

Analisis Determinan Volume Ekspor Pala Indonesia dalam Jangka Panjang dan Jangka Pendek

Analysis of Determinants of Indonesian Nutmeg Export Volume in the Long-Run and Short-Run

Muhammad Ridwan Alawi*, Eddy Renaldi

Program Studi Agribisnis, Universitas Padjadjaran

*Email: muhammad21005@mail.unpad.ac.id

(Diterima 18-12-2024; Disetujui 23-01-2025)

ABSTRAK

Pala merupakan komoditas rempah Indonesia dengan nilai ekspor tertinggi dalam lima tahun terakhir. Meskipun Indonesia masih mendominasi pasar pala global, namun laju pertumbuhan volume ekspornya cenderung lebih lambat dibandingkan dengan negara pesaing, terutama negara re-eksportir. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis determinan volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama dalam jangka panjang dan jangka pendek. Data yang digunakan merupakan data sekunder dari tahun 1994–2023 dengan metode estimasi *Error Correction Mechanism* (ECM). Hasil analisis ECM menunjukkan bahwa dalam jangka panjang maupun jangka pendek, produksi domestik berpengaruh tidak signifikan, PDB Indonesia berpengaruh negatif signifikan, sedangkan PDB negara tujuan, indeks harga ekspor, dan nilai tukar berpengaruh positif signifikan terhadap volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama. Sementara populasi negara tujuan berpengaruh positif signifikan dalam jangka panjang dan tidak signifikan dalam jangka pendek. Selain itu, variabel ECT_{t-1} dalam jangka pendek berpengaruh negatif signifikan terhadap volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama.

Kata kunci: Pala, Determinan Ekspor, Jangka Panjang, Jangka Pendek, ECM

ABSTRACT

Nutmeg is an Indonesian spice commodity with the highest export value in the past five years. Although Indonesia still dominates the global nutmeg market, its export volume growth rate tends to lag behind competitor countries, especially re-exporting countries. This study aims to analyze the determinants of Indonesian nutmeg export volume to the ten main importing countries in both the long and short-run. The data used are secondary data from 1994–2023, analyzed using the Error Correction Mechanism (ECM) estimation method. ECM analysis indicates that, in both the long and short-run, domestic production has an insignificant effect, Indonesia's GDP has a significant negative effect, while the GDP of destination countries, export price index, and exchange rate have significant positive effects on Indonesian nutmeg export volume to the ten main importing countries. Additionally, the population of destination countries has a significant positive effect in the long-run but is insignificant in the short-run. Moreover, the ECT_{t-1} variable in the short-run has a significant negative effect on Indonesian nutmeg export volume the ten main importing countries.

Keywords: Nutmeg, Determinants of Export, Long-run, Short-run, ECM

PENDAHULUAN

Sektor pertanian menjadi salah satu sektor andalan dalam perdagangan internasional karena menghasilkan banyak komoditas ekspor yang menjadi produk unggulan dan penopang devisa. Kementerian Pertanian RI memprioritaskan tujuh komoditas perkebunan utama untuk mendukung ekspor nasional, yaitu kopi, kakao, kelapa, jambu mete, lada, vanili, dan pala (Ardiansyah, 2019). Dari tujuh komoditas yang ada, tiga di antaranya termasuk dalam kategori rempah-rempah yaitu pala, lada, dan vanili. Komoditas rempah-rempah merupakan subsektor pertanian yang memiliki kesempatan bagus dalam perdagangan internasional sebab rempah dicari oleh hampir seluruh negara di dunia untuk dijadikan obat dan penyedap makanan (Samhina dkk., 2023).

Dari sekian banyak komoditas rempah yang dihasilkan, pala merupakan salah satu komoditas yang potensial sebagai produk ekspor. Pala berhasil menempati peringkat pertama sebagai komoditas

rempah Indonesia dengan nilai ekspor tertinggi dalam lima tahun terakhir. Tabel 1 menunjukkan rata-rata nilai ekspor komoditas rempah dengan kode HS 0908 yaitu pala, fuli, dan kapulaga mencapai 230,4 juta USD per tahun dan mengalami pertumbuhan positif sebesar 8,48% per tahun selama periode 2019–2023. Sementara itu, komoditas lada (HS 0904) menempati urutan kedua dengan rata-rata nilai ekspor 152,9 juta USD yang mengalami penurunan sebesar 4,84% per tahun. Kemudian diikuti oleh kayu manis (HS 0906) dan cengkeh (HS 0907), yang masing-masing juga mengalami pertumbuhan negatif sebesar -5,70%, dan -2,24% per tahun (ITC, 2024).

Tabel 1. Perkembangan Nilai Ekspor Komoditas Rempah-Rempah Indonesia (Ribu USD)

Tahun	Kode <i>Harmonized System</i> (HS) Komoditas Rempah-Rempah						
	Pala (0908)	Lada (0904)	Kayu Manis (0906)	Cengkeh (0907)	Vanili (0905)	Jahe (0910)	Adas Manis (0909)
2019	159.236	150.551	133.734	111.537	69.610	18.508	211
2020	222.895	169.852	151.295	176.541	60.248	19.860	900
2021	274.906	174.871	160.688	96.054	39.930	17.390	293
2022	255.847	151.717	131.449	56.909	22.985	18.853	345
2023	239.236	117.498	99.704	99.606	15.157	41.964	621
Rata-Rata	230.424	152.898	135.374	108.129	41.586	23.315	474
Pertumbuhan	8,48%	-4,84%	-5,70%	-2,24%	-26,28%	17,79%	24,10%

Sumber: International Trade Centre (2024), data diolah

Kinerja ekspor pala Indonesia selama ini ditopang oleh produksi dan luas lahannya. Selama periode 2014–2023, produksi pala di Indonesia mengalami pertumbuhan positif senilai 2,95% dengan rata-rata produksi sebesar 38.085 ton per tahun. Peningkatan ini sejalan dengan pertumbuhan luas lahan sebesar 5,51% dengan rata-rata 222.647 hektar per tahun (Direktorat Jenderal Perkebunan, 2024). Peningkatan produksi dan luas lahan tentu menjadi penopang sekaligus modal bagi pengembangan ekspor pala Indonesia (Samhina dkk., 2023). Hal ini didukung oleh kondisi iklim yang sesuai, plasma nutfah dan produk yang sudah dikenal oleh konsumen dunia yang menjadi kelebihan pala Indonesia sehingga dapat mendorong peningkatan dan keberlanjutan produksi (Hafif, 2021). Pala dikenal sebagai tanaman rempah yang memiliki nilai ekonomis tinggi, terutama bagian biji, fuli (*mace*), dan buahnya yang dapat dimanfaatkan dalam berbagai industri, mulai dari makanan dan minuman, obat-obatan, hingga kosmetik. Pala Indonesia mempunyai keunggulan di pasar dunia karena mempunyai aroma yang khas dan rendemen minyak yang tinggi (Purba dkk., 2021).

