

Analisis Dampak Perang Dagang AS–Tiongkok terhadap Volume Ekspor Minyak Sawit Mentah (CPO) Indonesia ke Tiongkok

Ade Surya Prasetyo^{1*}, Ni Ketut Budiningsih², Putu Yusi Pramandari³

¹⁻³ Program Studi Sarjana Ekonomi, Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Udayana, Indonesia
E-mail: adesuryaprasetyo45@gmail.com¹, budiningsih@unud.ac.id², yusi.pramandari@unud.ac.id³

*Penulis Korespondensi: adesuryaprasetyo45@gmail.com

Abstract. Indonesia is the world's largest producer and exporter of crude palm oil (CPO), with China as its primary strategic trading partner. The US–China trade war initiated in 2018 created a structural shock in global trade that potentially affected Indonesia's CPO exports. This study analyzes the effects of Indonesian CPO Production, International CPO Prices, the IDR/USD Exchange Rate, and the US–China Trade War on Indonesia's CPO export volume to China over the period 1990–2023, using the Error Correction Model (ECM) through the Engle-Granger two-step procedure. Results show that simultaneously all variables significantly affect CPO export volume to China. Partially, Indonesian CPO Production has a positive and significant effect in the long run (coefficient = 1.35), while International CPO Prices and the IDR/USD Exchange Rate show no significant effect. The US–China Trade War proved to have a significant negative effect in the short run (coefficient = -0.3099; $p = 0.060$), indicating a decline in Indonesia's CPO export volume growth to China of approximately 30.99% during the conflict period, yet showed no significant effect in the long run, reflecting the resilience of bilateral CPO trade against global protectionism shocks. The ECT coefficient of -0.8484 indicates that approximately 84.84% of short-run disequilibrium is corrected toward equilibrium within one year.

Keywords: Crude Palm Oil (CPO); Error Correction Model (ECM); Indonesian Exports; International Trade; US–China Trade War.

Abstrak. Indonesia merupakan produsen dan eksportir minyak sawit mentah (CPO) terbesar di dunia, dengan Tiongkok sebagai mitra dagang strategis utama. Perang dagang AS–Tiongkok yang dimulai tahun 2018 menciptakan guncangan struktural dalam perdagangan global yang berpotensi memengaruhi ekspor CPO Indonesia. Penelitian ini menganalisis pengaruh Produksi CPO Indonesia, Harga CPO Internasional, Nilai Tukar USD/IDR, dan Perang Dagang AS–Tiongkok terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok periode 1990–2023, menggunakan metode Error Correction Model (ECM) melalui prosedur dua tahap Engle-Granger. Hasil penelitian menunjukkan bahwa secara simultan seluruh variabel berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok. Secara parsial, Produksi CPO Indonesia berpengaruh positif dan signifikan dalam jangka panjang (koefisien = 1,35), sementara Harga CPO Internasional dan Nilai Tukar USD/IDR tidak berpengaruh signifikan. Perang Dagang AS–Tiongkok terbukti berpengaruh negatif dan signifikan dalam jangka pendek (koefisien = -0,3099; $p = 0,060$), mengindikasikan penurunan laju pertumbuhan volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok sekitar 30,99% pada periode konflik, namun tidak berpengaruh signifikan dalam jangka panjang, yang mencerminkan daya tahan perdagangan CPO bilateral terhadap guncangan proteksionisme global. Koefisien ECT sebesar -0,8484 menunjukkan bahwa sekitar 84,84% ketidakseimbangan jangka pendek terkoreksi menuju ekuilibrium dalam satu tahun.

Kata Kunci: Error Correction Model (ECM); Ekspor Indonesia; Minyak Sawit Mentah (CPO); Perang Dagang AS–Tiongkok; Perdagangan Internasional.

1. LATAR BELAKANG

Perdagangan internasional merupakan kegiatan pertukaran barang dan jasa antar negara yang memungkinkan negara melakukan spesialisasi produksi, memperoleh skala ekonomi (*economies of scale*), serta mengakses ragam barang yang lebih luas yang pada akhirnya menghasilkan *gains from trade* (Krugman *et al.*, 2011). Penerapan konsep tersebut terlihat dalam sistem ekonomi Indonesia, Indonesia menganut sistem ekonomi terbuka, yang berarti Indonesia menjalin hubungan ekonomi dan perdagangan dengan negara-negara lain di seluruh

dunia. Dalam sistem ini, Indonesia membuka diri terhadap arus barang, jasa, dan investasi asing untuk mendukung stabilitas ekonomi nasional. Karena sistem terbuka tersebut, perdagangan internasional menjadi kebutuhan pokok bagi Indonesia guna memperoleh barang atau teknologi yang belum diproduksi di dalam negeri, sekaligus sebagai sarana untuk memasarkan produk lokal ke pasar global.

Sebagai negara yang aktif dalam perdagangan internasional, Indonesia memanfaatkan sumber daya alamnya untuk memenuhi permintaan pasar global. Indonesia berperan sebagai pemasok utama berbagai komoditas dan terlibat dalam perjanjian perdagangan internasional serta organisasi ekonomi dunia. Aktivitas perdagangan ini mendorong pertumbuhan ekonomi, menciptakan lapangan kerja, dan meningkatkan cadangan devisa melalui kegiatan ekspor. Indonesia memiliki sumber daya alam yang besar di sektor migas dan nonmigas sebagai komoditas ekspor unggulan

Indonesia tercatat sebagai produsen minyak kelapa sawit (*Crude Palm Oil/CPO*) terbesar di dunia. Data *Council of Palm Oil Producing Countries* (CPOPC) periode 2022/2023 menunjukkan bahwa total produksi CPO global mencapai 79,16 juta metrik ton, dengan Indonesia menyumbang sebesar 46,5 juta metrik ton atau sekitar 58 persen dari total produksi dunia. Kontribusi ini jauh melampaui produksi minyak nabati utama lainnya, seperti minyak kedelai sebesar 61,9 juta metrik ton, rapeseed sebesar 31,53 juta metrik ton, dan minyak bunga matahari sebesar 20,14 juta metrik ton. Data *United States Department of Agriculture* (USDA) tahun 2024 juga mengonfirmasi dominasi Indonesia dengan pangsa produksi global sebesar 59,2 persen, diikuti oleh Malaysia sebesar 23,9 persen dan Thailand sebesar 4,3 persen (Sulaiman *et al.*, 2024). Keunggulan minyak sawit Indonesia tidak hanya tercermin dari volume produksi, tetapi juga dari tingkat efisiensi lahan dan pertumbuhan produksi. Rata-rata produktivitas minyak sawit mencapai 4 ton per hektare, jauh lebih tinggi dibandingkan minyak kedelai yang hanya menghasilkan sekitar 0,4 ton per hektare. Hingga tahun 2025, laju pertumbuhan produksi sawit Indonesia tercatat sebesar 2,75 persen per tahun, lebih tinggi dibandingkan rata-rata pertumbuhan minyak nabati dunia yang sebesar 2,36 persen (Sulaiman *et al.*, 2024).

Perang dagang didefinisikan sebagai penggunaan tarif yang melebihi komitmen formal dalam perjanjian perdagangan internasional sebagai instrumen negosiasi untuk merevisi atau memaksa perubahan kesepakatan dagang. Fenomena ini mencerminkan pergeseran dari sistem perdagangan multilateral yang berbasis aturan (*rules-based system*) sesuai prinsip World Trade Organization (WTO) menuju sistem berbasis kekuatan (*power-based system*), di mana negara dengan kekuatan ekonomi besar memanfaatkan posisi tawarnya untuk memengaruhi kebijakan

mitra dagang, khususnya terhadap negara yang memiliki surplus perdagangan signifikan (Mattoo & Staiger, 2020). Perang dagang AS–Tiongkok dipicu oleh pergeseran kekuatan ekonomi global, terutama melemahnya dominasi ekonomi Amerika Serikat seiring dengan pesatnya pertumbuhan ekonomi Tiongkok. Ketegangan ini juga mencerminkan upaya Amerika Serikat untuk merundingkan ulang kesepakatan dagang yang dinilai asimetris dan merugikan kepentingan domestiknya. Pergeseran menuju pendekatan berbasis kekuatan tersebut menghambat proses liberalisasi perdagangan bagi negara berkembang (*latecomers*) serta mengganggu legitimasi sistem perdagangan multilateral. Dampak lanjutan dari fenomena ini meliputi meningkatnya proteksionisme tarif secara global dan meningkatnya ketidakpastian hukum dalam negosiasi perdagangan internasional (Mattoo & Staiger, 2020).

