

Transmisi Asimetris Harga Tandan Buah Segar (TBS) Domestik dengan Harga *Crude Palm Oil* (CPO) Pasar Domestik

Asymmetric Transmission of Domestic Fresh Fruit Bunch (FFB) Prices to Domestic Market Crude Palm Oil (CPO) Prices

Mia Wananda Varwasih*, Indah Kartika Sandra, Julia Mardalisa M

Universitas Satya Terra Bhinneka, Medan Sunggal, Kota Medan, Sumatera Utara

*Email: mivarwasih@satyaterrabhinneka.ac.id

(Diterima 14-11-2024; Disetujui 15-01-2025)

ABSTRAK

Indonesia merupakan eksportir terbesar *Crude Palm Oil* (CPO) di dunia, namun harga CPO global lebih banyak dipengaruhi oleh permintaan dari negara-negara besar dan fluktuasi di pasar Rotterdam. Hal ini berdampak pada harga Tandan Buah Segar (TBS) domestik yang diterima oleh petani, yang mengikuti pergerakan harga CPO. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis transmisi harga TBS domestik dengan harga CPO di pasar domestik. Data yang digunakan merupakan data sekunder *time series* harga bulanan TBS dan CPO selama 12 tahun (Januari 2010-Desember 2021), dengan metode *Asymmetric Error Correction Model* (AECM). Hasil analisis menunjukkan bahwa terjadi transmisi harga yang asimetris antara harga TBS domestik dan CPO domestik, di mana penurunan harga CPO tidak selalu diikuti dengan penurunan harga TBS. Ketika harga CPO domestik naik, harga TBS domestik membutuhkan waktu lebih lama untuk mengikuti kenaikan tersebut, sedangkan saat harga CPO turun, penyesuaian harga TBS terjadi lebih cepat.

Kata kunci: Asimetris, Harga, Transmisi, Domestik

ABSTRACT

Indonesia is the largest exporter of Crude Palm Oil (CPO) in the world, but global CPO prices are more influenced by demand from large countries and fluctuations in the Rotterdam market. This has an impact on the domestic price of Fresh Fruit Bunches (FFB) received by farmers, which follows the movement of CPO prices. This research aims to analyze the transmission of domestic FFB prices to CPO prices in the domestic market. The data used is secondary time series data of monthly FFB and CPO prices for 12 years (January 2010-December 2021), using the Asymmetric Error Correction Model (AECM) method. The results of the analysis show that there is asymmetric price transmission between domestic FFB prices and domestic CPO, where a decrease in CPO prices is not always followed by a decrease in FFB prices. When domestic CPO prices rise, domestic FFB prices take longer to follow the increase, whereas when CPO prices fall, FFB price adjustments occur more quickly.

Keywords: Asymmetric, Price, Transmission, Domestic

PENDAHULUAN

Produksi minyak sawit mentah (CPO) Indonesia pada 2023 mencapai sekitar 50,07 juta ton, mengalami peningkatan 6,67% dari produksi pada tahun 2022 yang sebesar 46,73 juta ton (Kementan RI, 2016). Dari jumlah ini, konsumsi dalam negeri juga naik menjadi 23,13 juta ton, terutama didorong oleh kebijakan biodiesel B35 yang meningkatkan penggunaan minyak sawit untuk energi domestik. Meski demikian, ekspor CPO dan produk turunannya sedikit menurun dari 33,15 juta ton pada 2022 menjadi 32,21 juta ton pada 2023, dengan penurunan terbesar ke Uni Eropa, sedangkan ekspor ke negara seperti Tiongkok, India, dan Afrika justru mengalami peningkatan (GAPKI, 2023). Indonesia tetap menjadi eksportir *Crude Palm Oil* (CPO) terbesar di dunia dengan produksi mencapai 50,07 juta ton pada 2023. Pangsa pasar ekspor Indonesia di sektor ini sekitar 56-58%, sementara Malaysia, pesaing utama, menyumbang sekitar 30% dari ekspor global, dan negara-negara lain mengisi sisa pangsa pasar (Kementan RI, 2016). Meski mendominasi ekspor, Indonesia belum mampu sepenuhnya memengaruhi harga pasar CPO global, yang cenderung dipengaruhi oleh permintaan dari negara-negara besar seperti India dan Tiongkok, serta fluktuasi harga di pasar Rotterdam sebagai acuan utama padahal komoditas perkebunan yang dijalankan petani kecil mendukung pembangunan daerah (Putra & Siahaan, 2024). Perubahan harga internasional ini

berdampak langsung pada harga Tandan Buah Segar (TBS) yang diterima petani di dalam negeri, mengingat harga TBS mengikuti pergerakan harga CPO global.

Indonesia, sebagai produsen utama minyak sawit, menghadapi tantangan signifikan dalam transmisi harga TBS domestik yang asimetris dengan harga CPO di pasar domestik (Azwar, 2016). Keterkaitan antara harga TBS dan harga CPO sangat penting bagi keberlanjutan ekonomi petani kelapa sawit, terutama karena mayoritas petani adalah kecil lebih rentan terhadap fluktuasi harga (Novasari et al., 2024; Varwasih et al., 2023). Saat harga CPO meningkat, harga TBS cenderung tidak mengalami kenaikan yang sebanding, sedangkan ketika harga CPO jatuh, penurunan harga TBS sering kali terjadi lebih cepat dan dalam proporsi yang lebih besar (Zuhdi et al., 2021). Asimetri ini menciptakan tantangan bagi petani, terutama yang berskala kecil, yang sangat bergantung pada pendapatan dari penjualan TBS. Asimetri harga ini diperparah oleh struktur pasar yang oligopsoni, di mana beberapa perusahaan besar mendominasi pengolahan CPO, sehingga mengurangi kekuatan tawar petani (Bogheiry et al., 2023). Ketergantungan pada pasar ekspor memperburuk volatilitas harga domestik, yang sering kali tidak mencerminkan kondisi lokal (Gnagne et al., 2024; Fariz et al., 2023).