Indonesia telah menempatkan diri sebagai salah satu pemain utama dalam perdagangan pala dunia. Berdasarkan data UN Comtrade (2024), selama tahun 2018–2022 produk pala dan turunannya diekspor oleh lebih dari 116 negara di seluruh dunia dengan total volume ekspor mencapai 181,35 ribu ton dan total nilai ekspor sebesar 1.450,57 juta USD. Dari seluruh negara yang mengekspor pala, terdapat sepuluh negara eksportir utama yang menyumbang 95,95% dari total volume ekspor pala dunia. Negara-negara eksportir utama ini mencakup Indonesia, India, Sri Lanka, Vietnam, Uni Emirat Arab (UEA), Belanda, Grenada, Jerman, Italia, dan Amerika Serikat.

Kesepuluh negara eksportir utama pala di atas rata-rata memiliki negara tujuan ekspor yang sama, hanya saja berbeda dalam proporsinya. Dari seluruh negara yang mengimpor pala, ada sepuluh negara importir terbesar yang mendominasi pasar global, yaitu Tiongkok, India, Amerika Serikat, Jerman, Belanda, Vietnam, Uni Emirat Arab, Spanyol, Pakistan, dan Inggris. Sepuluh negara ini menyerap sebesar 66,72% dari total volume impor pala dunia pada tahun 2018 sampai 2022 (UN Comtrade, 2024). Hal tersebut menunjukkan bahwa sepuluh negara tersebut memiliki peran yang besar dan berpengaruh dalam menyerap ekspor pala dunia.

Tabel 2. Perkembangan Volume Ekspor Pala dari Sepuluh Negara Eksportir ke Sepuluh Negara Importir Utama (Ton)

Tahun	Indonesia	India	Sri Lanka	Vietnam	Belanda	Italia	Grenada	Jerman	Uni Emirat Arab	Amerika Serikat
2013	10.365	2.629	801	515	734	386	84	36	14	35
2014	11.264	2.328	1.338	498	546	381	657	61	31	13
2015	13.856	2.329	1.475	635	821	214	342	94	94	64
2016	12.116	3.509	1.350	669	962	244	182	77	57	40
2017	15.988	3.208	1.485	824	941	263	74	64	75	56

Tahun	Indonesia	India	Sri Lanka	Vietnam	Belanda	Italia	Grenada	Jerman	Uni Emirat Arab	Amerika Serikat
2018	16.426	2.275	1.958	830	858	241	37	133	58	24
2019	15.094	1.003	2.431	1.215	899	229	0	94	49	18
2020	18.082	1.886	1.590	1.594	780	230	94	138	93	22
2021	21.579	1.725	1.405	1.663	694	270	25	113	217	24
2022	17.538	1.694	1.735	1.691	1.048	242	0	149	185	5
Rata-Rata	15.231	2.259	1.557	1.013	828	270	150	96	87	30
Pertumbuhan	5,40%	-4,30%	8,04%	12,62%	3,62%	-4,56%	-67,83%	15,21%	29,14%	-17,05%

Sumber: UN Comtrade (2024), data diolah

Tabel 2 memperlihatkan perkembangan volume ekspor pala dari sepuluh negara eksportir ke sepuluh negara importir utama selama tahun 2013–2022. Meskipun Indonesia terlihat mendominasi, namun laju pertumbuhannya ternyata cenderung lebih lambat dibandingkan dengan negara pesaing. Indonesia hanya mencatatkan pertumbuhan volume ekspor pala sebesar 5,40% per tahun. Sementara itu, negara-negara pesaing menunjukkan performa yang lebih baik, di mana Uni Emirat Arab tumbuh pesat dengan pertumbuhan sebesar 29,14% per tahun, diikuti oleh Jerman 15,21%, Vietnam 12,62%, dan Sri Lanka sebesar 8,04% per tahun.

Pertumbuhan volume ekspor negara pesaing yang lebih cepat dikhawatirkan akan berdampak pada menurunnya kinerja ekspor pala Indonesia. Fenomena ini menunjukkan bahwa Indonesia perlu mengantisipasi ancaman dari kompetitor utama dengan memperhatikan faktor-faktor yang memengaruhi ekspor pala di pasar internasional. Penelitian mengenai faktor-faktor yang memengaruhi ekspor komoditas suatu negara telah dilakukan oleh beberapa peneliti sebelumnya. Salah satunya Seng dan Ahmad (2017) yang melakukan penelitian mengenai faktor yang memengaruhi permintaan ekspor minyak kelapa sawit Malaysia dalam jangka panjang dan jangka pendek menggunakan analisis *Error Correction Mechanism* (ECM). Penelitian tersebut menemukan bahwa dalam jangka panjang, variabel PDB dunia berpengaruh positif signifikan, sementara variabel nilai tukar, harga ekspor minyak kelapa sawit, dan harga minyak kedelai dunia masing-masing berpengaruh tidak signifikan terhadap permintaan ekspor minyak kelapa sawit Malaysia. Dalam jangka pendek, variabel harga ekspor minyak kelapa sawit, harga minyak kedelai dunia, dan PDB dunia berpengaruh signifikan, sedangkan variabel nilai tukar berpengaruh tidak signifikan terhadap permintaan ekspor minyak kelapa sawit Malaysia (Seng & Ahmad, 2017).

Menurut teori perdagangan internasional, ekspor ditentukan oleh adanya permintaan luar negeri (*foreign demand*) dan penawaran domestik (*domestic supply*) atas barang dan jasa tertentu (Krugman dkk., 2015). Dari sisi permintaan, ekspor dapat dipengaruhi oleh sejumlah faktor, termasuk PDB dan populasi di negara importir. Peningkatan PDB di negara importir akan memengaruhi peningkatan daya beli (*purchasing power*) masyarakatnya dalam melakukan pembelian barang baik domestik maupun barang impor (Paramita, 2022). Begitu pula dengan penambahan populasi di negara mitra dagang akan berimplikasi pada meningkatnya permintaan impor secara tidak langsung (Akbar & Widyastutik, 2022). Sementara itu, ekspor dari sisi penawaran bergantung pada sejumlah variabel, seperti produksi domestik (Ramadhana & Hadi, 2023; Susanti & Yuliana, 2021), PDB negara eksportir (Samhina dkk., 2023), harga ekspor (Alatas, 2015; Dube dkk., 2018), dan nilai tukar (Inayah dkk., 2016; Renaldi dkk., 2022).