Perang dagang antara Amerika Serikat dan Tiongkok yang dimulai pada tahun 2018 menjadi salah satu guncangan terbesar dalam sistem perdagangan global modern. Kebijakan tarif tinggi yang diberlakukan secara timbal balik tidak hanya mengubah pola perdagangan bilateral kedua negara, tetapi juga menciptakan ketidakpastian luas dalam rantai pasok internasional. Ketika keterkaitan *global value chains* (GVCs) diperhitungkan, dampak negatif perang dagang meluas ke berbagai negara dan menurunkan produk domestik bruto (PDB) dunia sekitar US\$450 miliar (Itakura, 2022). Kondisi ini menunjukkan bahwa gangguan perdagangan antara dua ekonomi terbesar dunia memiliki implikasi sistemik terhadap perekonomian global. Pergeseran kebijakan perdagangan Amerika Serikat semakin jelas di bawah kepemimpinan Presiden Donald Trump (2017–2021), yang menandai transisi dari orientasi perdagangan bebas menuju pendekatan yang lebih proteksionis. Kebijakan ini didorong oleh ketidakpuasan terhadap sistem perdagangan global yang dinilai tidak lagi memberikan keuntungan optimal bagi Amerika Serikat, terutama terkait meningkatnya defisit perdagangan dan menguatnya posisi ekonomi Tiongkok. Pemerintahan Trump memandang penerapan tarif impor yang tinggi sebagai instrumen kebijakan untuk mengurangi defisit perdagangan dengan Tiongkok serta melindungi industri domestik dari persaingan yang dianggap tidak adil (Chong & Li, 2019).

Penyebab perang dagang AS–Tiongkok dapat diklasifikasikan ke dalam tiga faktor utama. Pertama, meningkatnya defisit perdagangan Amerika Serikat dengan Tiongkok, yang pada tahun 2017 mencapai sekitar 46 persen dari total defisit perdagangan Amerika Serikat dengan Tiongkok, yang pada tahun 2017 mencapai sekitar 46 persen dari total defisit perdagangan AS. Meskipun isu defisit perdagangan sering dijadikan justifikasi utama, efektivitas perang dagang dalam mengatasi ketidakseimbangan tersebut masih diperdebatkan. Kedua, faktor politik domestik Amerika Serikat turut berperan signifikan, khususnya

menjelang pemilihan paruh waktu tahun 2018, di mana isu perdagangan dimanfaatkan sebagai strategi politik untuk memenuhi janji kampanye Presiden Trump. Ketiga, dan yang paling mendasar, perang dagang mencerminkan persaingan strategis untuk dominasi ekonomi global. Pertumbuhan pesat Tiongkok, didukung oleh inisiatif seperti *Belt and Road Initiative*, *Asian Infrastructure Investment Bank*, dan *Made in China 2025*, serta meningkatnya peran yuan (RMB) dalam perdagangan internasional, dipandang Amerika Serikat sebagai tantangan langsung terhadap hegemoni ekonominya (Chong & Li, 2019).

Eskalasi yang disebabkan perang dagang tersebut mengakibatkan peningkatan ketegangan perdagangan global dan memicu berbagai skenario ekonomi global. Steinbock (2018) mengemukakan empat skenario utama, mulai dari *Return to Cooperation* yang paling optimistis hingga *Global Trade War* sebagai skenario terburuk yang ditandai oleh eskalasi proteksionisme dan penurunan pertumbuhan ekonomi global hingga 2–2,5 persen. Kondisi global dalam periode perang dagang cenderung berada di antara skenario *Muddling Through* dan *America First*, yang ditandai oleh ketidakpastian berkepanjangan dan volatilitas pasar internasional. Ketika dua ekonomi terbesar dunia terlibat dalam sengketa perdagangan yang semakin memanas ini, dampaknya meluas jauh melampaui hubungan bilateral. Penerapan tarif mengganggu rantai pasokan global, mengubah jalur perdagangan, dan menciptakan ketidakpastian di pasar internasional. Ekonomi negara berkembang yang terintegrasi dalam rantai pasokan ini juga mengalami efek tidak langsung, seperti perubahan pola ekspor-impor.

Kebijakan tarif proteksionis yang diterapkan oleh pemerintahan Trump memiliki implikasi negatif yang mendalam, tidak hanya bagi Amerika Serikat tetapi juga bagi ekonomi lain yang terlibat dalam perang dagang. Di AS, peningkatan tarif menyebabkan harga yang lebih tinggi untuk bahan baku antara (*intermediate inputs*) maupun barang konsumsi akhir, sehingga menimbulkan beban finansial bagi bisnis dan rumah tangga. Perusahaan domestik yang bergantung pada komponen impor menghadapi kenaikan biaya produksi, yang memengaruhi daya saing dan margin keuntungan mereka. Selain itu, berkurangnya variasi barang impor membatasi pilihan konsumen dan berpotensi menurunkan kualitas produk di pasar domestik (Amiti *et al.*, 2019).

Ketegangan perdagangan ini menciptakan dampak sistemik yang melampaui AS dan Tiongkok, memengaruhi ekonomi global. Perang dagang menyebabkan ketidakpastian pasar, pergeseran rantai pasokan, dan fluktuasi harga komoditas global (Iqbal *et al.*, 2019). Ketika AS dan Tiongkok saling memberlakukan tarif, rantai pasok global mengalami disrupsi yang menciptakan tantangan bagi negara ketiga seperti Indonesia. Perang dagang dapat menyebabkan perubahan harga komoditas global, dengan beberapa produk menjadi lebih

mahal akibat beban tarif. Di samping tekanan eksternal yang bersumber dari perubahan kebijakan perdagangan global, kinerja ekspor minyak sawit Indonesia juga ditentukan oleh kondisi ekonomi makro domestik. Variabel seperti Nilai Tukar rupiah terhadap dolar, produksi CPO, dan harga CPO memiliki pengaruh signifikan terhadap volume ekspor minyak sawit pada periode 1989–2019, yang menunjukkan bahwa fluktuasi nilai tukar dan harga komoditas internasional dapat secara langsung memengaruhi daya saing produk sawit Indonesia di pasar global (Aglio, 2022). Produksi CPO juga berpengaruh positif dan signifikan terhadap ekspor, sementara nilai tukar dan inflasi menunjukkan pengaruh yang lebih bervariasi tergantung kondisi ekonomi tertentu (Paramartha & Setyari, 2020). Selain itu, PDB, nilai tukar, dan jumlah penduduk secara simultan memengaruhi nilai ekspor, dengan nilai tukar menjadi faktor dominan, menekankan pentingnya stabilitas ekonomi dan daya beli mitra dagang dalam menentukan performa ekspor minyak sawit Indonesia (G. H. Putra & Widanta, 2022). Hal ini menggambarkan bahwa meskipun faktor eksternal seperti perang dagang atau kebijakan proteksionis negara lain memiliki dampak, kondisi domestik tetap memainkan peran sentral dalam keberlanjutan ekspor minyak sawit.

Meskipun temuan-temuan ini menegaskan pentingnya faktor domestik, dinamika perdagangan CPO tidak dapat dilepaskan dari perubahan perilaku pasar global akibat perang dagang AS–Tiongkok. Dengan posisi Indonesia sebagai eksportir CPO terbesar dunia, perubahan struktur perdagangan global memiliki implikasi signifikan terhadap kinerja ekspor nasional. Kondisi tersebut memperlihatkan bahwa perlu dilakukan analisis lebih mendalam mengenai dampak tidak langsung perang dagang AS–Tiongkok terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok. Meskipun studi terdahulu telah mengonfirmasi pengaruh positif produksi CPO terhadap ekspor (Erwinsyah, 2024; Prawoto *et al.*, 2025), hubungan negatif harga CPO internasional terhadap volume ekspor dari sisi permintaan (Daengs *et al.*, 2021; Nuryanto *et al.*, 2023), serta dampak nilai tukar terhadap daya saing ekspor (Henry, 2020; Arias *et al.*, 2020) analisis tersebut umumnya dilakukan dalam konteks pasar normal tanpa mempertimbangkan guncangan geopolitik besar. Sementara itu, wacana mengenai dampak positif perang dagang AS–Tiongkok terhadap ekspor CPO Indonesia lebih banyak dibahas secara kualitatif dan deskriptif (Dita, 2023; Rahmadi & Yandri, 2025). Oleh karena itu, diperlukan pendekatan kuantitatif untuk memberikan gambaran yang lebih akurat.

