

Pemodelan Ekspor Turunan CPO Indonesia ke China Periode 2007-2023 dengan ARDL

Clarissa Azarine¹, Timbang Sirait^{1*}, Nurvita Trianasari²

¹Jalan Otto Iskandardinata No. 64C, Jakarta Timur, DKI Jakarta, 13330 Indonesia

¹Program Studi D-IV Statistika, Politeknik Statistika STIS

²Jl. Telekomunikasi No.1 Bandung 40257, West Java, Indonesia

²Bachelor of Digital Business Study Program, School of Economic & Business, Telkom University, Main Campus (Bandung Campus)

e-mail: ¹212111973@stis.ac.id ^{1*}timbang@stis.ac.id ²Nurvitrianasari@telkomuniversity.ac.id

Diajukan: 9 Agustus 2025, Diperbaiki: 25 Januari 2026, Diterima: 27 Maret 2026

Abstrak

Ekspor merupakan instrumen penting dalam mendorong pertumbuhan ekonomi Indonesia, dengan produk turunan *crude palm oil* (CPO) sebagai salah satu komoditas unggulan. China merupakan pasar utama ekspor, namun sejak 2019, ekspor turunan CPO ke negara tersebut menunjukkan tren penurunan. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis ekspor turunan CPO Indonesia ke China selama periode 2007-2023 menggunakan pemodelan *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL). Penelitian ini menggunakan data sekunder yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS), *National Bureau of Statistics of China* (NBS China), *International Monetary Fund* (IMF), dan Kementerian Keuangan Republik Indonesia. Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa dalam jangka panjang, produksi CPO berpengaruh positif sedangkan harga ekspor berpengaruh negatif. Sementara dalam jangka pendek, ekspor dan Produk Domestik Bruto (PDB) China pada periode berjalan dan sebelumnya serta bea keluar berpengaruh positif, sedangkan produksi CPO sebelumnya berpengaruh negatif. Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa baik faktor domestik maupun eksternal memiliki peran penting dalam menentukan kinerja ekspor, sehingga diperlukan strategi yang memperhatikan dinamika harga, stabilitas produksi, serta kondisi ekonomi dan kebijakan negara mitra dagang.

Kata Kunci: ekspor, turunan CPO, China, ARDL

Abstract

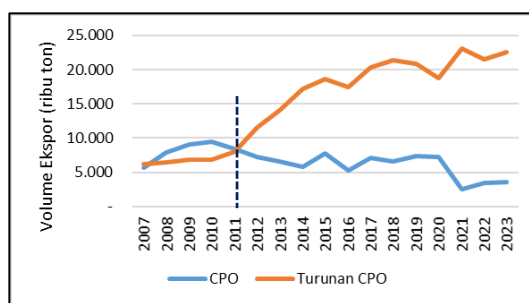
Exports play a vital role in supporting Indonesia's economic growth, with crude palm oil (CPO) derivative products being among its top export commodities. China serves as a primary export destination, however, since 2019, shipments to the country have exhibited a declining trend. This study aims to analyze the long-term and short-term determinants of Indonesian CPO derivative exports to China using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model. This study uses secondary data sourced from Statistics Indonesia (BPS), National Bureau of Statistics of China (NBS China), International Monetary Fund (IMF), and Ministry of Finance of the Republic of Indonesia. The results of this study show that, in the long-term, the CPO production positively influences exports, whereas export prices have a negative effect. While in the short-term, exports and China's Gross Domestic Product (GDP) in the current and previous periods, as well as export duties, have a positive effect, whereas previous CPO production has a negative effect. These results highlight the significant roles of both domestic and external factors in shaping export performance, underscoring the need for strategies that address price fluctuations, ensure production stability, and consider the economic conditions and policies of trading partners.

Keywords: export, CPO derivatives, China, ARDL

1 Pendahuluan

Sebagai negara dengan sistem perekonomian terbuka dan salah satu negara terbesar di Asia, Indonesia melakukan perdagangan internasional dengan negara-negara lain. Indonesia menggunakan ekspor untuk mengembangkan perekonomiannya dikarenakan semakin besar ekspor, semakin luas pasar untuk produk domestik, dan oleh karena itu akan meningkatkan Produk Domestik Bruto [1]. Nilai ekspor di Indonesia pada tahun 2023 mencapai US\$258,80 miliar, dengan minyak kelapa sawit sebagai salah satu komoditas unggulan yang menyumbang US\$25,07 miliar atau sekitar 9,7% dari total nilai ekspor nasional [2].