Berdasarkan data-data perdagangan pala dunia serta penelitian sebelumnya, maka penelitian ini bertujuan untuk menganalisis berbagai faktor yang memengaruhi volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama, baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek. Faktor-faktor tersebut nantinya dapat digunakan sebagai acuan dalam pengambilan keputusan atau kebijakan untuk mengoptimalkan kinerja ekspor pala Indonesia ke depannya.

METODE PENELITIAN

Penelitian ini menggunakan pendekatan deskriptif kuantitatif untuk menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi atau determinan volume ekspor pala Indonesia ke negara tujuan dalam jangka panjang dan jangka pendek. Komoditas pala yang dipilih adalah seluruh jenis produk pala dan turunannya meliputi biji pala utuh (HS 09081100), pala bubuk (HS 09081200), fuli utuh (HS 09082100) dan fuli bubuk (HS 09082200). Sementara itu, negara tujuan yang dipilih adalah sepuluh negara importir pala utama di dunia selama periode 2018–2022 yaitu Tiongkok, India,

Amerika Serikat, Jerman, Belanda, Vietnam, Uni Emirat Arab, Spanyol, Pakistan, dan Inggris. Data yang digunakan berupa data *time series* dalam satuan tahun dengan periode waktu tahun 1994–2023. Data-data diperoleh dengan dua jenis teknik pengumpulan data. Pertama, metode dokumentasi dengan cara mengumpulkan data dan informasi dari laporan yang dipublikasi oleh lembaga terkait seperti United Nations Commodity Trade (UN Comtrade), International Trade Centre (ITC), World Bank, dan Direktorat Jenderal Perkebunan. Kedua, pengumpulan data melalui studi pustaka dari berbagai literatur, termasuk buku, artikel, dan jurnal terakreditasi yang berhubungan dengan penelitian.

Penelitian ini menggunakan model *Error Correction Mechanism* (ECM) untuk mengidentifikasi faktor-faktor apa saja yang memengaruhi volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama dalam jangka panjang dan jangka pendek. ECM merupakan model yang tepat digunakan untuk menganalisis data *time series* yang tidak stasioner karena ketidakstasioneran pada data sering menyebabkan terjadinya *spurious regression* yang membuat hasil model menjadi tidak akurat (Widarjono, 2013). Berikut adalah tahapan penurunan analisis dengan menggunakan model ECM menurut Basuki & Prawoto (2016).

1. Menguji stasioneritas seluruh variabel yang digunakan dalam penelitian dengan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF).
2. Pembentukan estimasi model jangka panjang dengan meregresikan variabel-variabel independen terhadap variabel dependen yang tidak stasioner pada level (Siregar & Rizky, 2022). Pemodelan jangka panjang dapat dianggap sebagai proses untuk menguji validitas suatu teori, sekaligus menjadi komponen paling penting dalam kerangka model ECM (Nafira & Syafri, 2023). Secara umum, model jangka panjang yang akan diestimasi pada penelitian ini dapat ditulis sebagai berikut:

$$XP_t = \alpha_0 + \alpha_1 PROD_t + \alpha_2 GDP_t + \alpha_3 \Sigma GDP_t + \alpha_4 PI_t - \alpha_5 KURS_t + \alpha_6 \Sigma POP_t + \mu_{1t}$$

Di mana:

EXP_t = Volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama pada tahun ke t (ribu ton)

$PROD_t$ = Produksi pala Indonesia pada tahun ke t (ribu ton)

GDP_t = PDB Indonesia pada tahun ke t (miliar USD)

ΣGDP_t = Jumlah PDB sepuluh negara importir pala utama pada tahun ke t (miliar USD)

PI_t = Tingkat perubahan harga ekspor komoditas pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama pada tahun ke t dibandingkan tahun dasar 2018 (%)

$KURS_t$ = Rata-rata tahunan nilai kurs rupiah terhadap dolar Amerika Serikat pada tahun ke t (Rp/USD)

ΣPOP_t = Jumlah populasi penduduk dari sepuluh negara importir utama pala di dunia pada tahun ke t (miliar jiwa)

μ_{1t} = *Error term* persamaan jangka panjang

3. Pengujian kointegrasi dengan menerapkan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) pada residual yang dihasilkan dari persamaan jangka panjang. Jika residual tersebut bersifat stasioner pada tingkat level $I(0)$, maka dapat disimpulkan bahwa semua variabel memiliki hubungan kointegrasi, sehingga model ECM dapat diterapkan.
4. Setelah model ECM bisa digunakan, tahap berikutnya adalah membuat estimasi model jangka pendek. Model estimasi jangka pendek (ECM) dilakukan dengan meregresikan diferensial orde stasioner dari variabel independen dan variabel residual dari persamaan jangka panjang periode sebelumnya terhadap diferensial orde stasioner variabel dependen (Siregar & Rizky, 2022). Persamaan model jangka pendek (ECM) yang akan diestimasi dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

$$\Delta EXP_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta PROD_t + \beta_2 \Delta GDPI_t + \beta_3 \Delta \Sigma GDP_t + \beta_4 \Delta EPI_t - \beta_5 \Delta KURS_t + \beta_6 \Delta \Sigma POP_t - \lambda ECT_{t-1} + \mu_{2t}$$

Di mana:

ΔEXP_t = Volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama pada tahun ke

t yang terdiferensiasi (ribu ton)

- $\Delta PROD_t$ = Produksi pala Indonesia pada tahun ke t yang terdiferensiasi (ribu ton)
 $\Delta GDP_{\square\square}$ = PDB Indonesia pada tahun ke t yang terdiferensiasi (miliar USD)
 $\Delta \Sigma GDP_{\square\square}$ = Jumlah PDB sepuluh negara importir pala utama pada tahun ke t yang terdiferensiasi (miliar USD)
 $\Delta \square PI_{\square}$ = Tingkat perubahan harga ekspor komoditas pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama pada tahun ke t dibandingkan tahun dasar 2018 yang terdiferensiasi (%)
 $\Delta \square \square \square \square_{\square}$ = Rata-rata tahunan nilai kurs rupiah terhadap dolar Amerika Serikat pada tahun ke t yang terdiferensiasi (Rp/USD)
 $\Delta \Sigma \square \square \square \square_{\square}$ = Jumlah populasi penduduk dari sepuluh negara importir utama pala di dunia pada tahun ke t yang terdiferensiasi (miliar jiwa)
 λ = *Speed of adjustment*
 ECT_{t-1} = *Error correction term* atau residual persamaan jangka panjang pada periode t-1
 $\mu_{2\square}$ = *Error term* persamaan jangka pendek

Dalam model ECM, nilai λ harus signifikan secara statistik dan bernilai negatif serta kurang dari satu. Apabila syarat ini tidak terpenuhi, maka variabel dalam penelitian akan semakin menjauh dari kondisi keseimbangan, yang menandakan ketiadaan kointegrasi dalam jangka panjang (Firmansyah & Astuti, 2022).