Penelitian-penelitian sebelumnya umumnya masih terbatas dalam menjelaskan secara komprehensif faktor-faktor yang memengaruhi kinerja ekspor minyak kelapa sawit Indonesia dalam konteks perubahan kondisi perdagangan global akibat disrupsi global seperti perang dagang AS–Tiongkok. Sebagian studi menganalisis pengaruh variabel tertentu secara terpisah,

seperti produksi CPO, harga CPO internasional, atau nilai tukar, tanpa mengintegrasikannya dengan faktor guncangan eksternal dalam satu kerangka analisis yang terpadu. Oleh karena itu, penelitian ini menganalisis pengaruh produksi, harga, nilai tukar, dan perang dagang AS–Tiongkok terhadap volume ekspor CPO Indonesia secara menyeluruh.

2. METODE PENELITIAN

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan desain asosiatif kausal untuk menganalisis pengaruh produksi CPO Indonesia, harga CPO internasional, nilai tukar Rupiah terhadap Dolar AS, serta perang dagang AS–Tiongkok terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok. Penelitian berfokus pada perdagangan bilateral Indonesia–Tiongkok dengan objek kajian ekspor CPO kode HS 1511 menggunakan data *time series* tahunan periode 1990–2023. Variabel dependen dalam penelitian ini adalah volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok, sedangkan variabel independennya meliputi produksi CPO Indonesia, harga CPO internasional, nilai tukar USD/IDR, dan variabel *dummy* perang dagang AS–Tiongkok periode 2018–2020. Data yang digunakan berupa data sekunder kuantitatif yang bersumber dari UN Comtrade, USDA, dan World Bank

Pengumpulan data dilakukan melalui metode studi dokumentasi dengan menghimpun data dari lembaga internasional resmi dan kredibel. Data volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok diperoleh dari UN Comtrade, data produksi CPO dari USDA, harga CPO internasional dari publikasi *Commodity Price Data (The Pink Sheet)* World Bank, serta data nilai tukar dari *World Development Indicators (WDI)* World Bank. Seluruh data disusun secara sistematis berdasarkan kesesuaian periode dan satuan pengukuran guna menjamin validitas, reliabilitas, dan konsistensi analisis. Penelitian ini menggunakan 34 observasi tahunan yang dinilai telah memenuhi syarat minimal analisis statistik parametrik (Stock & Watson, 2020).

Teknik analisis data dilakukan menggunakan model *Error Correction Model (ECM)* dengan bantuan perangkat lunak Stata untuk mengidentifikasi hubungan jangka pendek dan jangka panjang antarvariabel. Tahapan analisis meliputi uji stasioneritas menggunakan *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*, uji kointegrasi Engle–Granger, estimasi persamaan ECM, serta pengujian asumsi klasik yang mencakup normalitas, autokorelasi, heteroskedastisitas, dan multikolinearitas. Model ECM dipilih karena mampu menjelaskan mekanisme penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang akibat adanya guncangan ekonomi dan perdagangan global (Becketti, 2013; Enders, 2014; Wooldridge, 2019; Stock & Watson, 2020).

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

Deskripsi Data Hasil Penelitian

Perkembangan Volume Ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok

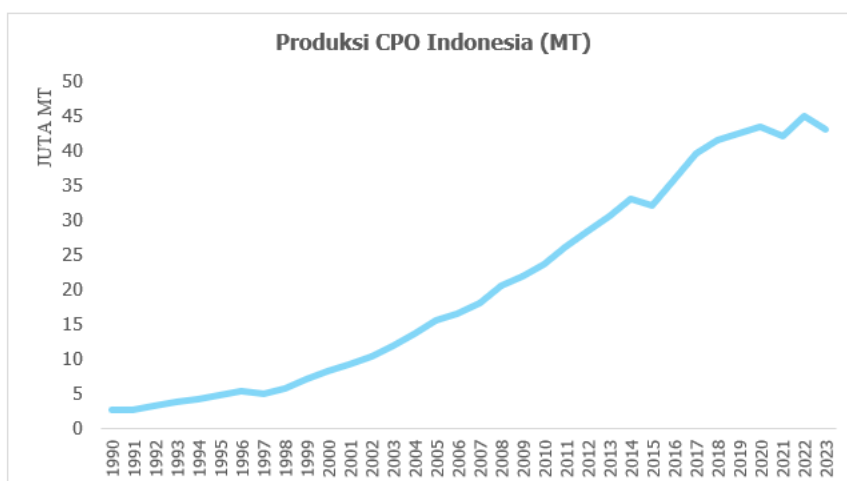


Gambar 1. Volume Ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok.

Sumber: UN Comtrade, 2026

Berdasarkan gambar 1, volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok selama 1990–2023 menunjukkan tren yang meningkat dan berfluktuasi. Pada awal periode volume ekspor masih relatif rendah, kemudian meningkat pesat terutama sejak awal tahun 2000-an hingga mencapai puncaknya pada 2019 sebesar 5,2 juta MT. Setelah mengalami penurunan pada beberapa tahun, termasuk 2020 dan 2022, ekspor kembali meningkat pada 2023. Secara keseluruhan, perkembangan ini menunjukkan pertumbuhan volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok yang cenderung positif dalam jangka panjang.

Perkembangan Produksi CPO Indonesia



Gambar 2. Produksi CPO Indonesia (Metric Ton).

Sumber: United States Department of Agriculture, 2026

Berdasarkan gambar 2, perkembangan produksi CPO Indonesia menunjukkan tren yang terus meningkat. Produksi meningkat dari 2,65 juta MT pada periode tahun 1990 menjadi 45 juta MT di tahun 2023 atau tumbuh 16 kali lipat. kondisi ini menunjukkan adanya peningkatan kapasitas produksi, ekspansi industri kelapa sawit nasional, serta semakin besarnya kemampuan Indonesia dalam mendukung kebutuhan domestik maupun pasar ekspor.

Perkembangan Harga CPO Internasional



Gambar 3. Harga CPO Internasional.

Sumber: World Bank, 2026

Berdasarkan gambar 3, terlihat bahwa harga jual CPO internasional bergerak secara fluktuatif namun memiliki tren jangka panjang yang terus meningkat sejak tahun 1990, harga CPO tercatat sebesar 289,75 USD/MT. Namun, pergerakan harga CPO ini sempat mengalami tren penurunan pada tahun 2018 menjadi sebesar 638,66 USD/MT Harga tersebut kemudian kembali mengalami lonjakan peningkatan yang sangat signifikan hingga mencapai level tertingginya pada tahun 2022 sebesar 1.275,99 USD/MT, sebelum akhirnya kembali terkoreksi turun pada tahun 2023 menjadi 886,45 USD/MT.

Perkembangan Nilai Tukar

Tabel 1. Perkembangan Nilai Tukar Rupiah terhadap US Dolar Tahun 1990-2023.