Komoditas minyak sawit menjadi komoditas unggulan di Indonesia karena Indonesia merupakan negara dengan produksi minyak kelapa sawit terbesar di dunia. Menurut data *United States Department of Agriculture (USDA)*, total produksi minyak sawit di Indonesia pada tahun 2023 mencapai 44 juta ton, atau setara dengan 57% dari produksi minyak kelapa sawit di dunia. Minyak sawit tersebut terdiri atas *Crude Palm Oil (CPO)* serta turunannya, yang meliputi *Palm Fatty Acid Distillate (PFAD)*, *RBD Palm Oil (RPO)*, *RBD Palm Stearin (RPS)*, dan *RBD Palm Olein (RPOL)* [3]. Produksi dari minyak sawit ini sebagian besar digunakan untuk ekspor, sementara hanya 20-30% yang digunakan untuk keperluan domestik [4]. Potensi ekspor ini didukung oleh kegunaan minyak sawit yang banyak digunakan untuk produk makanan dan sumber energi [5].



Gambar 1. Volume Ekspor Minyak Sawit Indonesia Berdasarkan Jenisnya Tahun 2007-2023

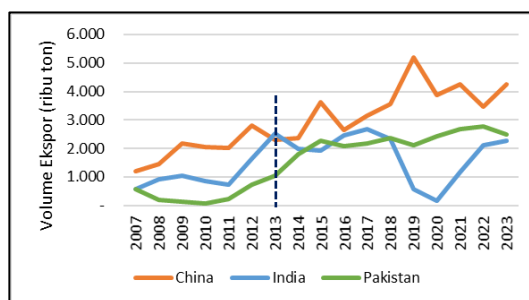
Gambar 1 menunjukkan perkembangan ekspor minyak sawit di Indonesia. Pada periode 2007 hingga 2011, volume ekspor CPO dan turunannya tidak menunjukkan perbedaan yang signifikan. Namun, setelah tahun 2011, volume ekspor turunan CPO mulai meningkat secara signifikan, sementara ekspor CPO cenderung menurun atau stagnan. Hal ini menunjukkan adanya pergeseran struktur ekspor minyak sawit dari CPO ke produk turunannya.

Perubahan struktur ekspor tersebut sejalan dengan kebijakan pemerintah yang tertuang dalam Peraturan Pemerintah Nomor 14 Tahun 2015 mengenai Rencana Induk Pengembangan Industri Nasional (RIPIN) 2015–2035, yang mendukung implementasi program hilirisasi

industri. Hilirisasi industri kelapa sawit bertujuan untuk meningkatkan nilai tambah komoditas tersebut melalui pengolahan menjadi produk turunan yang memiliki nilai jual serta daya saing lebih tinggi di pasar internasional [6]. Dengan begitu, ekspor produk turunan CPO dapat lebih baik dalam meningkatkan pendapatan nasional dibandingkan ekspor produk CPO. Salah satu strategi dalam meningkatkan industri kelapa sawit ini adalah melalui kebijakan fiskal tarif bea keluar.

Kebijakan pengenaan bea keluar terhadap produk CPO dan turunannya telah diterapkan sejak tahun 1994. Namun, pada awalnya seluruh jenis produk minyak sawit dikenai tarif bea keluar yang seragam. Mulai tahun 2011, pemerintah melakukan penyesuaian struktur tarif melalui Peraturan Menteri Keuangan (PMK) Nomor 128/PMK.011/2011 yang membahas terkait barang ekspor yang dikenakan bea keluar beserta tarifnya. Pada peraturan tersebut, tarif bea keluar untuk CPO lebih tinggi dibandingkan produk turunannya. Peraturan tersebut terus diperbarui hampir setiap tahun, dengan tarif bea keluar untuk produk CPO lebih besar dibandingkan produk turunan CPO. Hal ini menyebabkan ekspor di Indonesia beralih dari CPO ke turunan CPO yang memiliki nilai jual lebih tinggi.