- Melakukan uji asumsi klasik pada model persamaan jangka panjang dan pendek, meliputi uji normalitas dengan uji Jarque Bera, uji multikolinearitas dengan nilai *variance inflation factor* (VIF), uji heteroskedastisitas dengan uji Breusch-Pagan-Godfrey, serta uji autokorelasi dengan uji Breusch-Godfrey LM.
- Setelah model jangka panjang dan jangka pendek diperoleh, langkah selanjutnya adalah melakukan pengujian signifikansi parameter dengan uji koefisien determinasi (R^2), uji signifikansi simultan (uji F), dan uji signifikansi parsial (uji t).

HASIL DAN PEMBAHASAN

Statistik Deskriptif

Penelitian ini mengkaji statistik deskriptif sebelum analisis model ECM untuk memahami variabilitas dan distribusi variabel yang memengaruhi volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama selama periode 1994–2023. Periode ini dibagi menjadi dua fase: 1994–1998 (sebelum era reformasi) dan 1999–2023 (setelah era reformasi), dengan tujuan melihat perbedaan kondisi pada kedua periode. Analisis menunjukkan peningkatan rata-rata volume ekspor dari 3,13 ribu ton sebelum reformasi (1994–1998) menjadi 10,98 ribu ton setelah reformasi (1999–2023), dengan volume tertinggi 21,58 ribu ton pada 2021 dan terendah 2,58 ribu ton pada 2001. Standar deviasi yang meningkat mencerminkan variabilitas yang lebih besar pada periode kedua. Peningkatan serupa juga terlihat pada produksi pala Indonesia, dari rata-rata 18,89 ribu ton menjadi 25,46 ribu ton, dengan produksi tertinggi 44,10 ribu ton pada 2018.

Tabel 3. Statistik Deskriptif Variabel Penelitian

Variabel	Satuan	Periode	Rata-Rata	Maksimum	Minimum	Standar Deviasi
EXP	Ribu Ton	1994-1998	3,13	3,99	2,67	0,47
		1999-2023	10,98	21,58	2,58	5,11
PROD	Ribu Ton	1994-1998	18,89	19,22	18,43	0,33
		1999-2023	25,46	44,10	8,20	11,76
GDPI	Miliar USD	1994-1998	183,52	227,37	95,45	47,14
		1999-2023	702,40	1.371,17	140,00	390,70
GDPM	Miliar USD	1994-1998	14.294,60	15.628,21	12.561,97	1.035,99
		1999-2023	34.959,30	60.472,83	16.324,83	13.109,54
EPI	%	1994-1998	8,31%	13,03%	5,48%	0,03

Variabel	Satuan	Periode	Rata-Rata	Maksimum	Minimum	Standar Deviasi
KURS	Rp/USD	1999-2023	73,25%	181,18%	8,58%	0,51
		1994-1998	0,00036	0,00046	0,00010	0,00013
		1999-2023	0,00009	0,00013	0,00007	0,00002
POP	Miliar Jiwa	1994-1998	2,88	2,96	2,80	0,06
		1999-2023	3,41	3,74	3,00	0,23

Sumber: Data diolah (2024)

PDB Indonesia dan sepuluh negara importir utama juga mengalami peningkatan signifikan, disertai fluktuasi yang lebih besar pada periode setelah reformasi. Rata-rata harga ekspor pala meningkat tajam pada periode kedua dengan nilai maksimum 181,18% pada 2021 terhadap tahun dasar 2018. Nilai tukar rupiah melemah secara rata-rata dari 0,00036 menjadi 0,00009, meskipun stabilitas meningkat sebagaimana tercermin dari penurunan standar deviasi. Populasi sepuluh negara importir utama meningkat dari rata-rata 2,88 miliar jiwa menjadi 3,41 miliar jiwa, dengan variasi yang juga bertambah besar. Perubahan-perubahan ini menggambarkan dinamika ekonomi dan perdagangan yang lebih kompleks setelah era reformasi.

Uji Stasioneritas

Tabel 4. Hasil Uji Stasioneritas

Variabel	Unit Root	Nilai ADF t-Statistik	Nilai Kritis MacKinnon 5%	Probabilitas	Kesimpulan
EXP	<i>Level</i>	-0,328551	-2,967767	0,9087	Tidak Stasioner
	<i>First Difference</i>	-5,605051	-2,976263	0,0001	Stasioner
	<i>Second Difference</i>	-6,309484	-2,986225	0,0000	Stasioner
PROD	<i>Level</i>	-0,250349	-2,967767	0,9208	Tidak Stasioner
	<i>First Difference</i>	-5,022241	-2,971853	0,0004	Stasioner
	<i>Second Difference</i>	-6,281783	-2,981038	0,0000	Stasioner
GDPI	<i>Level</i>	1,010864	-2,967767	0,9956	Tidak Stasioner
	<i>First Difference</i>	-4,024230	-2,971853	0,0045	Stasioner
	<i>Second Difference</i>	-7,233916	-2,976263	0,0000	Stasioner
GDPM	<i>Level</i>	2,191830	-2,967767	0,9999	Tidak Stasioner
	<i>First Difference</i>	-4,995132	-2,971853	0,0004	Stasioner
	<i>Second Difference</i>	-5,308609	-2,986225	0,0002	Stasioner
EPI	<i>Level</i>	0,115757	-2,967767	0,9615	Tidak Stasioner
	<i>First Difference</i>	-3,969472	-2,971853	0,0051	Stasioner
	<i>Second Difference</i>	-7,195429	-2,976263	0,0000	Stasioner
KURS	<i>Level</i>	-6,016829	-2,976263	0,0000	Stasioner
	<i>First Difference</i>	-3,294434	-2,976263	0,0252	Stasioner
	<i>Second Difference</i>	-8,780444	-2,986225	0,0000	Stasioner
POP	<i>Level</i>	-5,988059	-2,967767	0,0000	Stasioner
	<i>First Difference</i>	0,967952	-2,981038	0,9948	Tidak Stasioner
	<i>Second Difference</i>	-6,923624	-2,981038	0,0000	Stasioner

Sumber: Hasil olahan Eviews12 (2024)

Berdasarkan hasil uji stasioneritas pada Tabel 4, dapat diketahui bahwa variabel nilai tukar (KURS) dan populasi negara tujuan (POP) stasioner pada tingkat level, sementara variabel volume ekspor (EXP), produksi domestik (PROD), PDB Indonesia (GDPI), PDB negara tujuan (GDPM), indeks harga ekspor (EPI), dan nilai tukar (KURS) stasioner pada tingkat *first difference* atau turunan pertama. Selain itu, semua variabel stasioner pada tingkat *second difference* atau turunan kedua. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa variabel volume ekspor (EXP), produksi domestik (PROD), PDB Indonesia (GDPI), PDB negara tujuan (GDPM), indeks harga ekspor (EPI), nilai tukar (KURS), dan populasi negara tujuan (POP) terintegrasi pada tingkat turunan kedua.