Tahun	Nilai Tukar USD/IDR	Tahun	Nilai Tukar USD/IDR	Tahun	Nilai Tukar USD/IDR
1990	1.842,813333	2002	9.311,191667	2014	11.865,2113
1991	1.950,3175	2003	8.577,133333	2015	13.389,41294
1992	2.029,920833	2004	8.938,85	2016	13.308,3268
1993	2.087,103867	2005	9.704,741667	2017	13.380,83388
1994	2.160,753675	2006	9.159,316667	2018	14.236,93877
1995	2.248,607975	2007	9.141	2019	14.147,67136
1996	2.342,296292	2008	9.698,9625	2020	14.582,20347
1997	2.909,38	2009	10.389,9375	2021	14.308,1439
1998	10.013,6225	2010	9.090,433333	2022	14.849,85394
1999	7.855,15	2011	8.770,433333	2023	15.236,88466
2000	8.421,775	2012	9.386,629167		
2001	10.260,85	2013	10.461,24		

Sumber: World Bank, 2026

Berdasarkan tabel 1, perkembangan nilai tukar USD/IDR menunjukkan tren yang cenderung mengalami depresiasi, meskipun disertai fluktuasi. Nilai tukar meningkat dari sekitar Rp1.842 per USD pada tahun 1990 menjadi Rp15.236 per USD pada tahun 2023. Lonjakan paling signifikan terjadi pada akhir 1990-an seiring krisis ekonomi Asia, ketika nilai tukar melonjak tajam dari kisaran Rp2.900 menjadi lebih dari Rp10.000 per USD. Pada periode selanjutnya, nilai tukar berfluktuasi namun cenderung berada pada level yang lebih tinggi dan terus mengalami pelemahan hingga akhir periode penelitian.

Hasil Penelitian dan Pembahasan

Uji Stasioneritas (Augmented Dickey-Fuller/ADF)

Tabel 2. Hasil Uji Stasioneritas (ADF) pada Tingkat Level.

Variabel	Statistik Uji	Nilai Kritis (5%)	Probabilitas
ln Volume Ekspor CPO Indonesia-Tiongkok	-3,205	-3,568	0,0833
ln Produksi CPO Indonesia	0,680	-3,568	0,9970
ln Harga CPO Internasional	-2,565	-3,568	0,2965
ln Nilai Tukar USD/IDR	-1,856	-3,568	0,6773

Sumber: Diolah oleh penulis

Berdasarkan tabel 2, nilai *p-value* untuk variabel Volume Ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok (0,0833), Produksi CPO Indonesia (0,9970), Harga CPO Internasional (0,2965), dan Nilai Tukar USD/IDR (0,6773) seluruhnya berada di atas ambang batas 0,05. Kondisi ini mengindikasikan bahwa data pada tingkat level mengandung akar unit atau memiliki tren yang bersifat nonstasioner, sehingga diperlukan proses diferensiasi (*differencing*) untuk menghilangkan akar unit dan mencapai stasioneritas data. Karena seluruh variabel tidak stasioner pada tingkat level, maka dilakukan pengujian tahap kedua pada tingkat turunan pertama (*first difference*). Proses ini dilakukan dengan menghitung selisih antara data periode t dengan periode $t-1$.

Tabel 3. Hasil Uji Stasioneritas (ADF) pada Tingkat First Difference.

Variabel	Statistik Uji	Nilai Kritis (5%)	Probabilitas
D.ln Volume Ekspor CPO Indonesia-Tiongkok	-9,563	-2,980	0,0000
D.ln_Produksi CPO Indonesia	-4,072	-2,980	0,0011
D.ln_Harga CPO Internasional	-4,555	-2,980	0,0002
D.ln_Nilai Tukar USD/IDR	-5,947	-2,980	0,0000

Sumber: Diolah oleh penulis

Berdasarkan tabel 3, seluruh variabel penelitian kini memiliki nilai *p-value* sebesar 0,0000 hingga 0,0011, yang jauh di bawah standar signifikansi 0,05. Dengan demikian, hipotesis nol (H_0) ditolak. Hal ini menunjukkan bahwa seluruh variabel terintegrasi pada orde satu, $I(1)$, sehingga memenuhi salah satu prasyarat untuk dilanjutkan ke pengujian kointegrasi dan estimasi ECM.

Uji Kointegrasi

Uji kointegrasi bertujuan untuk mengetahui adanya hubungan keseimbangan jangka panjang antara variabel dependen dan variabel independen dengan menggunakan pendekatan *Engle-Granger Two-Step Method*. Metode ini dilakukan melalui pengujian stasioneritas residual hasil regresi jangka panjang, di mana residual yang stasioner pada tingkat level I(0) menunjukkan adanya hubungan kointegrasi atau keseimbangan jangka panjang (*long-run equilibrium*) antar variabel. Hipotesis dalam uji ini adalah H0: tidak terdapat hubungan kointegrasi antar variabel (residual tidak stasioner) dan Ha: terdapat hubungan kointegrasi antar variabel (residual stasioner).

a. Analisis Hasil Uji Kointegrasi

Tabel 4. Hasil Uji Kointegrasi Engle-Granger.

Variabel	Statistik Uji (Z(t))	Nilai Kritis (1%)	Nilai Kritis (5%)
Residual (res_long)	-6,086	-2,647	-1,950

Sumber: Diolah oleh peneliti

Berdasarkan Tabel 4, nilai Statistik Uji (Z(t)) sebesar -6,086 lebih kecil dibandingkan nilai kritis *MacKinnon* pada tingkat signifikansi 1%, 5%, dan 10%, sehingga H0 ditolak. Stasioneritas residual pada tingkat level I(0) menunjukkan adanya hubungan kointegrasi, yang berarti variabel penelitian memiliki kecenderungan bergerak bersama dan menyesuaikan diri menuju keseimbangan jangka panjang (*long-run equilibrium*) meskipun dalam jangka pendek terjadi fluktuasi akibat perubahan produksi CPO Indonesia, harga CPO internasional, nilai tukar USD/IDR, maupun perang dagang AS-Tiongkok. Oleh karena itu, model *Error Correction Model* (ECM) dapat digunakan karena telah memenuhi prasyarat utama, yaitu seluruh variabel terintegrasi pada orde satu I(1) dan residual persamaan jangka panjang stasioner pada level I (0).

Estimasi Model *Error Correction Model* (ECM)

a. Estimasi Jangka Panjang

Tabel 5. Hasil Estimasi Jangka Panjang.

Variabel	Koefisien	Std. Error	Statistik t	Prob.
ln Produksi CPO Indonesia	1,3493***	0,2951	4,57	0,000
ln Harga CPO Internasional	0,0030	0,3408	0,01	0,993
ln Nilai Tukar USD/IDR	0,3223	0,2806	1,15	0,260
Dummy Perang Dagang	-0,1612	0,3242	-0,50	0,623
Konstanta	-11,5206***	1,6611	-6,94	0,000
R-squared	0,9275			
Prob > F	0,0000			

Catatan: Variabel dependen adalah ln Volume Ekspor CPO Indonesia–Tiongkok, *** signifikan pada $\alpha = 1\%$ ($p < 0,01$); ** signifikan pada $\alpha = 5\%$ ($p < 0,05$); * signifikan pada $\alpha = 10\%$ ($p < 0,10$)

Sumber: Diolah oleh penulis.

Berdasarkan Tabel 5, nilai R^2 sebesar 0,9275 menunjukkan bahwa 92,75% variasi volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dalam jangka panjang dapat dijelaskan oleh variabel Produksi CPO Indonesia, Harga CPO Internasional, Nilai Tukar USD/IDR, dan *Dummy* Perang Dagang AS–Tiongkok, sedangkan sisanya dipengaruhi oleh variabel lain di luar model. Nilai $Prob > F$ sebesar 0,0000 mengindikasikan bahwa seluruh variabel independen secara simultan berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dalam jangka panjang, dengan Produksi CPO Indonesia berpengaruh positif dan signifikan pada level 1%. Sementara itu, Harga CPO Internasional, Nilai Tukar USD/IDR, dan variabel perang dagang AS-Tiongkok tidak berpengaruh signifikan, yang menunjukkan bahwa perdagangan CPO lebih dipengaruhi oleh kebutuhan industri riil serta kemampuan pasar dalam melakukan adaptasi melalui diversifikasi perdagangan dan penyesuaian rantai pasok global.

Tabel 6. Hasil Estimasi Jangka Pendek (ECM).