Dalam mengekspor turunan CPO, China merupakan pasar yang paling potensial. Menurut USDA, China merupakan negara dengan konsumsi minyak nabati terbesar di dunia. Minyak nabati yang paling banyak dikonsumsi oleh China pada tahun 2023 adalah minyak kedelai (*soybean oil*), minyak lobak (*rapeseed oil*), dan minyak sawit (*palm oil*). Dari ketiga minyak nabati tersebut, minyak sawit merupakan satu-satunya minyak nabati yang tidak diproduksi secara mandiri oleh China [7]. Hal ini menjadi peluang besar bagi Indonesia untuk mengekspor produk minyak sawit ke China.



Gambar 2. Volume Ekspor Turunan CPO Indonesia Berdasarkan Negara Tujuan Utama Tahun 2007-2023

Keterangan: Komoditas turunan CPO adalah komoditas dengan kode *harmonized system* (HS) 151190 atau biasa disebut dengan *other palm oil* yang terdiri atas minyak kelapa sawit dan fraksinya, dimurnikan maupun tidak (tidak termasuk yang dimodifikasi secara kimia dan mentah)

Gambar 2 menunjukkan volume ekspor turunan CPO Indonesia ke tiga negara tujuan utamanya, yakni China, India, dan Pakistan. Pada gambar tersebut, dapat dilihat bahwa China merupakan negara tujuan ekspor utama turunan CPO Indonesia sepanjang periode 2007 hingga 2023, kecuali pada tahun 2013, di mana India menempati posisi pertama dan China berada di urutan kedua. Volume ekspor turunan CPO Indonesia ke China sempat mengalami peningkatan hingga mencapai puncaknya pada tahun 2019. Namun, setelah tahun 2019, volume ekspor turunan CPO dari Indonesia ke China cenderung mengalami tren penurunan, berbeda dengan India dan Pakistan yang cenderung mengalami tren peningkatan. Pada 2023, volume ekspor turunan CPO Indonesia ke China sempat mengalami kenaikan, tetapi jumlahnya masih belum dapat melebihi volume ekspor di tahun 2019. Hal ini mengindikasikan bahwa Indonesia belum memanfaatkan secara optimal peluang pasar yang tersedia di China. Hal ini sejalan dengan penelitian [8] yang menunjukkan bahwa *export gap*, yaitu selisih antara potensi ekspor dan realisasi ekspor, minyak sawit Indonesia ke China merupakan yang terbesar dibanding negara tujuan lainnya pada tahun 2023.

Terdapat beberapa faktor yang diduga memengaruhi ekspor turunan CPO Indonesia ke China. Dari sisi permintaan (*demand*), ekspor turunan CPO Indonesia ke China dapat dipengaruhi oleh ukuran ekonomi China yang tercermin dari Produk Domestik Bruto (PDB), nilai tukar, dan harga ekspor. Sementara itu, dari sisi penawaran (*supply*), ekspor turunan CPO Indonesia ke China dapat dipengaruhi oleh kapasitas produksi, nilai tukar, dan bea keluar.

Berdasarkan permasalahan yang ada, penelitian ini bertujuan menganalisis pengaruh PDB China, Produksi CPO di Indonesia, nilai tukar, harga ekspor turunan CPO, serta struktur bea keluar produk CPO dan turunannya terhadap ekspor turunan CPO Indonesia ke China. Analisis dilakukan pada jangka panjang dan pendek karena keputusan perusahaan dan rumah tangga pada periode ini bergantung pada ekspektasi masa depan mereka. Ekspektasi tersebut pada gilirannya terbentuk dari keputusan saat ini dan masa lalu [9]. Dengan kata lain, kondisi ekspor di suatu waktu bergantung pada kondisi pasar pada waktu tersebut dan masa lalunya. Oleh karena itu, pemahaman terhadap dinamika jangka pendek dan jangka panjang diperlukan untuk merumuskan strategi ekspor yang responsif dan berkelanjutan.