Estimasi Model Jangka Panjang (Metode OLS)

Tabel 5. Hasil Estimasi Jangka Panjang

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-69.63174	17.18961	-4.050804	0.0005
PROD	-0.050190	0.033400	-1.502708	0.1465
GDPI	-0.017642	0.003461	-5.097888	0.0000
GDPM	0.000389	0.000107	3.618441	0.0014
EPI	4.816402	1.625550	2.962936	0.0070
KURS	20072.69	4579.164	4.383482	0.0002
POP	22.11613	5.843150	3.784967	0.0010
R-squared	0.971175	Mean dependent var		9.675667
Adjusted R-squared	0.963655	S.D. dependent var		5.604761
S.E. of regression	1.068505	Akaike info criterion		3.171362
Sum squared resid	26.25918	Schwarz criterion		3.498308
Log likelihood	-40.57043	Hannan-Quinn criter.		3.275955
F-statistic	129.1532	Durbin-Watson stat		1.999266
Prob(F-statistic)	0.000000			

Sumber: Hasil olahan Eviews12 (2024)

Berdasarkan hasil estimasi jangka panjang (OLS) di atas, diperoleh persamaan model jangka panjang sebagai berikut:

$$EXP_t = -69,6317 - 0,0502PROD_t - 0,0176GDPI_t + 0,0004EGDPM_t + 4,8164EPI_t + 20.072,69KURS_t + 22,1161EPOP_t$$

Hasil estimasi jangka panjang menunjukkan nilai *R-squared* sebesar 0,9712. Hal ini berarti 97,12% variasi dalam volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama dalam jangka panjang dapat dijelaskan oleh produksi domestik, PDB Indonesia, PDB negara tujuan, indeks harga ekspor, nilai tukar, dan populasi negara tujuan. Sementara sisanya sebesar 2,88%, dipengaruhi oleh variabel lain yang tidak dibahas dalam penelitian ini. Adapun nilai *prob(F-statistic)* sebesar 0,0000 (< 0,05) mengindikasikan bahwa H_0 ditolak, artinya produksi domestik, PDB Indonesia, PDB negara tujuan, indeks harga ekspor, nilai tukar, dan populasi negara tujuan secara bersama-sama atau simultan berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama dalam jangka panjang.

Nilai intersep memiliki nilai koefisien sebesar -69,6317 dan signifikan pada tingkat signifikansi 1%. Hal ini menjelaskan bahwa jika variabel-variabel independen yang ada di dalam model bernilai nol, maka volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama dalam jangka panjang bernilai negatif 69,63 ribu ton. Volume ekspor bertanda negatif mengindikasikan perilaku yang sebaliknya atau dapat dikatakan Indonesia tidak melakukan ekspor tetapi justru melakukan impor pala. Variabel produksi domestik memiliki koefisien sebesar -0,0502 tetapi secara statistik tidak signifikan. Hasil ini juga sesuai dengan penelitian yang dilakukan oleh Aprilia dkk. (2023), di mana produksi CPO tidak signifikan berpengaruh terhadap total volume ekspor minyak kelapa sawit Indonesia ke India dalam jangka panjang.

Variabel PDB Indonesia memiliki koefisien sebesar -0,0176 dan signifikan pada tingkat signifikansi 1%. Hal ini mencerminkan jika terjadi kenaikan PDB Indonesia sebesar 1 miliar USD, maka akan menurunkan volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama sebesar 0,0176 ribu ton dalam jangka panjang, dengan asumsi variabel lain dianggap tetap (*ceteris paribus*). Penelitian oleh Paramita (2022) juga mendukung pernyataan ini, di mana PDB Indonesia berpengaruh negatif signifikan terhadap ekspor kopi Indonesia ke Amerika Serikat dalam jangka panjang. Variabel PDB negara tujuan memiliki koefisien sebesar 0,0004 dan signifikan pada tingkat signifikansi 1%. Hal tersebut menyatakan bahwa setiap terjadi kenaikan pada jumlah PDB negara tujuan sebesar 1 miliar USD, akan meningkatkan volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama sebesar 0,0004 ribu ton dalam jangka panjang, dengan asumsi variabel lain dianggap tetap (*ceteris paribus*). Hasil yang sama juga ditunjukkan oleh penelitian Inayah dkk. (2016), di mana PDB per kapita negara importir memiliki pengaruh positif dan signifikan secara

statistik terhadap volume ekspor lada Indonesia. Variabel indeks harga ekspor memiliki koefisien sebesar 4,8164 dan signifikan pada tingkat signifikansi 1%. Hal ini mengindikasikan bahwa setiap tingkat perubahan harga ekspor komoditas pala dibandingkan tahun dasar 2018 meningkat sebesar 1%, juga akan meningkatkan volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama sebesar 4,8164 ribu ton dalam jangka panjang, dengan asumsi variabel lain dianggap tetap (*ceteris paribus*). Hasil ini konsisten dengan temuan sebelumnya oleh Dube dkk. (2018) yang mencatat adanya pengaruh positif signifikan dari harga terhadap kinerja ekspor hortikultura di Ethiopia.

Variabel nilai tukar memiliki koefisien sebesar 20.072,69 dan signifikan pada tingkat signifikansi 1%. Hal ini menjelaskan bahwa setiap terjadi peningkatan kekuatan nilai tukar Indonesia terhadap dolar Amerika Serikat sebesar 1 Rp/USD, maka volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama akan meningkat sebesar 20.072,69 ribu ton atau 20,07 juta ton dalam jangka panjang, dengan asumsi variabel lain dianggap tetap (*ceteris paribus*). Temuan ini sejalan dengan hasil penelitian Prasetyo dkk. (2017), yang menunjukkan bahwa depresiasi nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat justru berdampak pada penurunan volume ekspor CPO Indonesia. Variabel populasi negara tujuan koefisien sebesar 22,1161 dan signifikan pada tingkat signifikansi 1%. Hal tersebut menunjukkan bahwa setiap terjadi peningkatan jumlah populasi di negara tujuan sebesar 1 miliar jiwa, maka akan meningkatkan volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama sebesar 22,1161 ribu ton dalam jangka panjang, dengan asumsi variabel lain dianggap tetap (*ceteris paribus*). Hasil ini juga sesuai dengan penelitian yang dilakukan oleh Nurhayati dkk. (2018); Samhina dkk. (2023); Wiranthi & Mubarak (2017), di mana populasi negara tujuan memiliki pengaruh positif yang signifikan terhadap volume ekspor.