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D.ln Produksi CPO Indonesia	-1,5822	1,6426	-0,96	0,344
D.ln Harga CPO internasional	0,0491	0,2678	0,18	0,856
D.ln Nilai Tukar USD/IDR	-0,1552	0,2027	-0,77	0,451
Dummy Perang Dagang AS-Tiongkok	-0,3099*	0,1576	-1,97	0,060
ECT (Error Correction Term)	-0,8484***	0,1618	-5,24	0,000
Konstanta	0,2827	0,1715	1,65	0,111
R-squared	0,5419			
Prob > F	0,0000			

*Catatan: Variabel dependen adalah D.ln Volume Ekspor CPO Indonesia–Tiongkok, *** signifikan pada $\alpha = 1\%$ ($p < 0,01$); ** signifikan pada $\alpha = 5\%$ ($p < 0,05$); * signifikan pada $\alpha = 10\%$ ($p < 0,10$)*

Sumber: Diolah oleh penulis.

Berdasarkan Tabel 6, nilai *Error Correction Term* (ECT) sebesar -0,8484 dan signifikan pada level 1% menunjukkan bahwa model *Error Correction Model* (ECM) yang digunakan telah tepat serta terdapat hubungan kointegrasi antar variabel dalam model. Nilai tersebut mengindikasikan bahwa sekitar 84,84% ketidakseimbangan volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok pada periode sebelumnya akan dikoreksi menuju keseimbangan jangka panjang dalam waktu satu tahun, sehingga proses penyesuaian berlangsung relatif cepat. Dalam jangka pendek, variabel Produksi CPO Indonesia, Harga CPO Internasional, dan Nilai Tukar USD/IDR tidak berpengaruh signifikan, sedangkan variabel *dummy* perang dagang AS-Tiongkok berpengaruh negatif dan signifikan pada tingkat 10%, dengan nilai *R-squared* sebesar 0,5419 dan $Prob > F$ sebesar 0,0000 yang menunjukkan bahwa model layak digunakan dalam analisis.

Uji Asumsi Klasik

a. Uji Normalitas

Tabel 7. Hasil Uji Normalitas.

Variabel	Observasi	Prob.Skewness	Prob.Kurtosis	Prob > chi2
<i>Residual</i>	33	0,1901	0,1459	0,1325

Sumber: Diolah oleh peneliti

Berdasarkan Tabel 7 mengenai hasil uji normalitas yang sudah dilakukan, terlihat bahwa nilai Prob > chi2 yaitu sebesar $0,1325 > \text{sig} (0,05)$. Hal tersebut berarti bahwa *residual* yang digunakan dalam penelitian ini berdistribusi normal.

b. Uji Multikolinearitas

Tabel 8. Hasil Uji Multikolinearitas.

Variabel	VIF	1/VIF
ECT	1,38	0,7240
Dummy Outlier	1,36	0,7373
ln Produksi CPO Indonesia	1,30	0,7665
ln Nilai Tukar USD/IDR	1,25	0,8026
ln Harga CPO Internasional	1,19	0,8396
Dummy Perang Dagang AS-Tiongkok	1,12	0,8932
Mean VIF	1,27	

Sumber: Diolah oleh peneliti

Berdasarkan Tabel 8, menunjukkan bahwa nilai *variance inflation factor* (VIF) dari masing-masing variabel independen memiliki nilai kurang dari 10 ($VIF < 10$) dengan rata-rata (*Mean VIF*) sebesar 1,27. Hal tersebut mengandung arti bahwa model regresi terbebas dari masalah multikolinearitas.

c. Uji Heteroskedastisitas

Tabel 9. Hasil Uji Heteroskedastisitas.

Statistik uji	Nilai	Prob > chi2
Chi2(1)	0,24	0,6259

Sumber: Diolah oleh peneliti

Berdasarkan Tabel 9, hasil uji heteroskedastisitas menunjukkan bahwa nilai probabilitas Chi-Square sebesar $0,6259 > \alpha (0,05)$. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa model yang digunakan dalam penelitian ini terbebas dari masalah heteroskedastisitas.

d. Uji Autokorelasi

Tabel 10. Hasil Uji Autokorelasi.

Lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	2,903	1	0,0884

Sumber: Diolah oleh peneliti

Berdasarkan Tabel 10, terlihat bahwa nilai probabilitas sebesar $0,0884 > \alpha$ (0,05). Hal tersebut mengandung arti bahwa model regresi dalam penelitian ini terbebas dari masalah autokorelasi.

Uji Signifikansi Koefisien Regresi Secara Simultan (Uji-F)

Hipotesis pertama dalam penelitian ini diuji menggunakan Uji-F untuk mengetahui pengaruh simultan Produksi CPO Indonesia, Harga CPO Internasional, Nilai Tukar USD/IDR, *dummy* perang dagang AS-Tiongkok, dan *Error Correction Term* (ECT) terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok tahun 1990–2023. Hasil pengujian menunjukkan bahwa nilai F_{hitung} (16,38) $>$ F_{tabel} (2,47) serta nilai $Prob > F$ sebesar $0,0000 < 0,05$, sehingga H_0 ditolak. Dengan demikian, seluruh variabel independen dalam model secara simultan berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok selama periode penelitian.

Uji Signifikansi Koefisien Regresi Secara Parsial (Uji-T)

Tabel 11. Ringkasan Hasil Uji-t (Parsial).

Variabel	Koef. (JP)	t hitung (JP)	Prob. (JP)	Koef. (ECM)	t hitung (ECM)	Prob. (ECM)
Produksi CPO Indonesia (X1)	1,3493***	4,57	0,000	-1,5822	-0,96	0,344
Harga CPO Internasional (X2)	0,0030	0,01	0,991	0,00491	0,18	0,856
Nilai Tukar USD/IDR (X3)	0,3223	1,15	0,260	-0,1552	-0,77	0,451
Dummy Perang Dagang AS-Tiongkok (X4)	-0,1612	-0,50	0,623	-0,3099*	-1,97	0,060
ECT	-	-	-	-	-5,24	0,000
				0,8484***		

*Keterangan: JP = Jangka Panjang. ECM = Error Correction Model (Jangka Pendek); *** signifikan pada $\alpha = 1\%$; ** signifikan pada $\alpha = 5\%$; * signifikan pada $\alpha = 10\%$*

Sumber: Diolah oleh peneliti

- a. Pengaruh Produksi CPO Indonesia (X_1) terhadap Volume Ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok (Y)

Rumusan Hipotesis:

$H_0 : \beta_1 = 0$ (Produksi CPO Indonesia tidak berpengaruh terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok).

$H_1 : \beta_1 > 0$ (Produksi CPO Indonesia berpengaruh positif terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok).

Pada model jangka pendek, nilai t hitung sebesar -0,96 dengan probabilitas $0,344 > 0,05$. Karena t_{hitung} (-0,96) $<$ t_{tabel} (2,056), maka H_0 tidak dapat ditolak, sehingga dapat disimpulkan bahwa Produksi CPO Indonesia tidak berpengaruh signifikan secara parsial terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dalam jangka pendek. Pada model

jangka panjang, nilai t_{hitung} sebesar 4,57 dengan probabilitas 0,000. Karena $t_{hitung} > t_{tabel}$ (2,056) dan $Sig < 0,05$, maka H_0 ditolak. Produksi CPO Indonesia memiliki pengaruh positif dan signifikan secara parsial terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dalam jangka panjang.

- b. Pengaruh Harga CPO Internasional (X_2) terhadap Volume Ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok (Y)

Rumusan Hipotesis:

$H_0 : \beta_2 = 0$ (Harga CPO Internasional tidak berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok).

$H_1 : \beta_2 > 0$ (Harga CPO Internasional berpengaruh positif dan signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok).

Pada model jangka pendek, nilai t_{hitung} sebesar 0,18 dengan probabilitas 0,856 $> 0,05$. Karena t_{hitung} (0,18) $< t_{tabel}$ (2,056), maka H_0 tidak dapat ditolak, sehingga dapat disimpulkan bahwa harga CPO internasional tidak berpengaruh signifikan secara parsial terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dalam jangka pendek. Pada model jangka panjang, nilai t_{hitung} sebesar 0,01 dengan probabilitas 0,993 $> 0,05$. Karena t_{hitung} (0,01) $< t_{tabel}$ (2,056), maka H_0 tidak dapat ditolak, sehingga dapat disimpulkan bahwa harga CPO internasional juga tidak berpengaruh signifikan secara parsial terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dalam jangka panjang.

- c. Pengaruh Nilai Tukar USD/IDR (X_3) terhadap Volume Ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok (Y)

Rumusan Hipotesis:

$H_0 : \beta_3 = 0$ (Nilai tukar USD/IDR tidak berpengaruh terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok).