Penelitian mengenai transmisi asimetris harga antara TBS domestik dan CPO domestik telah menarik perhatian peneliti di bidang agrikultur dan ekonomi, terutama karena Indonesia adalah produsen utama minyak sawit dunia. Transmisi asimetris merujuk pada ketidakseimbangan harga di mana perubahan harga di tingkat CPO tidak selalu ditransmisikan secara proporsional pada harga TBS, baik dalam kenaikan maupun penurunan. Beberapa penelitian menunjukkan bahwa transmisi harga pada industri minyak sawit sering kali bersifat asimetris. Zuhdi et al., (2021) mengamati bahwa ketika harga CPO internasional meningkat, harga TBS domestik tidak selalu naik dalam proporsi yang sama, sementara penurunan harga CPO cenderung menyebabkan harga TBS turun lebih cepat (Chrisnawan & Norita, 2017). Studi ini mengindikasikan bahwa ketidakseimbangan kekuatan tawar antara petani kecil dan perusahaan besar menjadi penyebab utama dari transmisi harga yang asimetris ini (Siahaan et al., 2024), karena perusahaan pengolah CPO memiliki kekuatan lebih dalam menentukan harga beli TBS.

Penelitian sebelumnya juga sering menggunakan metode *Error Correction Model* (ECM) atau *Asymmetric Error Correction Model* (AECM) untuk menganalisis transmisi harga, yang memungkinkan pemisahan efek jangka pendek dan jangka panjang antara variabel harga. Metode ini berguna untuk mengidentifikasi apakah transmisi harga bersifat simetris atau asimetris dalam jangka waktu tertentu, serta bagaimana pola penyesuaian harga terjadi antara harga CPO dan TBS domestik. Misalnya, Salma Raivana & Sani (2024) mengamati bahwa transmisi harga yang asimetris ini tidak hanya disebabkan oleh pasar oligopsoni, tetapi juga faktor eksternal seperti kebijakan perdagangan internasional yang berperan penting dalam memengaruhi harga.

Beberapa studi lain menyebutkan bahwa asimetri dalam transmisi harga ini diperburuk oleh ketergantungan yang tinggi terhadap ekspor. Fluktuasi harga internasional yang tidak stabil menyebabkan harga domestik tidak selalu mencerminkan kondisi pasar dalam negeri. Penelitian oleh Ekananda (2023) menunjukkan bahwa negara produsen yang sangat bergantung pada pasar ekspor lebih rentan terhadap volatilitas harga yang tidak mencerminkan kondisi lokal. Faktor ini berimplikasi besar pada petani kecil di Indonesia yang sering kali mengalami ketidakstabilan pendapatan akibat perubahan harga yang cepat di tingkat pasar global. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis mekanisme transmisi harga TBS domestik terhadap harga CPO di pasar domestik, serta mengidentifikasi pola asimetris yang ada.

METODE PENELITIAN

Jenis data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh dari berbagai sumber seperti laporan, jurnal, situs web, dan dokumen publikasi. Data yang dianalisis merupakan data sekunder berupa *time series* harga bulanan TBS dan CPO domestik. Rentang waktu yang dicakup dalam penelitian ini adalah selama 144 bulan, atau 12 tahun, dari Januari 2010 hingga Desember 2021.

Tabel 1. Jenis dan Sumber Data yang Digunakan Dalam Penelitian

No	Jenis Data	Satuan	Sumber
1.	Harga TBS domestik	Rp/kg	Badan Pusat Statistik
2.	Harga CPO domestik	US\$/Ton	Badan Pusat Statistik

Penelitian ini menggunakan metode analisis kuantitatif, menggunakan *Software Microsoft excel 2016* dan *views 12*. Metode analisis yang akan digunakan pada penelitian ini adalah *Asymmetric Error Correction Model (AECM)*. Von Cramon-Taubadel dan Loy (1996) menyatakan melalui analisis ECM, pola jangka panjang dan jangka pendek dapat dibedakan. Sebelum melakukan estimasi transmisi harga, terdapat beberapa langkah prosedural yang diterapkan dalam analisis ini, antara lain sebagai berikut:

Uji Stasioner data

Uji stasioneritas data akan dilakukan dengan menggunakan *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* pada tingkat yang sama, baik itu level maupun perbedaan, untuk menentukan tingkat stasionernya. Berikut adalah persamaan umum untuk uji ADF:

$$\Delta P_t = a_0 + \gamma P_{t-1} + \sum_i^j a_i \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

Dimana:

- P_t = Harga pada periode ke-t
- P_{t-1} = Harga 1 bulan sebelumnya
- ΔP_{t-i} = $P_t - P_{t-1}$
- a_0, γ, β_i = Koefisien parameter
- ε_t = *Error* Persamaan
- t = *Trend Waktu*

Hipotesis statistik yang diuji adalah $H_0: \gamma = 0$, yang menunjukkan bahwa data *time series* bersifat tidak stasioner. Sebaliknya, jika $H_1: \gamma \neq 0$, maka data tersebut dianggap stasioner. Proses pendiferensian dapat dilakukan beberapa kali pada data yang tidak stasioner hingga diperoleh data yang stasioner pada tingkat yang sama.

Penentuan Lag Optimal

Dalam analisis data *time series*, penentuan lag yang optimal sangat krusial karena efek dari kebijakan ekonomi seringkali membutuhkan waktu untuk dapat terlihat dan dirasakan, tidak selalu berdampak langsung pada aktivitas ekonomi. Beberapa kriteria digunakan untuk menentukan panjang lag yang optimal, termasuk *Akaike Information Criterion (AIC)*, *Schwarz Information Criterion (SC)*, *Hannan-Quinn Information Criterion (HQ)*, dan *Final Prediction Error (FPE)*. Model yang dihasilkan akan semakin mendekati realitas ketika nilai dari kriteria tersebut rendah. Dalam penelitian ini, *Final Prediction Error (FPE)* dijadikan sebagai kriteria untuk menentukan lag optimal (Dinul et al., 2024).

Uji Kointegrasi

Hubungan kointegrasi yang terjadi antar variabel dapat diketahui berdasarkan dua uji statistik yaitu *trace statistic* ($\lambda_{trace} (\tau)$) dan *maximum eigenvalue test* (λ_{max}), dimana yang dituliskan dengan persamaan berikut:

$$\lambda_{trace} (r) = -T \sum \ln (1 - \lambda_1) \dots\dots\dots (2)$$

$$\lambda_{max} (r, r + 1) = -T \sum \ln (1 - \lambda_{r+1}) \dots\dots\dots (3)$$

Uji Kausalitas

Dalam analisis transmisi harga, pengujian kausalitas dilakukan untuk mengidentifikasi arah hubungan sebab-akibat antara variabel. Dalam penelitian ini, uji kausalitas digunakan untuk menentukan sumber transmisi harga TBS, apakah berasal dari petani, pasar domestik, atau pasar internasional. Model kausalitas standar ini kemudian diperluas oleh Granger (1987) dengan pendekatan koreksi kesalahan, yang memungkinkan analisis lebih mendalam terhadap dinamika antara variabel. Penelitian oleh Adelia Dwi Rahmawati et al., (2023) juga menyatakan bahwa pengujian kausalitas sangat penting untuk memahami interaksi antarvariabel dalam konteks ekonomi, dan membantu dalam merumuskan kebijakan yang lebih efektif