Selanjutnya, hasil uji normalitas menggunakan uji *Jarque-Bera* menunjukkan nilai probabilitas sebesar 0,2557 ($> 0,05$), sehingga H_0 tidak dapat ditolak atau residual pada persamaan jangka panjang berdistribusi normal. Uji multikolinearitas menghasilkan nilai mean VIF sebesar 36,161 (> 10), yang mengindikasikan adanya masalah multikolinearitas dalam model estimasi jangka panjang. Uji heteroskedastisitas dengan metode *Breusch-Pagan-Godfrey* memberikan nilai probabilitas sebesar 0,6002 ($> 0,05$), menunjukkan bahwa H_0 tidak dapat ditolak dan residual bersifat homoskedastis. Sementara itu, uji autokorelasi menggunakan *Breusch-Godfrey LM* menghasilkan nilai probabilitas sebesar 0,2642 ($> 0,05$), sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat masalah autokorelasi dalam model estimasi jangka panjang.

Uji Kointegrasi

Tabel 6. Hasil Uji Kointegrasi

Variabel	Nilai ADF t-Statistik	Nilai Kritis MacKinnon 5%	Probabilitas	Kesimpulan
ECT	-5,255361	-2,967767	0,0002	Stasioner pada level I(0)

Sumber: Hasil olahan Eviews12 (2024)

Salah satu syarat dalam estimasi ECM adalah adanya hubungan kointegrasi antar variabel yang digunakan dalam model penelitian. Berdasarkan hasil uji kointegrasi di atas, diperoleh nilai ADF t-statistik lebih kecil dari nilai kritis MacKinnon ($-5,2554 < -2,9678$) atau nilai probabilitasnya lebih kecil dari alfa 5% ($0,0002 < 0,05$). Hal tersebut menunjukkan bahwa variabel volume ekspor, produksi domestik, PDB Indonesia, PDB negara tujuan, indeks harga ekspor, nilai tukar, dan populasi negara tujuan memiliki hubungan kointegrasi atau berada dalam keseimbangan jangka panjang.

Estimasi Model Jangka Pendek (Metode ECM)

Tabel 7. Hasil Estimasi Jangka Pendek

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.061969	0.197912	0.313113	0.7574
D(PROD,2)	-0.029929	0.037415	-0.799925	0.4332
D(GDPI,2)	-0.022555	0.003848	-5.860904	0.0000
D(GDPM,2)	0.000301	0.000144	2.086326	0.0500
D(EPI,2)	9.822898	1.600624	6.136919	0.0000
D(KURS,2)	21469.56	4146.790	5.177394	0.0000
D(POP,2)	16.46153	28.04372	0.586995	0.5638

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ECT(-1)	-1.685856	0.232258	-7.258536	0.0000
R-squared	0.913963	Mean dependent var		0.096071
Adjusted R-squared	0.883850	S.D. dependent var		3.042008
S.E. of regression	1.036739	Akaike info criterion		3.144994
Sum squared resid	21.49655	Schwarz criterion		3.525624
Log likelihood	-36.02991	Hannan-Quinn criter.		3.261356
F-statistic	30.35122	Durbin-Watson stat		2.326349
Prob(F-statistic)	0.000000			

Sumber: Hasil olahan Eviews12 (2024)

Berdasarkan hasil estimasi jangka pendek (ECM) di atas, diperoleh persamaan model jangka pendek sebagai berikut:

$$\Delta EXP_t = 0,0620 - 0,0299\Delta PROD_t - 0,0226\Delta GDPI_t + 0,0003\Delta \Sigma GDPM_t + 9,8229\Delta EPI_t + 21,469,56\Delta KURS_t + 16,4615\Delta \Sigma POP_t - 1,6859ECT_{t-1}$$

Hasil estimasi jangka pendek pada Tabel 7 di atas menunjukkan nilai *R-squared* sebesar 0,9140. Hal ini berarti variabel produksi domestik, PDB Indonesia, PDB negara tujuan, indeks harga ekspor, nilai tukar, dan populasi negara tujuan mampu menjelaskan 91,4% dari variasi variabel volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama dalam jangka pendek. Sementara sisanya sebesar 8,6% dijelaskan oleh variabel lain di luar model. Nilai *prob(F-statistic)* sebesar 0,0000 ($< 0,05$) mengindikasikan penolakan H_0 yang artinya produksi domestik, PDB Indonesia, PDB negara tujuan, indeks harga ekspor, nilai tukar, dan populasi negara tujuan juga secara bersama-sama atau simultan berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama dalam jangka pendek.

Nilai intersep memiliki nilai koefisien sebesar 0,0620 meskipun tidak signifikan secara statistik. Hal ini menjelaskan bahwa jika tidak dipengaruhi oleh variabel-variabel independen yang ada di dalam model, maka volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama dalam jangka pendek hanya sebesar 0,062 ribu ton. Produksi domestik memiliki koefisien sebesar -0,0299 tetapi tidak signifikan secara statistik. Temuan ini sejalan dengan penelitian sebelumnya oleh Nafira & Syafri (2023), yang menemukan bahwa produksi kopi tidak memiliki pengaruh secara signifikan terhadap volume ekspor kopi Indonesia dalam jangka pendek.

Variabel PDB Indonesia memiliki koefisien sebesar -0,0226 dan signifikan pada tingkat signifikansi 1%. Hal tersebut mengindikasikan bahwa setiap terjadi kenaikan PDB Indonesia sebesar 1 miliar USD, maka volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama akan menurun sebesar 0,0226 ribu ton dalam jangka pendek, dengan asumsi variabel lain dianggap tetap (*ceteris paribus*). Penelitian lain yang sejalan dengan hasil ini dilakukan oleh Samhina dkk. (2023), yang menemukan bahwa setiap kenaikan 1 persen PDB Indonesia akan mengakibatkan penurunan nilai ekspor biji pala utuh Indonesia sebesar 1,58 persen. Variabel PDB negara tujuan pada hasil estimasi pendek memiliki koefisien sebesar 0,0003 dan signifikan pada tingkat signifikansi 5%. Hal ini menggambarkan jika setiap terjadi kenaikan pada jumlah PDB negara tujuan sebesar 1 miliar USD, maka akan meningkatkan volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama sebesar 0,0003 ribu ton dalam jangka pendek, dengan asumsi variabel lain dianggap tetap (*ceteris paribus*). Temuan ini konsisten dengan penelitian lain oleh Seng & Ahmad (2017) yang menemukan bahwa PDB riil dunia memiliki pengaruh positif signifikan terhadap permintaan ekspor minyak kelapa sawit Malaysia dalam jangka pendek.