$H_1 : \beta_3 > 0$ (Nilai tukar USD/IDR berpengaruh positif terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok).

Pada model jangka pendek, nilai t_{hitung} sebesar -0,77 dengan probabilitas 0,451 $> 0,05$. Karena t_{hitung} (-0,77) $< t_{tabel}$ (2,056), maka H_0 tidak dapat ditolak, sehingga dapat disimpulkan bahwa nilai tukar USD/IDR tidak berpengaruh signifikan secara parsial terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dalam jangka pendek. Pada model jangka panjang, nilai t_{hitung} sebesar 1,15 dengan probabilitas 0,260 $> 0,05$. Karena t_{hitung} (1,15) $< t_{tabel}$ (2,056), maka H_0 tidak dapat ditolak, sehingga dapat disimpulkan bahwa

nilai tukar USD/IDR juga tidak berpengaruh signifikan secara parsial terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dalam jangka panjang.

- d. Pengaruh Perang Dagang AS-Tiongkok (X_4) terhadap Volume Ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok (Y)

Rumusan Hipotesis:

$H_0 : \beta_4 = 0$ (Perang dagang AS-Tiongkok tidak berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok).

$H_1 : \beta_4 < 0$ (Perang dagang AS-Tiongkok berpengaruh negatif dan signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok).

Pada model jangka pendek, nilai t hitung sebesar -1,97 dengan probabilitas $0,060 < 0,10$. Karena $t_{hitung} (-1,97) < -t_{tabel} (-1,706)$ pada taraf nyata 10%, maka H_0 ditolak, sehingga dapat disimpulkan bahwa perang dagang AS-Tiongkok berpengaruh negatif dan signifikan secara parsial terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dalam jangka pendek. Pada model jangka panjang, nilai t_{hitung} sebesar -0,50 dengan probabilitas $0,623 > 0,05$. Karena $t_{hitung} (-0,50) > -t_{tabel} (-2,056)$, maka H_0 tidak dapat ditolak, sehingga dapat disimpulkan bahwa perang dagang AS-Tiongkok tidak berpengaruh signifikan secara parsial terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dalam jangka panjang.

- e. Pengaruh Error Correction Term (ECT)

$H_0 : \beta_{ECT} = 0$ (Model tidak memiliki hubungan kointegrasi dan tidak terjadi penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang).

$H_1 : \beta_{ECT} < 0$ (Model memiliki hubungan kointegrasi dan terdapat mekanisme penyesuaian dari ketidakseimbangan jangka pendek menuju keseimbangan jangka panjang).

Hasil pengujian menunjukkan nilai koefisien ECT sebesar -0,8484 dengan probabilitas $0,000 < 0,05$. Karena koefisien ECT bernilai negatif dan signifikan serta $t_{hitung} (-5,24) < -t_{tabel} (-2,056)$, maka H_0 ditolak. Hal ini mengonfirmasi bahwa terdapat hubungan kointegrasi antara variabel-variabel dalam model dan terdapat mekanisme penyesuaian yang valid dari ketidakseimbangan jangka pendek menuju keseimbangan jangka panjang. Nilai koefisien ECT sebesar -0,8484 mengindikasikan bahwa sebesar 84,84% ketidakseimbangan jangka pendek akan terkoreksi setiap tahunnya menuju keseimbangan jangka panjang, yang menunjukkan kecepatan penyesuaian yang relatif tinggi.

Pembahasan Hasil Penelitian

Berdasarkan pada hasil pengolahan data yang sudah dilakukan pada setiap variabel yang meliputi volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok, Produksi CPO Indonesia, Harga CPO Internasional, Nilai Tukar USD/IDR, dan Perang Dagang AS-Tiongkok, maka dapat dijabarkan hasil pembahasan penelitian sebagai berikut.

Hasil uji-t pada variabel Produksi CPO Indonesia menunjukkan bahwa dalam jangka panjang terdapat nilai probabilitas $P > |t|$ sebesar 0,000 lebih kecil dari 0,05, sehingga dapat disimpulkan bahwa terdapat pengaruh positif dan signifikan secara parsial antara Produksi CPO Indonesia terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok. Namun, pada jangka pendek variabel Produksi CPO Indonesia memiliki nilai probabilitas $P > |t|$ sebesar 0,344 yang lebih besar dari 0,05 sehingga tidak berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok. Ketidaksignifikanan dalam jangka pendek ini dapat dijelaskan melalui beberapa mekanisme. Pertama, peningkatan produksi dalam jangka pendek berpotensi sebagian diserap oleh kebutuhan industri domestik seperti minyak goreng dan biodiesel, sehingga surplus yang tersedia untuk ekspor belum tentu meningkat secara proporsional. Kedua, terdapat jeda waktu (*export supply lag*) antara peningkatan produksi di tingkat perkebunan dengan realisasi ekspor di pasar internasional karena proses distribusi, pengolahan, dan pengiriman ekspor membutuhkan waktu. Goldstein & Khan (1985) menjelaskan bahwa respons penawaran ekspor terhadap perubahan produksi bersifat lambat dalam jangka pendek dan baru sepenuhnya terwujud dalam jangka panjang seiring penyesuaian kapasitas dan kontrak perdagangan. Adapun nilai koefisien variabel produksi CPO Indonesia dalam jangka panjang bernilai positif sebesar 1,3493, yang berarti bahwa setiap peningkatan produksi CPO Indonesia sebesar 1% akan meningkatkan volume ekspor CPO ke Tiongkok sebesar 1,34%. Hasil ini menunjukkan bahwa kapasitas produksi domestik merupakan faktor utama yang menentukan kemampuan ekspor Indonesia dalam jangka panjang. Hal ini sejalan dengan penelitian yang dilakukan oleh Maygirtasari *et al.* (2015), Hamzah & Santoso (2020), dan Asliyana & Setyowati (2022) yang menyatakan bahwa produksi CPO domestik berpengaruh positif dan signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok.

Hasil uji-t pada variabel Harga CPO Internasional menunjukkan bahwa nilai probabilitas $P > |t|$ sebesar 0,856 (jangka pendek) dan 0,991 (jangka panjang) lebih besar dari 0,05 maka dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat pengaruh signifikan secara parsial antara Harga CPO Internasional terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok. Di pasar Tiongkok, CPO Indonesia merupakan bahan baku utama yang sangat penting untuk industri makanan,

kosmetik, dan energi (biodiesel). Sehingga permintaan cenderung bersifat inelastis terhadap harga dalam jangka pendek. Dalam jangka pendek, perubahan harga CPO internasional belum tentu langsung memengaruhi volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok karena perdagangan komoditas pertanian umumnya bersifat inelastis akibat keterikatan pada siklus produksi dan komitmen kontrak yang sedang berjalan. Zeng *et al.* (2013) menyatakan bahwa pasokan komoditas pertanian cenderung tidak responsif terhadap perubahan harga dalam jangka pendek karena terikat pada komitmen pengiriman yang telah disepakati sebelumnya. Sejalan dengan itu, Gopinath & Itskhoki (2010) menunjukkan bahwa perubahan harga internasional tidak serta merta diteruskan ke volume perdagangan akibat adanya kekakuan penyesuaian dalam kontrak perdagangan internasional (*price adjustment rigidity*). Hal ini juga sejalan dengan penelitian Rifin (2020) yang menunjukkan bahwa perubahan harga dan kebijakan ekspor CPO membutuhkan waktu sebelum tercermin pada perubahan volume ekspor Indonesia. Meskipun demikian, dalam jangka panjang Tiongkok tetap memiliki kemungkinan untuk melakukan substitusi dengan minyak nabati lain seperti minyak kedelai maupun minyak bunga matahari, sehingga respons perdagangan terhadap perubahan harga internasional bersifat kondisional dan dipengaruhi oleh kebutuhan pasar serta ketersediaan komoditas substitusi. Temuan tersebut didukung oleh penelitian Saragih *et al.* (2024) pada ekspor RPO Indonesia ke Pakistan yang menunjukkan bahwa harga internasional soybean oil sebagai barang substitusi palm oil berpengaruh positif dan signifikan terhadap volume ekspor RPO Indonesia dalam jangka panjang. Hasil tersebut mengindikasikan bahwa perubahan harga minyak nabati substitusi dapat memengaruhi pola permintaan perdagangan minyak sawit dalam jangka panjang. Namun, tingginya kebutuhan impor minyak nabati Tiongkok serta posisi Indonesia sebagai salah satu eksportir utama CPO menyebabkan perubahan harga internasional tidak secara signifikan memengaruhi volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok. Hal ini sejalan dengan penelitian yang dilakukan oleh Maygirtasari *et al.* (2015), Putra & Sudirman (2014) dan Melissa *et al.* (2023) yang menyatakan bahwa harga CPO internasional tidak berpengaruh signifikan terhadap ekspor Indonesia.