Adapun uji kausalitas antara harga TBS dan harga CPO domestik menggunakan persamaan berikut:

$$\Delta P_{TBS} = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{PTBS} \Delta P_{TBS} + \sum_{i=1}^n \beta_{PCPOD} \Delta P_{PCPOD} + \pi_1 ECT_{t-1} + e_{1t} \dots\dots\dots (4)$$

$$\Delta PCPOD_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{PCPOD} \Delta PCPOD_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{PTBS} \Delta PTBSD_{t-i} + \pi_2 ECT_{t-1} + e_{1t} \dots \dots \dots (5)$$

Interpretasi:

- Jika $\pi_1 \neq 0$ dan $\pi_2 \neq 0$ maka terdapat hubungan kausalitas jangka panjang dua arah ($PTBS \leftrightarrow PTBSD$, $PTBSD \leftrightarrow PCPOD$ dan $PCPOD \leftrightarrow PCPOI$).
- Jika $\pi_1 \neq 0$ dan $\pi_2 = 0$ maka terdapat hubungan kausalitas jangka panjang satu arah ($PTBS \rightarrow PCPOD$ dan $PCPOD \rightarrow PCPOI$) ($PTBS \rightarrow PTBSD$, $PTBS \rightarrow PCPOD$ dan $PCPOD \rightarrow PCPOI$).
- Jika $\pi_1 = 0$ dan $\pi_2 \neq 0$ maka terdapat hubungan kausalitas jangka panjang satu arah ($PTBS \rightarrow PCPOD$ dan $PCPOD \rightarrow PCPOI$) ($PTBS \rightarrow PTBSD$, $PTBS \rightarrow PCPOD$ dan $PCPOD \rightarrow PCPOI$).

Metode kausalitas Granger digunakan untuk menganalisis apakah pergerakan harga di tingkat hulu (*farm gate*) dipengaruhi oleh pergerakan harga di tingkat hilir (konsumen) atau sebaliknya, apakah pergerakan harga di tingkat hulu dipengaruhi oleh transaksi yang terjadi di tingkat hilir antara pelaku pasar. Untuk melakukan uji kausalitas, nilai probabilitas dan taraf signifikan yang ditetapkan dibandingkan. Jika nilai probabilitas lebih kecil dari taraf signifikan yang digunakan, maka H_0 ditolak. Sebaliknya, jika nilai probabilitas lebih besar, maka H_0 diterima. Penelitian oleh *Engle* dan *Granger* (1987) menunjukkan bahwa analisis ini penting untuk memahami dinamika pasar dan interaksi antara harga di berbagai tingkatan

Uji Asimetri

Pengembangan AECM oleh *Von Cramon-Taubadel* dan *Loy* (1996) digunakan untuk menganalisis asimetri harga. Dalam model asimetri harga, terdapat perbedaan antara pola jangka pendek dan jangka panjang. Jika asimetri harga hanya muncul dalam jangka pendek, hal ini menunjukkan bahwa transmisi harga lebih dipengaruhi oleh biaya penyesuaian. Namun, jika transmisi asimetris terjadi pada kedua jangka waktu, baik pendek maupun panjang, maka dapat disimpulkan bahwa asimetri harga disebabkan oleh penyalahgunaan kekuatan pasar.

Adapun model persamaan AECM antara harga TBS domestik dan harga CPO domestik menggunakan persamaan berikut:

$$\Delta PTBSD_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{11}^- \Delta PTBSD_{t-i}^- + \sum_{i=0}^n \beta_{12}^- \Delta PCPOD_{t-i}^- + \pi_1 ECT_{t-1}^- + \sum_{i=1}^n \beta_{21}^+ \Delta PTBSD_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^n \beta_{22}^+ \Delta PCPOD_{t-i}^+ + \pi_2 ECT_{t-1}^+ + \varepsilon_t \dots \dots (6)$$

$$\Delta PCPOD_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{11}^- \Delta PCPOD_{t-i}^- + \sum_{i=0}^n \beta_{12}^- \Delta PTBSD_{t-i}^- + \pi_1 ECT_{t-1}^- + \sum_{i=1}^n \beta_{21}^+ \Delta PCPOD_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^n \beta_{22}^+ \Delta PTBSD_{t-i}^+ + \pi_2 ECT_{t-1}^+ + \varepsilon_t \dots \dots (7)$$

Keterangan:

- PTBSD = Harga TBS domestik pada periode t (Rp/kg)
- $PTBSD_{t-1}$ = Harga TBS domestik pada periode sebelumnya (Rp/kg)
- PCPOD = Harga CPO domestik pada periode t (Rp/kg)
- $PCPOD_{t-1}$ = Harga CPO domestik pada periode sebelumnya (Rp/kg)
- α = Intersep
- β = Parameter dinamika jangka pendek
- π = Parameter dinamika jangka panjang
- ECT = $\omega_{t-1}(\beta) = \beta_1 PTBS_{t-1} - \lambda - \beta_1 PTBS_{t-1} - \beta_1 PTBSD_{t-1} - \beta_1 PCPOD_{t-1} - \beta_2 PCPOI_{t-1}$
 = Hubungan keseimbangan jangka panjang antar pasar (ECT)
- ε = Residual
- t = Trend waktu

Uji Wald

Untuk membuktikan adanya asimetri dalam transmisi harga, diperlukan uji *Wald*, yang dilakukan dengan membandingkan signifikansi antara koefisien positif dan koefisien negatif. Indikasi adanya penyalahgunaan kekuatan pasar dapat dianalisis melalui koefisien jangka panjang atau koefisien

Error Correction Term (ECT). Jika koefisien tersebut signifikan, hal ini menunjukkan bahwa terjadi transmisi harga asimetris dalam jangka panjang akibat adanya penyalahgunaan kekuatan pasar.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Transmisi harga merupakan analisis yang menggambarkan bagaimana harga saling memengaruhi antara satu pasar dengan pasar lainnya. Perubahan harga, baik itu akibat *shock* positif (kenaikan harga) maupun *shock* negatif (penurunan harga), dapat berdampak pada pergerakan harga di pasar tertentu. Dalam penelitian ini, transmisi harga dianalisis melalui hubungan antara harga TBS domestik dengan CPO domestik. Sebelum melanjutkan dengan analisis transmisi asimetris harga TBS dan CPO menggunakan model AECM, dilakukan terlebih dahulu pengujian *pra-estimasi*.