Variabel indeks harga ekspor memiliki koefisien sebesar 9,8229 dan signifikan pada tingkat signifikansi 1%. Hal tersebut mencerminkan setiap tingkat perubahan harga ekspor komoditas pala dibandingkan tahun dasar 2018 meningkat sebesar 1%, maka volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama akan meningkat sebesar 9,8229 ribu ton dalam jangka pendek, dengan asumsi variabel lain dianggap tetap (*ceteris paribus*). Sama halnya dengan hasil penelitian Akbar & Widyastutik (2022), di mana variabel harga ekspor pada penelitian tersebut berpengaruh positif dan signifikan terhadap nilai ekspor komoditas unggulan Indonesia ke *United Kingdom*. Variabel nilai tukar memiliki koefisien sebesar 21.469,56 dan signifikan pada tingkat signifikansi 1%. Hal ini mengimplikasikan jika terjadi peningkatan kekuatan nilai tukar Indonesia terhadap

dolar Amerika Serikat sebesar 1 Rp/USD, maka akan meningkatkan volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama sebesar 21.469,56 ribu ton atau 21,47 juta ton dalam jangka pendek, dengan asumsi variabel lain dianggap tetap (*ceteris paribus*). Penelitian oleh Riyani dkk. (2018) juga mendukung pernyataan ini, di mana depresiasi nilai rupiah justru menurunkan permintaan ekspor komoditas pertanian Indonesia oleh Tiongkok.

Variabel populasi negara tujuan memiliki koefisien positif sebesar 16,4615, namun secara statistik tidak signifikan. Temuan ini konsisten dengan penelitian sebelumnya oleh Nurcahyani dkk. (2018) yang menunjukkan bahwa variabel populasi India hanya berpengaruh positif signifikan terhadap penawaran ekspor CPO Indonesia ke India dalam jangka panjang. Nilai koefisien ECT_{t-1} sebesar -1,6859 dan signifikan secara statistik ($0,0000 < 0,01$) yang menunjukkan bahwa model ECM yang digunakan sudah valid. Nilai ECT sebesar -1,6859 mengimplikasikan bahwa volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama memiliki mekanisme koreksi yang sangat kuat terhadap ketidakseimbangan. Jika terjadi gangguan yang menyebabkan ketidakseimbangan sebesar 100%, maka volume ekspor akan mengalami penurunan yang signifikan sebesar 168,59%. Implikasinya adalah dibutuhkan waktu yang cukup panjang, sekitar 16–17 tahun, bagi volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama untuk kembali ke dalam keseimbangan jangka panjang.

Hasil uji normalitas dengan uji *Jarque-Bera* menunjukkan probabilitas sebesar 0,7159 ($> 0,05$), sehingga H_0 diterima dan residual dalam persamaan jangka pendek berdistribusi normal. Berdasarkan hasil uji multikolinearitas, diperoleh nilai rata-rata VIF sebesar 1,708 (< 10) menunjukkan bahwa tidak ada indikasi multikolinearitas dalam model estimasi jangka pendek. Uji heteroskedastisitas menggunakan uji *Breusch-Pagan-Godfrey* menghasilkan probabilitas sebesar 0,5223 ($> 0,05$), yang berarti H_0 tidak ditolak dan residual bersifat homoskedastis. Selain itu, uji autokorelasi dengan metode *Breusch-Godfrey LM* memberikan probabilitas sebesar 0,1720 ($> 0,05$), sehingga model estimasi jangka pendek bebas dari masalah autokorelasi.

KESIMPULAN

Dalam jangka panjang, volume ekspor pala Indonesia ke sepuluh negara importir utama dipengaruhi secara signifikan oleh PDB Indonesia, PDB negara tujuan, indeks harga ekspor, nilai tukar, dan populasi negara tujuan. Namun, produksi domestik tidak memberikan pengaruh signifikan. Dalam jangka pendek, faktor-faktor yang signifikan memengaruhi volume ekspor meliputi PDB Indonesia, PDB negara tujuan, indeks harga ekspor, dan nilai tukar. Sebaliknya, produksi domestik dan populasi negara tujuan tidak menunjukkan pengaruh signifikan. Model ECM dalam penelitian ini menghasilkan variabel ECT yang bertanda negatif dan signifikan secara statistik, mengindikasikan bahwa volume ekspor pala Indonesia cenderung menurun dalam jangka pendek untuk mencapai keseimbangan dalam jangka panjang. Penelitian ini juga menunjukkan bahwa baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek, koefisien variabel produksi domestik, PDB Indonesia, dan nilai tukar tidak sesuai dengan hipotesis, sementara koefisien PDB negara tujuan, indeks harga ekspor, dan populasi negara tujuan sesuai dengan hipotesis.

DAFTAR PUSTAKA

- Akbar, F. M. & Widyastutik. (2022). Analisis Daya Saing, Dinamika, dan Determinan Penawaran Ekspor Komoditas Unggulan Indonesia ke United Kingdom. *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Pembangunan*, 11(2), 108–131. <https://doi.org/10.29244/jekp.11.2.2022.108-131>
- Alatas, A. (2015). Trend Produksi dan Ekspor Minyak Sawit (CPO) Indonesia. *AGRARIS: Journal of Agribusiness and Rural Development Research*, 1(2), 114–124. <https://doi.org/10.18196/agr.1215>
- Aprilia, D., Sentosa, S. U., & Sari, Y. P. (2023). Analisis Faktor yang Mempengaruhi Ekspor Manufaktur Komoditi Minyak Kelapa Sawit Indonesia ke India. *Jurnal Kajian Ekonomi dan Pembangunan*, 5(2), 31–40. <https://doi.org/10.24036/jkep.v5i2.14855>
- Ardiansyah, M. N. (2019, Desember 10). *Kementan RI Prioritaskan 7 Komoditas Strategis Perkebunan untuk Ekspor*. Times Indonesia. Diakses pada 15 Oktober 2024 dari <https://timesindonesia.co.id/peristiwa-daerah/242628/kementan-ri-prioritaskan-7-komoditas-strategis-perkebunan-untuk-ekspor>