2 Metode Penelitian

2.1 Landasan Teori

Dasar teoritis dalam pemilihan variabel independen pada penelitian ini merujuk pada teori gravitasi ekspor, yakni teori yang menjelaskan pola perdagangan antar negara. Secara matematis,

model gravitasi ekspor berbentuk multiplikatif, namun dalam studi empiris umumnya ditransformasi ke bentuk linear melalui logaritma natural seperti ditunjukkan pada persamaan 1 [10].

$$\ln(X_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_i) + \beta_2 \ln(Y_j) + \beta_3 \ln(D_{ij}) + \mu \quad (1)$$

dengan X_{ij} adalah volume ekspor dari negara eksportir (i) ke negara importir (j), Y_i dan Y_j masing-masing adalah gambaran ukuran ekonomi negara eksportir (i) dan importir (j), dan D_{ij} adalah jarak geografis yang menggambarkan gesekan perdagangan bilateral (*bilateral trade frictions*) karena memengaruhi biaya perdagangan. Selain menggunakan jarak, gesekan perdagangan juga dapat dianalisis menggunakan faktor lain, seperti bea keluar dan nilai tukar, serta μ adalah *error term* [11].

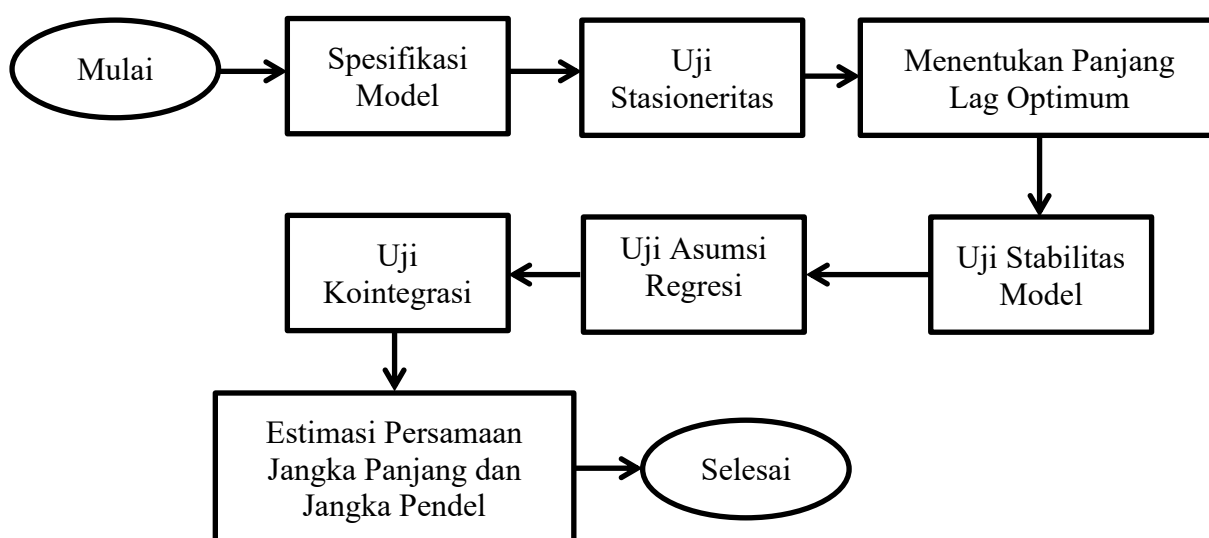
Negara dengan ukuran ekonomi yang besar cenderung memiliki daya beli dan kapasitas produksi yang lebih tinggi sehingga mendorong adanya perdagangan internasional [12]. Ukuran ekonomi negara importir diukur menggunakan PDB, yakni total nilai barang dan jasa yang diproduksi dalam suatu negara selama periode tertentu [13]. Nilai PDB yang tinggi mencerminkan daya beli yang besar, sehingga meningkatkan potensi negara tersebut untuk melakukan impor. Sementara itu, ukuran ekonomi negara eksportir diukur menggunakan produksi CPO sebagai proksi kapasitas produksi turunan CPO. Produksi turunan CPO yang besar dapat melebihi kebutuhan domestik, sehingga memungkinkan produsen untuk mengekspor surplus barang tersebut ke pasar internasional [13]. Hukum walras merupakan penghubung ekonomi mikro pertukaran barang dan ekonomi makro keseimbangan umum yang jika dikaitkan dengan ekspor adalah tidak akan ada kelebihan pasokan atau kelebihan permintaan di dalam negeri [14].