1. Stasioneritas

Pengujian stasioneritas data harga TBS dan CPO dilakukan menggunakan Uji ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) untuk setiap tingkat harga. Data harga diuji stasionernya dalam berbagai kondisi, termasuk pada level, *first difference*, dan seterusnya. Jika data tidak menunjukkan stasioneritas pada level $I(0)$, maka akan dilakukan pengujian kembali pada tingkat *first difference* $I(1)$ dan terus dilanjutkan hingga diperoleh data yang stasioner.

Tabel 2. Hasil Uji Stasioneritas Data Harga TBS dan CPO Tingkat Petani, Domestik dan Internasional

Variabel	Level		First Difference	
	Nilai ADF	Keterangan	Nilai ADF	Keterangan
Harga TBS petani swadaya Jambi	-0.89 [0.78]	tidak stasioner	-9.00 [0.00] *	stasioner
Harga TBS domestik	-0.81 [0.81]	tidak stasioner	-9.29 [0.00] *	stasioner
Harga CPO domestik	-0.16 [0.93]	tidak stasioner	-9.57 [0.00] *	stasioner
Harga CPO internasional	0.52 [0.98]	tidak stasioner	-9.57 [0.00] *	stasioner

Keterangan: *stasioner, pada taraf nyata 5%

Hasil uji ADF menunjukkan bahwa variabel harga TBS domestik dan CPO di tingkat domestik tidak stasioner pada level $I(0)$. Ini terlihat dari nilai mutlak uji statistik ADF yang lebih kecil daripada nilai kritis *McKinnon* untuk ketiga variabel tersebut. Karena data pada level $I(0)$ tidak stasioner, dilakukan pengujian kembali pada *first difference* I untuk mengevaluasi stasioneritas. Pada tahap *first difference* I, terlihat bahwa variabel harga TBS domestik, serta harga CPO domestik menunjukkan stasioneritas. Hal ini dibuktikan dengan nilai mutlak uji statistik ADF yang lebih besar daripada nilai kritis *McKinnon* dan nilai probabilitas yang signifikan pada taraf 1%.

2. Penentuan Lag Optimal

Tabel 3 Penentuan Lag Optimal Harga TBS Domestik dan CPO Domestik

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2197.234	NA	1.90e+11	31.64366	31.68588	31.66081
1	-1890.798	599.6438	2.44e+09	27.29206	27.41873*	27.34354
2	-1882.034	16.89802	2.28e+09	27.22351	27.43463	27.30930
3	-1879.452	4.904382	2.33e+09	27.24391	27.53947	27.36402
4	-1868.404	20.66598*	2.10e+09*	27.14250*	27.52250	27.29692*
5	-1866.469	3.562106	2.17e+09	27.17222	27.63667	27.36096

Keterangan: *indicates lag order selected by the criterion

Tabel 3 menunjukkan kandidat lag optimal yang ditandai dengan tanda bintang. Berdasarkan hasil uji lag optimal harga TBS domestik dan CPO domestik diperoleh kandidat lag yaitu lag 1 dan lag 4. Kriteria SC menyarankan lag optimal pada Lag 1, sedangkan LR, FPE, AIC dan HQ menyarankan lag 4, untuk menentukan lag terpilih dari 2 kandidat lag tersebut digunakan kriteria yang memiliki nilai terkecil dari kriteria yang lainnya. Kriteria yang memiliki nilai terkecil adalah kriteria FPE, dengan demikian lag optimal yang terpilih adalah lag 4.

3. Uji Kointegrasi

Kointegrasi merujuk pada hubungan jangka panjang antar variabel yang, meskipun masing-masing tidak stasioner, dapat membentuk kombinasi linier yang bersifat stasioner (Pahlepi et al., 2024). Dalam konteks analisis data, konsep ini penting karena menunjukkan bahwa meskipun data individu

tidak stabil, ada kemungkinan hubungan yang stabil di antara mereka dalam jangka panjang. Apabila dua variabel awalnya tidak stasioner sebelum proses *differencing* tetapi menjadi stasioner setelahnya, maka kemungkinan besar terdapat kointegrasi di antara keduanya, yang menunjukkan adanya hubungan jangka panjang. Hal ini menunjukkan bahwa meskipun variabel tersebut berfluktuasi secara individual, terdapat keterkaitan stabil yang terjaga dalam jangka waktu yang lebih lama (Shantika Martha, 2019).

Tabel 4 Uji Kointegrasi Harga TBS Domestik dan CPO Domestik

Jumlah Persamaan Kointegrasi	<i>Trace Statistic</i>	Nilai Kritis <i>Trace Statistic</i> (5%)	<i>Max-Eigen Statistic</i>	Nilai Kritis <i>Max-Eigen Statistic</i> (5%)
None	23.63084*	12.32090	23.00199*	11.22480
At most 1	0.628854	4.129906	0.628854	4.129906

Keterangan: *nyata pada taraf nyata 5%

Berdasarkan Tabel 4 dapat dilihat bahwa nilai *trace statistic* dan *max-eigen statistic* memiliki nilai yang lebih besar dari nilai kritis 5%, jika nilai *trace statistic* dan *max-eigen statistic* lebih besar dari nilai kritis maka dapat disimpulkan ada hubungan kointegrasi. Artinya bahwa terdapat hubungan kointegrasi jangka panjang antara pasar TBS domestik dengan CPO domestik.

4. Uji Kausalitas

Pengujian kausalitas bertujuan untuk menentukan arah transmisi harga, yaitu apakah asalnya berasal dari sisi penawaran atau produsen (hulu) atau dari sisi permintaan atau konsumen (hilir). Analisis ini penting untuk mengidentifikasi apakah perubahan harga disebabkan oleh perubahan permintaan (transmisi dari hilir ke hulu) atau oleh perubahan penawaran (transmisi dari hulu ke hilir). Dalam penelitian ini, uji kausalitas dilaksanakan menggunakan *Granger Causality Test*, yang dapat dilihat pada Tabel 5.