Hasil uji-t pada variabel Nilai Tukar USD/IDR menunjukkan bahwa nilai probabilitas $P > |t|$ sebesar 0,451 pada jangka pendek dan 0,260 pada jangka panjang, di mana keduanya lebih besar dari taraf nyata 0,05. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa Nilai Tukar USD/IDR tidak berpengaruh signifikan secara parsial terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Meskipun secara teori depresiasi nilai tukar dapat meningkatkan daya saing ekspor, dalam praktik perdagangan CPO internasional pengaruh nilai tukar terhadap volume ekspor tidak selalu bersifat langsung.

Perdagangan CPO umumnya dilakukan melalui kontrak perdagangan internasional yang telah disepakati sebelumnya sehingga perubahan Nilai Tukar dalam jangka pendek tidak langsung memengaruhi volume ekspor. Selain itu, permintaan impor Tiongkok terhadap CPO cenderung didorong oleh kebutuhan industri domestik sehingga perubahan Nilai Tukar tidak secara langsung mengubah volume impor. Selain itu, penggunaan dolar Amerika Serikat sebagai mata uang utama dalam perdagangan CPO internasional menyebabkan fluktuasi Nilai Tukar USD/IDR tidak menjadi faktor utama dalam menentukan volume ekspor CPO Indonesia. Hal ini sejalan dengan penelitian yang dilakukan oleh Prasetyo *et al.* (2017) dan Daengs *et al.* (2021) yang menyatakan bahwa Nilai Tukar USD/IDR tidak berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia.

Hasil uji-t pada variabel dummy Perang Dagang AS–Tiongkok menunjukkan bahwa pada jangka pendek nilai probabilitas $P > |t|$ sebesar 0,060 lebih kecil dari taraf nyata 0,10 sehingga dapat disimpulkan bahwa Perang Dagang AS–Tiongkok berpengaruh negatif dan signifikan secara parsial terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok pada jangka pendek. Nilai koefisien sebesar -0,3099 menunjukkan bahwa selama periode perang dagang AS-Tiongkok, laju pertumbuhan volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok cenderung lebih rendah dibandingkan periode non perang dagang AS-Tiongkok. Namun, pada jangka panjang variabel dummy perang dagang AS-Tiongkok memiliki nilai probabilitas $P > |t|$ sebesar 0,623 yang lebih besar dari 0,05 sehingga tidak berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok. Kondisi ini menunjukkan bahwa perang dagang AS-Tiongkok memberikan tekanan terhadap perdagangan internasional dalam jangka pendek akibat meningkatnya ketidakpastian ekonomi global dan perlambatan aktivitas perdagangan. Akan tetapi, dalam jangka panjang pasar cenderung melakukan penyesuaian melalui diversifikasi perdagangan dan perubahan rantai pasok global sehingga dampaknya menjadi tidak signifikan (Arita *et al.*, 2022). Hal ini sejalan dengan penelitian Henry (2020) serta Purwono *et al.* (2021) yang menyatakan bahwa perang dagang AS–Tiongkok berpengaruh negatif signifikan terhadap perdagangan dan ekspor Indonesia terutama dalam jangka pendek akibat meningkatnya ketidakpastian perdagangan global.

Hasil pengujian Error Correction Term (ECT) menunjukkan nilai koefisien sebesar -0,8484 dengan probabilitas 0,000 yang lebih kecil dari taraf nyata 0,05, sehingga dapat disimpulkan bahwa koefisien ECT signifikan secara statistik dan bernilai negatif sesuai dengan yang disyaratkan dalam model ECM. Hal ini mengonfirmasi bahwa terdapat hubungan keseimbangan jangka panjang (kointegrasi) antara volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dengan seluruh variabel independen dalam model. Nilai koefisien ECT sebesar -0,8484

mengandung arti bahwa apabila terjadi ketidakseimbangan pada periode sebelumnya, maka sebesar 84,84% ketidakseimbangan tersebut akan terkoreksi dan kembali menuju keseimbangan jangka panjang dalam setiap tahunnya. Kecepatan penyesuaian sebesar 84,84% per tahun tergolong relatif tinggi, yang mengindikasikan bahwa mekanisme koreksi kesalahan dalam perdagangan CPO Indonesia ke Tiongkok berjalan dengan cukup cepat dan efisien. Hal ini sejalan dengan Engle & Granger (1987) yang menyatakan bahwa nilai ECT yang negatif dan signifikan merupakan bukti valid adanya kointegrasi serta kemampuan sistem untuk kembali ke keseimbangan jangka panjang setelah mengalami guncangan jangka pendek.

4. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil pengolahan data dan analisis serta penguraian pada bab sebelumnya mengenai ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok periode 1990-2023, maka dapat disimpulkan sebagai berikut:

Produksi CPO Indonesia, Harga CPO Internasional, Nilai Tukar (Nilai Tukar) USD/IDR, dan Perang Dagang AS-Tiongkok secara simultan berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang dari tahun 1990 hingga 2023.

Harga CPO Internasional dan Nilai Tukar (Nilai Tukar) USD/IDR secara parsial tidak berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang dari tahun 1990 hingga 2023. Produksi CPO Indonesia secara parsial tidak berpengaruh signifikan dalam jangka pendek, namun berpengaruh positif dan signifikan dalam jangka panjang terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dari tahun 1990 hingga 2023. Perang Dagang AS-Tiongkok secara parsial berpengaruh negatif dan signifikan dalam jangka pendek, namun tidak berpengaruh signifikan dalam jangka panjang terhadap volume ekspor CPO Indonesia ke Tiongkok dari tahun 1990 hingga 2023.

DAFTAR PUSTAKA

- Aglio, A. A. (2022). Pengaruh kurs dollar, produksi CPO, dan harga CPO terhadap volume ekspor minyak kelapa sawit Indonesia. *E-Jurnal Ekonomi Pembangunan Universitas Udayana*, 11(5), 1891. <https://doi.org/10.24843/eep.2022.v11.i05.p11>
- Amiti, M., Redding, S. J., & Weinstein, D. E. (2019). The impact of the 2018 tariffs on prices and welfare. *Journal of Economic Perspectives*, 33(4), 187–210. <https://doi.org/10.1257/jep.33.4.187>
- Arias, E. R. L., Pacheco, M. A. de la P., & Arias, J. L. (2020). An Examination of Palm Oil Export Competitiveness through Price-nominal Exchange Rate. *The International Trade Journal*, 34(5), 495–509. <https://doi.org/10.1080/08853908.2020.1766604>