Gesekan perdagangan pada penelitian ini digambarkan dengan kurs dan bea keluar. Kurs yang terapresiasi membuat harga barang domestik menjadi relatif lebih mahal dibanding barang dari luar negeri, sehingga menekan ekspor dan menstimulasi impor. Sebaliknya, kurs yang terdepresiasi akan menekan impor dan menstimulasi ekspor, sebagaimana dijelaskan pada teori paritas daya beli [15]. Selain kurs, bea keluar juga menjadi salah satu hambatan perdagangan internasional. Bea keluar akan menambahkan biaya kepada eksportir, sehingga eksportir enggan untuk menjual barang di luar negeri dan memilih untuk menjual barangnya di dalam negeri [16]. Ketika barang yang dikenakan bea keluar merupakan bahan baku (*raw material*), bea keluar akan berfungsi sebagai subsidi bagi perusahaan yang menggunakan produk tersebut sebagai input dalam proses produksinya dengan cara menurunkan harga domestiknya [17].

Selain ukuran ekonomi dan gesekan perdagangan internasional, penelitian ini mempertimbangkan faktor harga. Hal ini karena ekspor bergantung pada tingkat permintaan asing yang kuantitasnya dipengaruhi oleh harga [18]. Hal ini sejalan dengan teori permintaan yang menyatakan bahwa harga dan kuantitas permintaan memiliki hubungan yang negatif, dimana kenaikan harga menyebabkan turunnya jumlah permintaan [19].

2.2 Metode Analisis

Penelitian ini menggunakan analisis inferensia dengan metode *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) untuk menganalisis ekspor turunan CPO Indonesia ke China selama periode 2007-2023. *Flowchart* pemodelan ARDL sebagai berikut:



Gambar 3. *Flowchart* Pemodelan ARDL

Alur pemodelan ARDL sebagaimana pada Gambar 3 di atas adalah sebagai berikut:

2.2.1 Spesifikasi Model

Model ARDL yang diajukan pada penelitian ini terdapat pada persamaan 2, dengan α_0 adalah konstanta, ϕ_i adalah koefisien regresi variabel dependen, β_{k,j_k} adalah koefisien regresi variabel independen ke- k , EXP_t adalah volume ekspor pada periode berlaku, EXP_{t-1} adalah volume ekspor pada periode lag ke- i , $PDBC_{t-j_1}$ adalah PDB China pada periode berlaku (saat $j_1 = 0$) dan pada periode lag ke- j_1 (saat $j_1 > 0$), $PROD_{t-j_2}$ adalah produksi CPO pada periode berlaku (saat $j_2 = 0$) dan pada periode lag ke- j_2 (saat $j_2 > 0$), $KURS_{t-j_3}$ adalah kurs rupiah terhadap yuan pada periode berlaku (saat $j_3 = 0$) dan pada periode lag ke- j_3 (saat $j_3 > 0$), $PEXP_{t-j_4}$ adalah harga ekspor pada periode berlaku (saat $j_4 = 0$) dan pada periode lag ke- j_4 (saat $j_4 > 0$), DK_t adalah *dummy* struktur bea keluar pada periode berlaku, dan ε_t adalah *error term*.

$$\ln(EXP)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \ln(EXP)_{t-i} + \sum_{j_1=0}^{q_1} \beta_{1,j_1} \ln(PDBC)_{t-j_1} + \sum_{j_2=0}^{q_2} \beta_{2,j_2} \ln(PROD)_{t-j_2} + \sum_{j_3=0}^{q_3} \beta_{3,j_3} \ln(KURS)_{t-j_3} \quad (2)$$

$$+ \sum_{j_4=0}^{q_4} \beta_{4,j_4} \ln (PEXP)_{t-j_4} + \beta_5 DK_t + \varepsilon_t$$

2.2.2 Uji Stasioneritas

Uji stasioneritas pada penelitian ini menggunakan uji *Augmented Dicky Fuller* (ADF) yang pada dasarnya menguji koefisien (δ) dari persamaan $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$, dimana Y_{t-1} adalah variabel yang sedang diuji. Hipotesis nol dari uji stasioneritas adalah $\delta = 0$ yang artinya data tidak stasioner, sementara hipotesis alternatifnya adalah $\delta \neq 0$ yang artinya data stasioner. Statistik uji yang digunakan adalah $\tau_{hitung} = \hat{\delta}/se(\hat{\delta})$. Apabila nilai probabilitas τ_{hitung} kurang dari 5%, keputusan yang didapatkan adalah tolak H_0 yang berarti data yang digunakan stasioner.