Tabel 5. Uji Kausalitas Harga TBS Petani Swadaya Provinsi Jambi, TBS Domestik, CPO Domestik dan CPO Internasional

Hubungan	Jumlah Lag	<i>P-value</i>		Hasil Kausalitas
		Hub. 1	Hub. 2	
Harga ditingkat Petani Swadaya Provinsi Jambi (TBS) → ditingkat domestik (TBSD)	2	0.1218	0.0315*	TBS → TBSD
Harga ditingkat TBSD → CPOD	4	0.0096*	0.0004*	CPOD → TBSD TBSD → CPOD
Harga ditingkat Domestik (CPOD) → internasional (CPOI)	2	0.3731	0.0000*	CPOI → CPOD

Keterangan: Nyata pada Taraf 5%

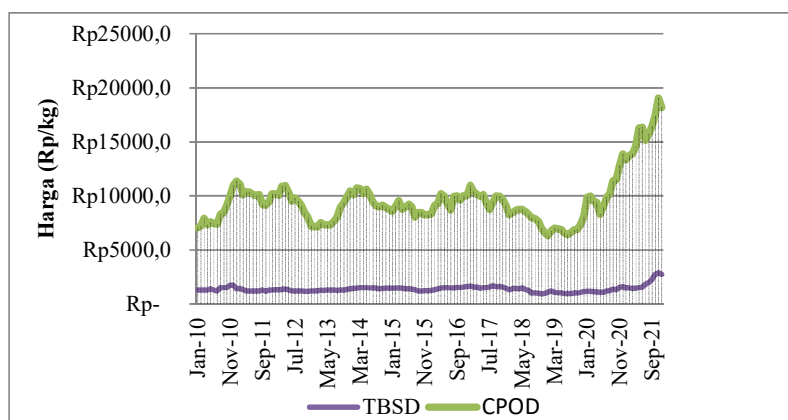
Transmisi harga antara harga TBS domestik dan CPO domestik bersifat dua arah (TBSD ↔ CPOD), yang menunjukkan bahwa fluktuasi harga pada TBS domestik dapat memengaruhi harga CPO domestik, dan sebaliknya, perubahan harga pada CPO domestik juga akan berpengaruh pada TBS domestik. Di sisi lain, hubungan antara harga TBS petani swadaya di Provinsi Jambi dan harga TBS domestik bersifat satu arah; artinya, perubahan harga TBS petani swadaya ditransmisikan ke harga TBS domestik, tetapi tidak berlaku sebaliknya (TBS → TBSD). Demikian juga, hubungan satu arah terlihat antara harga CPO domestik dan harga CPO internasional, di mana harga CPO internasional memengaruhi harga CPO domestik, tetapi tidak sebaliknya (CPOD ← CPOI).

Pada penelitian ini pengujian transmisi asimetris diasumsikan terjadi satu arah yaitu dari petani ke domestik, artinya arah transmisi harga berasal dari hulu yaitu petani. Asumsi ini memperhatikan penelitian Stone & Rahimifard (2018), bahwa komoditas pertanian pada umumnya stabil kecuali jika terjadi gangguan pada sisi penawaran (*supply*) seperti gagal panen karena cuaca dan iklim serta gangguan distribusi. Menurut Hilmiyah & Supriono (2022) sisi permintaan komoditas pertanian cenderung stabil, meskipun ada tekanan dari sisi permintaan namun relatif lebih rendah. Tekanan dari sisi permintaan bersumber dari peningkatan jumlah penduduk dan pendapatan (*income*), dimana

kedua faktor tersebut dapat ditekan dibandingkan faktor cuaca dan iklim yang memengaruhi sisi penawaran (*supply*). Selain itu menurut Maslahatul & Waffiyah (2024) kebutuhan bahan baku baik ekspor maupun konsumsi domestik bergantung pada tingkat produksi yang dihasilkan petani. Hal ini menunjukkan bahwa permintaan sangat bergantung terhadap produksi TBS ditingkat petani.

Penelitian terbaru mengenai transmisi harga menekankan bahwa mekanisme ini sangat dipengaruhi oleh struktur pasar dan kondisi pasar global. Dalam konteks harga Tandan Buah Segar (TBS) dan Crude Palm Oil (CPO), transmisi harga sering kali tidak bersifat simetris. Misalnya, Manurung et al., (2019) menunjukkan bahwa pajak ekspor Indonesia bertujuan untuk menstabilkan harga domestik CPO, namun transmisi harga antara pasar internasional dan domestik tetap tidak sepenuhnya seimbang, yang berdampak pada harga TBS di tingkat petani (Kholid Mawardi, 2023).

Harga antara TBS domestik dengan CPO memiliki pola pergerakan yang relatif sama. Pada Gambar 1 pergerakan harga CPO domestik diikuti oleh pergerakan harga TBS domestik. Namun pergerakan tidak selalu dalam waktu yang bersamaan. Pada bulan Oktober 2010 – Desember 2010 harga CPO domestik mengalami bergerak naik diikuti oleh harga TBS domestik. Kemudian pada bulan Januari 2011 harga CPO terus bergerak naik, sebaliknya harga TBS domestik bergerak turun.



Gambar 1. Pergerakan Harga TBS Domestik dan CPO Domestik
Sumber: Badan Pusat Statistik (2023) dan UN Comtrade (2023)

Hal serupa terjadi dalam kondisi yang berkembalian pada bulan Juli 2018 – November 2018 saat harga CPO domestik bergerak turun diikuti oleh harga TBS domestik, namun harga CPO domestik terus turun sampai Januari 2019 sebaliknya sejak Desember 2019 harga TBS domestik bergerak naik. Harga CPO domestik baru bergerak naik pada Februari 2019. Kenaikan harga yang di pasar CPO domestik yang baru direspon pada Februari 2019 ini menunjukkan telah terjadi transmisi harga yang asimetri diantara kedua pasar, karena masih membutuhkan waktu untuk menyesuaikan perubahan harga di level pasar yang lebih tinggi.

Pada jangka pendek hubungan pasar TBS domestik – pasar CPO domestik dilihat dari variabel bebas, yaitu variabel $\Delta TBSD_t$ adalah nilai koefisien harga TBS ditingkat domestik ketika harga turun (*shock* negatif) pada periode t, sedangkan $\Delta TBSD_t^+$ adalah nilai koefisien harga TBS ditingkat domestik ketika harga naik (*shock* positif) pada periode t. $\Delta TBSD_{t-1}^-$, $\Delta TBSD_{t-2}^-$, $\Delta TBSD_{t-3}^-$ dan $\Delta TBSD_{t-4}^-$ yaitu nilai koefisien harga TBS ditingkat domestik pada periode satu dan dua bulan sebelumnya pada saat harga turun (*shock* negatif), sedangkan $\Delta TBSD_{t-1}^+$, $\Delta TBSD_{t-2}^+$, $\Delta TBSD_{t-3}^+$ dan $\Delta TBSD_{t-4}^+$ yaitu nilai koefisien harga TBS ditingkat domestik pada periode satu, dua, tiga dan tiga bulan sebelumnya pada saat harga naik (*shock* positif).

