pengendalian Inflasi Pangan (TPIP) dan Tim Pengendalian Inflasi Daerah (TPID). Hal ini penting dilakukan untuk penguatan ketahanan pangan strategis melalui perluasan Kerjasama Antar Daerah (KAD). Untuk mencapai hal tersebut diperlukan dukungan data pangan strategis yang akurat baik dari sisi produksi maupun kebutuhan masing-masing daerah. Bhattacharya and Gupta (2015) menemukan bahwa produksi (sebagai mewakili sisi penawaran) secara signifikan mempengaruhi harga pangan domestik. Bukti ini juga ditemukan dalam Durevall, Loening, & Ayalew Birru (2013). Mereka menunjukkan bahwa dalam jangka pendek, produksi pangan mempengaruhi inflasi pangan, menyebabkan penyimpangan besar dari tren harga jangka panjang. Dalam kedua studi tersebut, produksi pangan memiliki korelasi negatif dengan inflasi harga pangan. Impor pangan juga menjadi faktor yang mempengaruhi inflasi pangan dari sisi penawaran (Rad, 2017).

Masalahnya ketersediaan data aliran komoditas pangan strategis yang masuk dan keluar propinsi bukan saja tidak lengkap, namun data yang ada sudah tidak diproduksi lagi oleh lembaga yang berkompeten seperti terlihat pada website NTB satu data. Data-data tersebut mutlak diperlukan untuk membangun neraca pangan daerah yang dengan dukungan infrastruktur Teknologi, Informasi, Komunikasi (TIK) dapat digunakan untuk mengelola harga pangan sekaligus sebagai sistem peringatan dini terhadap potensi inflasi tinggi.

DAFTAR PUSTAKA

- Aulia, A. (2022). Impact of inflation on Main Food Commodities Prices in Central Java (2019-2021). *Journal of Humanities Social Sciences and Business (JHSSB)*, 2(1), 75. <https://doi.org/10.55047/jhssb.v2i1.381>
- Bhattacharya, Rudrani, and Abhijit Sen Gupta. (2015). "Food inflation in India: Causes and consequences." *National Institute of Public Finance and Policy, Working Paper* 151 (2015).
- Chand, Ramesh. (2010) "Understanding the nature and causes of food inflation." *Economic and*
- Dessus, Sébastien, Santiago Herrera, and Rafael De Hoyos. (2008). "The impact of food inflation on urban poverty and its monetary cost: some back-of-the-envelope calculations." *Agricultural Economics* 39: 417-429.
- Durevall, D., Loening, J. L., & Birru, Y. A. (2013). Inflation dynamics and food prices in Ethiopia. *Journal of development economics*, 104, 89-106.
- Faradilla, C., Marsudi, E., & Baihaqi, A. (2021). Analisis Statistik Ketahanan Pangan Terhadap Perubahan Harga Komoditas Pangan Strategis di Indonesia. *Jurnal Agrisep*, 22(1), 53. <https://doi.org/10.17969/agrisep.v22i1.21497>
- Forgenie, D., Khoiriyah, N., Mahase-Forgenie, M., & Adeleye, B. N. (2023). An error-corrected linear approximate almost ideal demand system model for imported meats and seafood in Indonesia. *Heliyon*, 9(11). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e21390>
- Handayani, K., & Santosa, B. (2022). Exchange Rate Analysis: Short-Term and Long-Term Balance. *International Journal of Law Policy and Governance*, 1(1), 15. <https://doi.org/10.54099/ijlpg.v1i1.263>
- Herawati, D., & Wulandari, S. (2024). *Fenomena Kesenjangan Sosial dengan Eksistensi Manusia Silver di Soloraya*.
- Irawati, D. J., Wibowo, R. P., & Ayu, S. F. (2019). The impact of fluctuation of the price of food commodity on inflation in North Sumatera Province. *IOP Conference Series Earth and Environmental Science*, 260(1), 12016. <https://doi.org/10.1088/1755-1315/260/1/012016>
- Kalkuhl, M., Von Braun, J., & Torero, M. (2016). *Food price volatility and its implications for food security and policy* (p. 626). Springer Nature.
- Kumendong, J. S. (2022). *Peta Ketahanan dan Kerentanan Pangan (FSVA) 2023*.
- Lestari, A., Erlikasna, E., Simbolon, R. C., Breta, I., & Daniyal, M. (2024). Dampak Fluktuasi Harga Beras, Bawang Merah, Cabai Terhadap Inflasi. *Jurnal Sosial Ekonomi Pertanian*, 20(2), 219. <https://doi.org/10.20956/jsep.v20i2.35057>
- Loves, L., Usman, M., Warsono, W., Widiarti, & Russel, E. (2021). Modeling Multivariate Time Series by Vector Error Correction Models (VECM) (Study: PT Kalbe Farma Tbk. and PT Kimia Farma (Persero) Tbk). *Journal of Physics Conference Series*, 1751(1), 12013. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1751/1/012013>
- Maghfuriyah, A., Azam, S. M. F., & shukri, S. mohd. (2019). Market structure and Islamic banking performance in Indonesia: An error correction model. *Management Science Letters*, 1407. <https://doi.org/10.5267/j.msl.2019.5.010>
- Purba, A. S., Siswanto, J., Gunawan, S., & Huda, A. N. (2025). Analisis Pengaruh Inflasi, Suku Bunga, dan Kurs Terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) 2019-2024. *Jurnal Akuntansi Keuangan dan Teknologi Informasi Akuntansi*, 6(1), 26. <https://doi.org/10.36085/jakta.v6i1.8224>

- Rad, S. (2017). Relationship Between Inflation and Economic Growth ; Comparative Experience of Italy and Austria, 5(2), 91–102.
- Ramadhan, G. (2009). Analisis Keterkaitan Harga Antar Kelompok Komoditas Pembentuk Inflasi di Sumatera Barat. *Deleted Journal*, 11(3), 233. <https://doi.org/10.21098/bemp.v11i3.338>
- Richards, Timothy J., and Geoffrey M. Pofahl. (2009) "Commodity prices and food inflation." *American Journal of Agricultural Economics* 91.5: 1450-1455.
- Tambi, N. E. (1999). Co-integration and error-correction modelling of agricultural export supply in Cameroon. *Agricultural Economics*, 20(1), 57-67.
- Umaroh, R., & Pangaribowo, E. H. (2020). Welfare Impact of High-Nutrient Food Price Increase on Indonesian Households: Is There Role From Own-Farm Production? *Journal of Indonesian Economy and Business*, 35(1). <https://doi.org/10.22146/jieb.50424>
- Utama, A. N. B., & Mustika, C. (2022). Analisis Hubungan Indeks Harga Saham Komposit dan Tingkat Inflasi di Indonesia pada Masa Pandemi Covid 19 dengan Pendekatan Kausalitas Granger. *Jurnal Manajemen Terapan dan Keuangan*, 11(3), 784. <https://doi.org/10.22437/jmk.v11i03.20396>