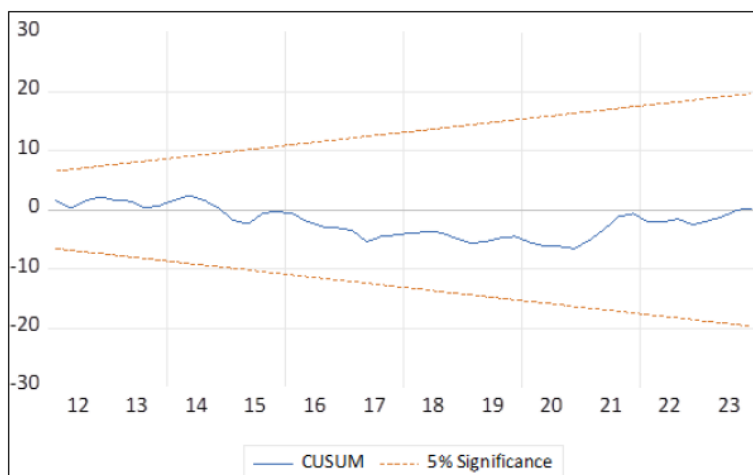
2.2.3 Menentukan Panjang Lag Optimum

Penentuan panjang lag optimum pada penelitian ini didasarkan nilai *Akaike Information Criterion* (AIC) dengan formula $AIC = \left(\frac{\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2}{n}\right) e^{\frac{2K}{n}}$, dengan $\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2$ adalah jumlah kuadrat error, e adalah konstanta Napier (2,718), n adalah jumlah observasi, dan K adalah jumlah parameter yang diestimasi dalam model (termasuk intersep). Kriteria tersebut dipilih karena dapat mengurangi risiko kesalahan spesifikasi model [20]. Panjang lag yang dipilih merupakan panjang lag dengan model yang memiliki nilai AIC terkecil. Pada penelitian ini, nilai panjang lag dengan AIC terkecil diperoleh dengan bantuan *software* Eviews.

2.2.4 Uji Stabilitas Model

Uji stabilitas model bertujuan untuk melihat apakah parameter dalam suatu model bersifat stabil atau tidak. Pada penelitian ini, kestabilan data dilihat melalui grafik CUSUM, atau biasa disebut dengan uji CUSUM. Model dapat dikatakan stabil apabila grafik yang dihasilkan berada di dalam batas signifikansi 5% [21].

Sebagai ilustrasi uji CUSUM dapat dilihat pada Gambar 4 berikut ini:



Gambar 4. Ilustrasi uji CUSUM pada Tingkat Signifikansi 5%

Berdasarkan Gambar 4 dapat disimpulkan bahwa model sudah stabil, karena model berada dalam garis signifikansi 5%.

2.2.5 Uji Asumsi Regresi

Pengujian asumsi bertujuan untuk memastikan bahwa parameter yang dihasilkan dalam penelitian ini bersifat *Best Linear Unbiased Estimator* (BLUE). Adapun pengujian asumsi yang dilakukan dalam penelitian ini adalah uji normalitas menggunakan uji *Jarque Berra* (*JB*) dengan formula $JB = n\left(\frac{s^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24}\right)$, dengan n adalah jumlah observasi, S adalah *skewness* (kemencengan), dan K adalah kurtosis (keruncingan). *JB* menyebar chi-square dengan derajat bebas 2. Selanjutnya, uji homoskedastisitas menggunakan uji *Breusch Pagan Godfrey* (BPG), uji nonautokorelasi menggunakan uji *Breuch-Godfrey Serial Correlation* (LM), dan uji nonmultikolinearitas dengan melihat nilai koefisien determinasi (R^2), hasil uji F dan uji t dari penduga parameter pada model estimasi. Apabila nilai R^2 yang dihasilkan terlalu tinggi (lebih dari 90%) dan uji F signifikan, tetapi tidak ada atau hanya sedikit hasil uji t yang signifikan, dapat dikatakan bahwa terdapat permasalahan multikolinearitas [30]. Selanjutnya, hipotesis nol untuk uji normalitas adalah $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ atau *error* berdistribusi normal, sementara hipotesis alternatifnya adalah $\varepsilon_t \not\sim N(0, \sigma^2)$ atau *error* tidak berdistribusi normal. Uji BPG mengasumsikan varians *error* (σ_t^2) merupakan fungsi linear dari seluruh variabel nonstokastik pada persamaan 2, sebagaimana ditunjukkan pada persamaan 3.