Tabel 6. Estimasi Transmisi Harga Asimetri ECM pada Pasar TBS Domestik → CPO domestik

Variabel	Koefisien	P-value
Intersep	-343.2057	0.0376*
$\Delta CPOD_{t-1}^+$	0.717625	0.0265*
$\Delta CPOD_{t-2}^+$	0.393956	0.2411
$\Delta CPOD_{t-3}^+$	0.136148	0.6826
$\Delta CPOD_{t-4}^+$	0.492638	0.1388

$\Delta\text{CPOD}^-_{t-1}$	0.000507	0.0398*
$\Delta\text{CPOD}^-_{t-2}$	0.000560	0.0314*
$\Delta\text{CPOD}^-_{t-3}$	0.000155	0.5507
$\Delta\text{CPOD}^-_{t-4}$	0.000500	0.0574
ΔTBSD^+	5.565680	0.0004*
$\Delta\text{TBSD}^+_{t-1}$	1.190441	0.4568
$\Delta\text{TBSD}^+_{t-2}$	3.020278	0.0930
$\Delta\text{TBSD}^+_{t-3}$	-0.687748	0.7594
$\Delta\text{TBSD}^+_{t-4}$	0.325927	0.8848
ΔTBSD^-	0.011578	0.0159*
$\Delta\text{TBSD}^-_{t-1}$	-0.000460	0.9235
$\Delta\text{TBSD}^-_{t-2}$	0.009009	0.0915
$\Delta\text{TBSD}^-_{t-3}$	-0.003962	0.6997
$\Delta\text{TBSD}^-_{t-4}$	-0.001523	0.8826
ECT^+	0.015400	0.6661
ECT^-	9.86×10^{-6}	0.8200
R ²	0.346377	
Adj R ²	0.235593	
F-Stat	3.126607	0.00000*
DW-Stat	1.934237	

Keterangan: *nyata pada taraf 5%

Pada periode t-1, t-2, t-3 dan t-4 harga TBS ditingkat domestik ketika harga turun ataupun naik, perubahan harga TBS ditingkat domestik tidak berpengaruh terhadap harga CPO ditingkat domestik. Pada hubungan transmisi jangka panjang antara harga TBS ditingkat domestik dengan harga CPO ditingkat domestik dapat dilihat dari nilai ECT. Berdasarkan nilai ECT harga TBS ditingkat domestik dengan CPO ditingkat domestik menunjukkan kesamaan nilai koefisien ECT^+ dan ECT^- , Nilai koefisien ECT^+ dan ECT^- bernilai positif yaitu 0.01 dan 9.8. Nilai koefisien ECT^+ yang bernilai positif 0.01 bermakna bahwa penyimpangan harga dalam jangka pendek tidak terkoreksi kembali ke keseimbangan jangka panjangnya. Dengan kata lain penyimpangan harga diatas garis keseimbangan berupa penurunan harga TBS ditingkat domestik dalam jangka pendek tidak akan terkoreksi kembali menuju keseimbangan (*equilibrium*) jangka panjangnya. Artinya pada saat harga TBS ditingkat domestik turun maka harga CPO di domestik tidak ikut menyesuaikan turun. Nilai ECT^- yang bernilai positif yaitu 0.001 bermakna bahwa penyimpangan harga dalam jangka pendek tidak terkoreksi kembali ke keseimbangan jangka panjangnya. Artinya penyimpangan harga di bawah garis keseimbangan berupa kenaikan harga TBS domestik tidak akan terkoreksi kembali menuju keseimbangan jangka panjangnya (harga CPO domestik tidak menyesuaikan naik).

Tabel 7 Uji wald harga TBS domestik → CPO domestik

Wald Test	Variabel	P-value
TBSD→CPOD	$H_0 \text{ECT}^+ = \text{ECT}^-$	0.6652
	$H_0 \Delta\text{TBSD}^+ = \Delta\text{TBSD}^-$	0.0003*
	$H_0 \Delta\text{TBSD}^+_{t-1} = \Delta\text{TBSD}^-_{t-1}$	0.4540
	$H_0 \Delta\text{TBSD}^+_{t-2} = \Delta\text{TBSD}^-_{t-2}$	0.0000*
	$H_0 \Delta\text{TBSD}^+_{t-3} = \Delta\text{TBSD}^-_{t-3}$	0.7593
	$H_0 \Delta\text{TBSD}^+_{t-4} = \Delta\text{TBSD}^-_{t-4}$	0.8836

Keterangan: *nyata pada taraf 5%

Berdasarkan uji asimetris dengan *wald test* dari model AECM harga TBSD→CPOD, hubungan jangka pendek harga TBSD terhadap CPOD menunjukkan hubungan asimetri karena nilai *p-value wald test* kurang dari taraf nyata 5%. Hal ini bermakna respon kenaikan atau penurunan CPOD terhadap TBSD direspon dengan magnitudo yang sama besar. Kemudian pada hubungan jangka panjang dapat dilihat dari nilai koefisien ECT. Dari hasil *wald test* koefisien ECT^+ dan ECT^- signifikan atau bersifat asimetri, artinya dalam jangka panjang transmisi harga antara pasar CPOD ke TBSD terjadi hubungan asimetri. Artinya lama koreksi penyesuaian jangka panjang ketika harga di atas garis keseimbangan dan ketika harga di bawah garis keseimbangan berbeda.

Estimasi AECM pada pasar TBS domestik dan CPO domestik juga dilakukan pada arah pasar CPO domestik – TBS domestik karena berdasarkan hasil uji kausalitas terjadi hubungan dua arah pada

kedua pasar ini. Pada jangka pendek hubungan pasar CPO domestik – pasar TBS domestik dilihat dari variabel bebas, yaitu variabel $\Delta CPOD_t^-$ adalah nilai koefisien harga CPO ditingkat domestik ketika harga turun (*shock* negatif) pada periode t, sedangkan $\Delta CPOD_t^+$ adalah nilai koefisien harga CPO ditingkat domestik ketika harga naik (*shock* positif) pada periode t. $\Delta CPOD_{t-1}^-$, $\Delta CPOD_{t-2}^-$, $\Delta CPOD_{t-3}^-$ dan $\Delta CPOD_{t-4}^-$ yaitu nilai koefisien harga TBS ditingkat domestik pada periode satu dan dua bulan sebelumnya pada saat harga turun (*shock* negatif), sedangkan $\Delta CPOD_{t-1}^+$, $\Delta CPOD_{t-2}^+$, $\Delta CPOD_{t-3}^+$ dan $\Delta CPOD_{t-4}^+$ yaitu nilai koefisien harga TBS ditingkat domestik pada periode satu, dua, tiga dan tiga bulan sebelumnya pada saat harga naik (*shock* positif).