- Basuki, A. T., & Prawoto, N. (2016). *Analisis Regresi dalam Penelitian Ekonomi & Bisnis: Dilengkapi Aplikasi SPSS & EViews* (1 ed.). Rajawali Pers.
- Direktorat Jenderal Perkebunan, D. J. P. (2024). *Statistik Perkebunan Jilid I 2022-2024*. Kementerian Pertanian Republik Indonesia. Diakses pada 15 Oktober 2024 dari <https://ditjenbun.pertanian.go.id/buku-statistik-perkebunan-jilid-i-2022-2024/>
- Dube, A. K., Ozkan, B., & Govindasamy, R. (2018). Analyzing the Export Performance of the Horticultural Sub-Sector in Ethiopia: ARDL Bound Test Cointegration Analysis. *Horticulturae*, 4(34), 1–18. <https://doi.org/10.3390/horticulturae4040034>
- Firmansyah, A., & Astuti, M. P. (2022). Penerapan Error Correction Mechanism Pada Determinan Volume Ekspor Minyak Kelapa Sawit Indonesia Periode 2016-2019. *Seminar Nasional Official Statistics*, 2022(1), 1327–1336. <https://doi.org/10.34123/semnasoffstat.v2022i1.1547>
- Hafif, B. (2021). The Strategy to Maintain Indonesia as a Main Nutmeg Producer in the World. *Jurnal Penelitian dan Pengembangan Pertanian*, 40(1), 58–70. <https://doi.org/10.21082/jp3.v40n1.2021.p58-70>
- Inayah, I., Oktaviani, R., & Daryanto, H. K. (2016). *The Analysis of Export Determinant of Indonesian Pepper in the International Market*. 5(11), 1856–1860. <https://doi.org/10.21275/ART20163261>
- ITC. (2024). *List of products exported by Indonesia, 2019-2023* [Dataset]. International Trade Centre (ITC). Diakses pada 15 Oktober 2024 dari https://www.trademap.org/Product_SelCountry_TS.aspx?nvpm=1%7c360%7c%7c%7c%7c09%7c%7c%7c4%7c1%7c1%7c2%7c2%7c1%7c1%7c1%7c1%7c1
- Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2015). *International Economics: Theory and Policy* (Tenth edition, global edition). Pearson.
- Mesike, C. S., Okoh, R. N., & Inoni, O. E. (2011). Cocoa Supply Response in Nigeria: An Error Correction Modelling Approach. *International Journal of Agricultural and Rural Development*, 3(1), 1–9.
- Nafira, D. & Syafri. (2023). Analisis Data Ekspor Kopi Indonesia Tahun 1990-2020. *Jurnal Ekonomi Trisakti*, 3(2), 2459–2470. <https://doi.org/10.25105/jet.v3i2.16534>
- Nurchayani, M., Masyhuri, M., & Hartono, S. (2018). The Export Supply Of Indonesian Crude Palm Oil (CPO) To India. *Agro Ekonomi*, 29(1), 18–31. <https://doi.org/10.22146/ae.29931>
- Nurhayati, E., Hartoyo, S., & Mulatsih, S. (2018). Pengembangan Pasar Ekspor Lada Indonesia. *Buletin Ilmiah Litbang Perdagangan*, 12(2), 267–288. <https://doi.org/10.30908/bilp.v12i2.335>
- Paramita, R. (2022). Analisis Faktor-Faktor yang Memengaruhi Kinerja Ekspor Kopi Indonesia ke Amerika Serikat. *Jurnal Budget*, 7(1), 134–148. <https://doi.org/10.22212/jbudget.v7i1.123>
- Prasetyo, A., Marwanti, S., & Darsono, D. (2017). The Influence of Exchange Rate on CPO Exports of Indonesia. *Jurnal Ekonomi Pembangunan: Kajian Masalah Ekonomi Dan Pembangunan*, 18(2), 159–174. <https://doi.org/10.23917/jep.v18i2.4233>
- Purba, H. J., Supriadi Yusufi, E. S., & Hestina, J. (2021). Performance and Competitiveness of Indonesian Nutmeg in Export Market. *E3S Web of Conferences*, 232, 02018. <https://doi.org/10.1051/e3sconf/202123202018>
- Ramadhana, R. A., & Hadi, S. (2023). Pengaruh Inflasi, Nilai Tukar, dan Produksi Minyak Sawit Terhadap Volume Ekspor Minyak Sawit di Indonesia Periode 1990-2020. *Jurnal Ilmu Ekonomi (JIE)*, 7(2), 319–331. <https://doi.org/10.22219/jie.v7i02.23870>
- Renaldi, E., Remi, S. S., Budiono, B., & Hermawan, W. (2022). The Role of Logistics Performance and Decreasing of Trade Competitiveness in ASEAN+3's Manufacturing Products. *Uncertain Supply Chain Management*, 10(4), 1437–1448. <https://doi.org/10.5267/j.uscm.2022.6.012>
- Riyani, R., Darsono, D., & Ferichani, M. (2018). Analisis Permintaan Ekspor Komoditas Pertanian Indonesia oleh Pasar Tiongkok. *AGRARIS: Journal of Agribusiness and Rural Development Research*, 4(2), 120–128. <https://doi.org/10.18196/agr.4267>

- Samhina, L., Nurmalina, R., & Tinaprilla, N. (2023). Faktor-Faktor Penentu Perdagangan Biji Pala Indonesia. *Forum Agribisnis*, 13(2), 179–192. <https://doi.org/10.29244/fagb.13.2.179-192>
- Seng, K. W. K., & Ahmad, M. Y. (2017). Factors Influencing Malaysian Palm Oil Export Demand in Long-Run and Short Run. *International Journal of Business and Management*, 1(2), 204–210. <https://doi.org/10.26666/rmp.ijbm.2017.2.31>
- Siregar, L. H. M., & Rizky, M. (2022). Penerapan Error Correction Mechanism Dalam Pemodelan Pertumbuhan Ekonomi Provinsi Jawa Timur Tahun 2005-2021. *Citizen: Jurnal Ilmiah Multidisiplin Indonesia*, 2(3), 551–559. <https://doi.org/10.53866/jimi.v2i3.150>
- Susanti, A., & Yuliana, L. (2021). Analisis Ekspor Biji Pala Indonesia ke Tujuh Negara Uni Eropa Periode 2012-2019. *Seminar Nasional Official Statistics*, 2021(1), 723–732. <https://doi.org/10.34123/semnasoffstat.v2021i1.1019>
- UN Comtrade. (2024). *Global trade data on commodities, 1994-2023* [Dataset]. United Nations. Diakses pada 15 Oktober 2024 dari <https://comtradeplus.un.org/TradeFlow>
- Widarjono, A. (2013). *Ekonometrika: Pengantar dan Aplikasinya Disertai Panduan Eviews* (1 ed.). UPP STIM YKPN.
- Wiranthi, P. E., & Mubarak, F. (2017). Competitiveness and the Factors Affecting Export of the Indonesia Canned Pineapple in the World and the Destination Countries. *KnE Life Sciences*, 2, 339–352. <https://doi.org/10.18502/cls.v2i6.1056>