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 = & \gamma_0 + \gamma_1 y_{t-1} + \dots + \gamma_p y_{t-p} + \psi_{1,0} PDBC_t + \dots + \psi_{1,q_1} PDBC_{q_1} \\ & + \psi_{2,0} PROD_t + \dots + \psi_{2,q_2} PROD_{q_2} + \psi_{3,0} KURS_t + \dots + \psi_{3,q_3} KURS_{q_3} \\ & + \psi_{4,0} PEXP_t + \dots + \psi_{4,q_4} PEXP_{q_4} + \psi_5 DK_t \end{aligned} \quad (3)$$

Jika seluruh koefisien dari variabel nonstokastik pada persamaan 3 bernilai nol, maka $\hat{\sigma}_t^2 = \gamma_0$ yang berarti varians *error* konstan. Oleh karena itu, hipotesis nol untuk uji BPG adalah $\gamma_1 = \dots = \gamma_p = \psi_{1,0} = \dots = \psi_{1,q_1} = \psi_{2,0} = \dots = \psi_{2,q_2} = \psi_{3,0} = \dots = \psi_{3,q_3} = \psi_{4,0} = \dots = \psi_{4,q_4} = \psi_5 = 0$ atau varians *error* konstan, sementara hipotesis alternatifnya adalah $\gamma_i \neq 0 \vee \psi_{j,k} \neq 0, \exists i \vee \exists (j, k)$ dimana $i = 1, 2, \dots, p, j = 1, \dots, 5, k = 0, 1, 2, \dots, q_j$ atau varians *error* tidak konstan. Sementara itu, Uji LM mengasumsikan *error* mengikuti *autoregressive* orde ke p , yakni AR(p) sebagaimana dituliskan pada persamaan 4

$$\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \rho_m \varepsilon_{t-p} + v_t \quad (4)$$

Dimana v_t adalah *error term* yang bersifat *white noise*. Apabila $\rho_1 = \dots = \rho_p = 0$, maka $\varepsilon_t = v_t$ yang berarti tidak terdapat korelasi antar *error*. Oleh karena itu, hipotesis nul untuk uji

LM adalah $\rho_1 = \dots = \rho_p = 0$ atau tidak terdapat serial korelasi antar *error*, sementara hipotesis alternatifnya adalah $\rho_i \neq 0, \exists i$ dimana $i = 1, 2, \dots, p$ atau terdapat serial korelasi antar *error*.

2.2.6 Uji Kointegrasi

Uji kointegrasi pada penelitian ini bertujuan untuk mengetahui keseimbangan jangka panjang pada variabel-variabel yang digunakan. Uji yang digunakan adalah *bound test* dengan hipotesis nol adalah tidak terdapat kointegrasi jangka panjang, sementara hipotesis alternatifnya adalah terdapat kointegrasi jangka panjang. Statistik uji yang digunakan adalah $F_{hitung} = W/(k + 2)$, dimana W adalah statistik Wald dan k adalah jumlah parameter yang diestimasi (tidak termasuk konstanta dan tren). Pengambilan keputusan pada pengujian ini dilakukan dengan membandingkan nilai F_{hitung} dengan nilai kritis *bound*. Jika F_{hitung} lebih besar dari batas atas nilai kritis *bound*, keputusan yang diambil adalah tolak H_0 . Jika F_{hitung} lebih kecil dari batas bawah nilai kritis *bound*, keputusan yang diambil adalah gagal tolak H_0 . Sementara itu, jika nilai F_{hitung} berada di antara batas bawah dan batas atas nilai kritis *bound*, hasil pengujian tidak dapat diputuskan.