Tabel 8. Estimasi Transmisi Harga Asimetri ECM pada Pasar CPO Domestik → TBS Domestik

Variabel	Koefisien	P-value
Intercept	-51.33871	0.0272*
$\Delta TBSD_{t-1}^+$	0.153782	0.5227
$\Delta TBSD_{t-2}^+$	0.426653	0.1023
$\Delta TBSD_{t-3}^+$	-0.109517	0.7438
$\Delta TBSD_{t-4}^+$	-0.145219	0.6653
$\Delta TBSD_{t-1}^-$	0.000756	0.3763
$\Delta TBSD_{t-2}^-$	0.003144	0.0008*
$\Delta TBSD_{t-3}^-$	-0.002423	0.0920
$\Delta TBSD_{t-4}^-$	0.000365	0.8123
$\Delta CPOD^+$	0.139963	0.0025*
$\Delta CPOD_{t-1}^+$	0.002774	0.9549
$\Delta CPOD_{t-2}^+$	-0.057292	0.2570
$\Delta CPOD_{t-3}^+$	-0.081066	0.1112
$\Delta CPOD_{t-4}^+$	-0.089893	0.0719
$\Delta CPOD^-$	4.55E-05	0.2049
$\Delta CPOD_{t-1}^-$	2.24E-06	0.9522
$\Delta CPOD_{t-2}^-$	-7.68E-05	0.0486*
$\Delta CPOD_{t-3}^-$	-4.31E-05	0.2776
$\Delta CPOD_{t-4}^-$	-8.10E-05	0.0382*
ECT ⁺	-0.084645	0.0055*
ECT ⁻	-0.001197	0.0024*
R2	0.433053	
Adj R2	0.336960	
F-Stat	4.506615	0.00000*
DW-Stat	2.043376	

Keterangan: *nyata pada taraf 5%

Pada periode t-1, t-2, t-3 dan t-4 harga CPO ditingkat domestik ketika harga turun ataupun naik, perubahan harga CPO ditingkat domestik tidak berpengaruh terhadap harga CPO ditingkat domestik. Pada hubungan transmisi jangka panjang antara harga CPO ditingkat domestik dengan harga TBS ditingkat domestik dapat dilihat dari nilai ECT. Berdasarkan nilai ECT harga CPO ditingkat domestik dengan TBS ditingkat domestik menunjukkan kesamaan nilai koefisien ECT⁺ dan ECT⁻, Nilai koefisien ECT⁺ dan ECT⁻ bernilai negatif yaitu 0.08 dan 0.001. Nilai koefisien ECT⁺ yang bernilai positif 0.08 bermakna bahwa penyimpangan harga dalam jangka pendek akan dikoreksi kembali ke keseimbangan jangka panjangnya. Dengan kata lain penyimpangan harga diatas garis keseimbangan berupa penurunan harga CPO ditingkat domestik dalam jangka pendek akan terkoreksi kembali menuju keseimbangan (*equilibrium*) jangka panjangnya. Artinya pada saat harga CPO ditingkat domestik turun maka harga TBS di domestik akan menyesuaikan turun. Nilai ECT⁻ yang bernilai negatif yaitu 0.001 bermakna bahwa penyimpangan harga dalam jangka pendek akan dikoreksi kembali ke keseimbangan jangka panjangnya. Artinya penyimpangan harga di bawah garis keseimbangan berupa kenaikan harga CPO domestik akan terkoreksi kembali menuju keseimbangan jangka panjangnya (harga TBS domestik menyesuaikan naik).

Tabel 9 Uji Wald Harga CPO Domestik → TBS Domestik

Wald test	Variabel	P-value
CPOD→TBSD	$H_0 ECT^+ = ECT^-$	0.0048*
	$H_0 \Delta CPOD^+ = \Delta CPOD^-$	0.0020*
	$H_0 \Delta CPOD^+_{t-1} = \Delta CPOD^-_{t-1}$	0.9548
	$H_0 \Delta CPOD^+_{t-2} = \Delta CPOD^-_{t-2}$	0.2550
	$H_0 \Delta CPOD^+_{t-3} = \Delta CPOD^-_{t-3}$	0.1084
	$H_0 \Delta CPOD^+_{t-4} = \Delta CPOD^-_{t-4}$	0.0694

Keterangan: *nyata pada taraf 5%

Berdasarkan uji asimetris dengan *wald test* dari model AECM harga CPOD→TBSD, hubungan jangka pendek harga CPOD terhadap TBSD menunjukkan hubungan asimetri karena nilai *p-value wald test* kurang dari taraf nyata 5%. Hal ini bermakna respon kenaikan atau penurunan CPOD terhadap TBSD direspon dengan magnitudo yang sama besar. Kemudian pada hubungan jangka panjang dapat dilihat dari nilai koefisien ECT. Dari hasil *wald test* koefisien ECT^+ dan ECT^- signifikan atau bersifat asimetri, artinya dalam jangka panjang transmisi harga antara pasar CPOD ke TBSD terjadi hubungan asimetri. Artinya lama koreksi penyesuaian jangka panjang ketika harga di atas garis keseimbangan dan ketika harga di bawah garis keseimbangan berbeda.

KESIMPULAN

Penelitian ini menunjukkan bahwa harga TBS domestik memiliki waktu penyesuaian terhadap perubahan harga CPO domestik, yang mengindikasikan adanya transmisi harga asimetris antara kedua pasar. Ketika harga CPO domestik naik, harga TBS domestik membutuhkan waktu lebih lama untuk mengikuti kenaikan tersebut, sedangkan saat harga CPO turun, penyesuaian harga TBS terjadi lebih cepat. Fenomena ini menunjukkan adanya ketidakseimbangan dalam kekuatan pasar yang berpotensi merugikan petani TBS di Indonesia. Temuan ini menekankan pentingnya kebijakan yang dapat mengurangi efek asimetri dalam transmisi harga agar kesejahteraan petani dapat lebih terjaga.