- Arita, S., Grant, J., Sydow, S., & Beckman, J. (2022). Has global agricultural trade been resilient under coronavirus (COVID-19)? Findings from an econometric assessment of 2020. *Food Policy*, 107, 102204. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2021.102204>
- Asliyana, M., & Setyowati, E. (2022). External and Internal Determinants Exports of Crude Palm Oil in Indonesia from 1990-2020. *Proceedings of the International Conference on Economics and Business Studies (ICOEBS 2022)*, 32–37. <https://doi.org/10.2991/aebmr.k.220602.005>
- Beckett, S. (2013). *Introduction to Time Series Using Stata* (1st ed.). Stata Press.
- Chong, T. T. L., & Li, X. (2019). Understanding the China–US trade war: causes, economic impact, and the worst-case scenario. *Economic and Political Studies*, 7(2), 185–202. <https://doi.org/10.1080/20954816.2019.1595328>
- Daengs, G., Rahmawati, A., & Pandin, M. (2021). Challenges of exchange rate fluctuation and CPO prices in Indonesia palm oil industry. *IJEED (International Journal of Entrepreneurship and Business Development)*, 4, 480–486. <https://doi.org/10.29138/ijeed.v4i4.1360>
- Dita, D. T. (2023). Dampak Perang Dagang Antara Amerika Serikat-Tiongkok Terhadap Ekspor Minyak Kelapa Sawit Indonesia ke Tiongkok 2018-2019. *JOM Fakultas Ilmu Sosial Dan Ilmu Politik Universitas Riau*, 10(1), 1–15.
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series* (4th ed.). Wiley.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <http://www.jstor.org/stable/1913236>
- Erwinsyah. (2024). Pengaruh produksi, harga dunia, dan emisi karbon terhadap ekspor minyak kelapa sawit Indonesia. *Buletin Ilmiah Litbang Perdagangan*, 18(1), 75–92.
- Goldstein, M., & Khan, M. (1985). Income and price effects in foreign trade. In R. W. Jones & P. B. Kenen (Eds.), *Handbook of International Economics* (1st ed., Vol. 2, pp. 1041–1105). Elsevier. <https://econpapers.repec.org/RePEc:eee:intchp:2-20>
- Gopinath, G., & Itskhoki, O. (2010). Frequency of Price Adjustment and Pass-Through*. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(2), 675–727. <https://doi.org/10.1162/qjec.2010.125.2.675>
- Hamzah, R. N., & Santoso, I. H. (2020). Analisis Pengaruh Produksi, Harga Ekspor Crude Palm Oil, Nilai Tukar IDR/USD Terhadap Volume Ekspor Crude Palm Oil Indonesia 2012-2016. *Economie: Jurnal Ilmu Ekonomi*, Vol 2, No 1 (2020): January, 91–103. <https://journal.uwks.ac.id/index.php/economie/article/view/1131/1742>
- Henry, I. (2020). Isu perang dagang mengancam aktivitas perdagangan komoditas ekspor kelapa sawit. *Jurnal Administrasi Bisnis*, 16(2), 114–139. <https://doi.org/10.26593/jab.v16i2.4219.114-139>
- Iqbal, B. A., Rahman, N., & Elimimian, J. (2019). The future of global trade in the presence of the Sino-US trade war. *Economic and Political Studies*, 7(2), 217–231. <https://doi.org/10.1080/20954816.2019.1595324>
- Itakura, K. (2022). *Evaluating the Impact of the US – China Trade War*. 2020, 77–93. <https://doi.org/10.1111/aepr.12286>

- Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2011). *International Economics : Theory & Policy* (9th ed.). Pearson.
- Mattoo, A., & Staiger, R. W. (2020). Trade wars: What do they mean? Why are they happening now? What are the costs? *Economic Policy*, 35(103), 561–584. <https://doi.org/10.1093/epolic/eiaa013>
- Maygirtasari, T., Edy, Y., & Mawardi, M. K. (2015). Faktor-faktor yang mempengaruhi volume ekspor crude palm oil (CPO) Indonesia. *Jurnal Administrasi Bisnis*, 25(2), 1–8.
- Melissa, Y. S. K. K. N. A. M. (2023). Analisa Hubungan Harga CPO Dunia, GDP Indonesia dan Produksi Sawit Indonesia terhadap Nilai Ekspor Indonesia. *YUME : Journal of Management*, Vol 6, No 2 (2023), 167–173. <https://journal.stieamkop.ac.id/index.php/yume/article/view/3981/2598>
- Nuryanto, U., Ekasari, S., Asir, M., Tuatfari, M., & Sairmaly, F. (2023). The analysis effect of international price, GDP, land area and substitutional price on export volume of Indonesian palm oil. *JEMSI (Jurnal Ekonomi Manajemen Dan Akuntansi)*, 9, 186–191. <https://doi.org/10.35870/jemsi.v9i1.906>
- Paramartha, I. P. G. D. S., & Setyari, N. P. W. (2020). Pengaruh produksi, nilai tukar dollar Amerika Serikat, dan inflasi terhadap ekspor minyak sawit Indonesia. *E-Jurnal EP Unud*, 9(12), 2792–2820.
- Prasetyo, A., Marwanti, S., & Darsono. (2017). The Influence of Exchange Rate on CPO Exports of Indonesia. *Jurnal Ekonomi Pembangunan: Kajian Masalah Ekonomi Dan Pembangunan*, 18, 159–174. <https://doi.org/10.23917/jep.v18i2.4233>
- Prawoto, R. A., Bagus, I., & Purbadharmaja, P. (2025). Determinants of Indonesia's Palm Oil Export Volume. *International Journal of Economics, Management and Accounting*, 2(2), 167–175. <https://doi.org/10.61132/ijema.v2i2.545>
- Purwono, R., Heriqbaldi, U., Esquivias, M. A., & Mubin, M. K. (2021). The US-China Trade War: Spillover Effects on Indonesia and other Asian Countries. *Economics Bulletin*, 41, 2370–2385.
- Putra, G. H., & Widanta, A. A. B. P. (2022). Faktor yang mempengaruhi nilai ekspor minyak sawit Indonesia ke beberapa negara Asia. *E-Jurnal Ekonomi Pembangunan Universitas Udayana*, 11(11), 4011. <https://doi.org/10.24843/eep.2022.v11.i11.p01>
- Putra, I. D. G. D., & Sudirman, I. W. (2014). Pengaruh produksi, harga, kurs, dan tarif 0% terhadap ekspor CPO Indonesia dalam skema ACFTA. *E-Jurnal Ekonomi Pembangunan Universitas Udayana*, 395–402.
- Rahmadi, D., & Yandri, L. I. (2025). Uneven gains, rising constraints: Assessing the U.S.–China trade war's effects on ASEAN and Indonesia. *Jurnal Media Ilmu*, 4(2), 104–120.
- Rifin, A. (2020). Assessing the impact of limiting Indonesian palm oil exports to the European Union. *Journal of Economic Structures*. <https://doi.org/10.1186/s40008-020-00202-8>
- Saragih, R., Budiningsih, N., & Widanta, A. (2024). The Effect of Substitute Good Price on the Volume of Indonesian Refined Palm Oil (RPO) Exports to Pakistan 2014-2021. *International Journal of Management Research and Economics*, 3, 174–195. <https://doi.org/10.54066/ijmre-itb.v3i1.2652>
- Steinbock, D. (2018). U.S.-China trade war and its global impacts. *China Quarterly of International Strategic Studies*, 4(4), 515–542. <https://doi.org/10.1142/S2377740018500318>

- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2020). *Introduction to Econometrics* (4th Global). Pearson. <https://www.sea-stat.com/wp-content/uploads/2020/08/James-H.-Stock-Mark-W.-Watson-Introduction-to-Econometrics-Global-Edition-Pearson-Education-Limited-2020.pdf>
- Sulaiman, A. A., Djufry, F., Syamsuri, P., Setiyanto, A., Bahrin, A. H., Henmdrawat, D., & Ridha, M. F. (2024). *Sawit Indonesia dalam Dinamika Pasar Dunia* (E. Kustanti & H. Suryantini (eds.)). Pertanian Press.
- UN Comtrade. (2026). *UN Comtrade Database: International Trade Statistics*. UN Comtrade Database. comtrade.un.org
- United States Department of Agriculture. (2026). *Production, Supply and Distribution (PSD) Database*. <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/home>
- Wooldridge, J. M. (2019). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (7th ed.). Cengage Learning.
- World Bank. (2026a). *Official exchange rate (LCU per US\$, period average) - Indonesia*. <https://data.worldbank.org/indicator/PA.NUS.FCRF?locations=ID>
- World Bank. (2026b). *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet)*. <https://thedocs.worldbank.org/en/doc/18675f1d1639c7a34d463f59263ba0a2-0050012025/world-bank-commodities-price-data-the-pink-sheet>
- Zeng, D., Bobenrieth, E., & Wright, B. (2013). Stocks-to-use ratios and prices as indicators of vulnerability to spikes in global cereal markets. *Agricultural Economics*, 44. <https://doi.org/10.1111/agec.12049>