DAFTAR PUSTAKA

- Adelia Dwi Rahmawati, Dafa Riandana Puta, Muhammad Rizieq Zamzani, Indra Suhendra, & Cep Jandi Anwar. (2023). The Response Of Income Inequality To Monetary Policy Shock In Indonesia: A Vecm Approach. *EKONOMIKA45 : Jurnal Ilmiah Manajemen, Ekonomi Bisnis, Kewirausahaan*, 11(1), 300–313. <https://doi.org/10.30640/ekonomika45.v11i1.1867>
- Azwar. (2016). The Impact of Exchange of Crude Palm Oil (CPO) Price on Export Value. *Social Science Research Network*, 1(13), 1–20.
- Bogheiry, A., Thaha, M., & Rahmah, L. (2023). Global Dependence Analysis on Indonesian Palm Oil Production and Its Effect on Environmental Security Using the Copenhagen School Approach. *Journal of World Science*, 2(3), 466–482. <https://doi.org/10.58344/jws.v2i3.243>
- Chrisnawan, R., & Norita. (2017). Analisis Prediksi Kebnagkrutan Menggunakan Metode Altman Z-Score, Grover dan Fulmer pada Industri Sub Sektor Perkebunan yang terdaftar di Bursa Efek Indonesia (Studi Kasus Perusahaan Perkebunan Kelapa Sawit Periode 2011-2015). *E-Proceeding of Management*, Vol. 4(1), 346–353.
- Dinul, A. A., Lutfi, M., & Kurniawan, A. (2024). *ANALISIS VARIABEL MAKROEKONOMI TERHADAP UTANG LUAR NEGERI INDONESIA : PENDEKATAN VAR*. 36(2), 266–281.
- Ekananda, M. (2023). Asymmetric Price Transmission of Some Basic Commodities in Indonesia. *Media Ekonomi Dan Manajemen*, 38(2), 343. <https://doi.org/10.56444/mem.v38i2.3924>
- Fariz, M., Hasibuan, A., & Syah Putra, H. (2023). Analisis Persaingan Ekspor Biji Kopi Di Pasar Internasional. *Agriprimatech*, 7(1), 25–33.
- GAPKI, G. P. K. S. I. (2023). *Kinerja Industri Minyak Sawit Tahun 2023 & Prospek Tahun 2024*. GAPKI. <https://gapki.id/news/2024/02/27/kinerja-industri-minyak-sawit-tahun-2023-prospek-tahun-2024/>
- Gnagne, P. X., Simo-Kengne, B. D., & Manguzvane, M. M. (2024). The spillover and contagion effects of sovereign risk on stock markets. *Economic Modelling*, 141(October), 106921.

<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2024.106921>

- Hilmiyah, F., & Supriono, A. (2022). Market Integration and Price Transmission of Cayenne Pepper in Indonesia. *JSEP (Journal of Social and Agricultural Economics)*, 15(2), 209. <https://doi.org/10.19184/jsep.v15i2.24690>
- Kementan RI. (2016). *Statistik Perkebunan Unggulan Nasional 2021-2023 Statistical*.
- Kholid Mawardi. (2023). Dampak Nilai Tukar Mata Uang Terhadap Perdagangan Internasional. *Maret*, 2(1), 88–102. <https://doi.org/10.58192/ocean.v2i2.959>
- Manurung, I., Bruemmer, B., & Kopp, T. (2019). *Price Transmission in International Crude Palm Oil Markets: The Effects of Export Tax of Indonesia*. 98(Icot), 69–73. <https://doi.org/10.2991/icot-19.2019.15>
- Maslahatul, H., & Waffiyah, Q. (2024). PENGARUH DINAMIKA EKSPOR-IMPOR TERHADAP KETAHANAN. *LABEL: Law, Accounting, Bussiness, Economics, and Languange*, 1(September), 336–349.
- Novasari, H., Wananda, M., & Nofitasari, R. (2024). *Performance Analysis of the Village Unit Cooperative (KUD) “Suka Makmur” Using the Balanced Score Card*. 7(02), 129–137.
- Pahlepi, R., Yanti, R. D., Enjelina, T., Aghnia, H., & Hidayati1, N. (2024). Perbandingan Model Vecm Dan Ecm Dalam Menganalisis Hubungan Antara Inflasi Dan Indeks Harga Konsumen. *Journal Is Managed by the Mathematics Department of Bengkulu University.*, 2(2), 91–100. <https://doi.org/10.33369/diophantine.v2i2.32044>
- Putra, H. S., & Siahaan, H. N. (2024). Commodity Regional Analysis and the Role of Smallholder Arabica Coffee Plantations in the Regional Development of North Sumatra Province. *Jurnal Ilmiah Membangun Desa Dan Pertanian*, 9(3), 212–221. <https://doi.org/10.37149/jimdp.v9i3.1139>
- Salma Raivana, K. N., & Sani, S. F. (2024). Analisis Faktor-faktor yang Memengaruhi Volume Ekspor CPO Indonesia ke India. *WELFARE Jurnal Ilmu Ekonomi*, 4(2), 106–113. <https://doi.org/10.37058/wlfr.v4i2.10194>
- Shantika Martha, E. W. D. E. S. ., (2019). Analisis Kointegrasi Dan Error Correction Model Indeks Harga Konsumen Kota Pontianak Dan Singkawang. *Bimaster : Buletin Ilmiah Matematika, Statistika Dan Terapannya*, 8(1), 97–102. <https://doi.org/10.26418/bbimst.v8i1.30602>
- Siahaan, H. N., Hasibuan, M. F. A., Nofitasari, R., & Putra, H. S. (2024). *Strategi Peremajaan Sawit Rakyat dan Pengembangan Usaha KUD Sumber Makmur Menggunakan Pendekatan Business Model Canvas*. 10, 2077–2084. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.25157/ma.v10i2.13938>
- Stone, J., & Rahimifard, S. (2018). Resilience in agri-food supply chains: a critical analysis of the literature and synthesis of a novel framework. *Supply Chain Management*, 23(3), 207–238. <https://doi.org/10.1108/SCM-06-2017-0201>
- Varwasih, M. W., Darjanto, A., & Hidayat, N. K. (2023). Integrasi Pasar Tandan Buah Segar (TBS) Petani Swadaya Kelapa Sawit Provinsi Jambi-Indonesia dengan Crude Palm Oil (CPO) Internasional. *Agro Bali : Agricultural Journal*, 6(3), 793–805. <https://doi.org/10.37637/ab.v6i3.1461>
- Zuhdi, D. A. F., Abdullah, M. F., Suliswanto, M. S. W., & Wahyudi, S. T. (2021). The Competitiveness of Indonesian Crude Palm Oil in International Market. *Jurnal Ekonomi Pembangunan*, 19(1), 111–124. <https://doi.org/10.29259/jep.v19i1.13193>