2.2.7 Estimasi Persamaan Jangka Panjang dan Jangka Pendek

Apabila terdapat kointegrasi jangka panjang, maka dapat dibentuk persamaan jangka panjang seperti pada persamaan 5. Sementara itu, hubungan jangka pendek dalam model dijelaskan melalui persamaan 6

$$\ln(EXP)_t = \beta_1 \ln(PDBC)_t + \beta_2 \ln(PROD)_t + \beta_3 \ln(KURS)_t + \beta_4 (PEXP)_t + u_t \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln(EXP)_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta \ln(EXP)_{t-i} + \sum_{j_1=0}^{q_1-1} \beta_{1,j_1}^* \Delta \ln(PDBC)_{t-j_1} \\ & + \sum_{j_2=0}^{q_2-1} \beta_{2,j_2}^* \Delta \ln(PROD)_{t-j_2} + \sum_{j_3=0}^{q_3-1} \beta_{3,j_3}^* \Delta \ln(KURS)_{t-j_3} \\ & + \sum_{j_4=0}^{q_4-1} \beta_{4,j_4}^* \Delta \ln(PEXP)_{t-j_4} + \beta_5^* DK_t + \lambda ECT_{t-1} + w_t \end{aligned} \quad (6)$$

dengan Δ adalah operator diferensiasi pertama, α_0 adalah konstanta, β_k (dengan $k = 1, 2, 3, 4$) adalah koefisien regresi variabel independen pada jangka panjang, γ_i^* adalah koefisien regresi $\ln(EXP)_{t-i}$ pada jangka pendek, β_{k,j_k}^* adalah koefisien regresi variabel independen lag ke- j_k ($k = 1, 2, 3, 4$) pada jangka pendek, λ adalah kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*), ECT adalah *error correction term*, u_t adalah *error term* pada persamaan jangka panjang, dan w_t adalah *error term* pada persamaan jangka pendek.

2.3 Data dan Sumber Data

Penelitian ini berfokus pada komoditas turunan CPO, yakni komoditas dengan kode *Harmonized System* (HS) 151190 atau biasa disebut *other palm oil*. Data yang digunakan adalah

data triwulanan periode 2007-2023, sehingga jumlah observasi yang digunakan adalah 68 observasi. Tabel 1 menyajikan rincian data dan variabel yang digunakan pada penelitian ini.

Tabel 1. Daftar Data dan Variabel Penelitian

Variabel	Definisi Operasional	Satuan	Sumber Data
Ekspor (<i>EXP</i>)	Volume ekspor turunan CPO Indonesia ke China	Ton	Badan Pusat Statistik (BPS)
PDB China (<i>PDBC</i>)	PDB China atas dasar harga konstan 2010	Juta Yuan	<i>National Bureau of Statistics of China</i> (NBS China)
Produksi (<i>PROD</i>)	Jumlah CPO yang dihasilkan di Indonesia dari seluruh perkebunan	Ton	Badan Pusat Statistik (BPS)
Kurs Riil (<i>KURS</i>)	Nilai tukar yang telah disesuaikan dengan faktor kenaikan harga menggunakan formula: $KURS_{riil} = \frac{\text{Kurs Yuan terhadap Dollar}}{\text{Kurs Rupiah terhadap Dollar}} \times \frac{IHK_{IND}}{IHK_{CHN}}$ dengan <i>IHK</i> adalah indeks harga konsumen dengan tahun dasar 2017	Yuan/ Rupiah	<i>International Monetary Fund</i> (IMF)
Harga (<i>PEXP</i>)	Harga ekspor turunan CPO yang dihitung menggunakan pendekatan <i>unit value</i> yang dihitung dengan membagi nilai ekspor turunan CPO Indonesia ke China terhadap volume ekspor turunan CPO Indonesia ke China	USD/Ton	Badan Pusat Statistik (BPS)
Bea Keluar (<i>DK</i>)	Struktur bea keluar produk CPO dan turunannya yang dituliskan dalam bentuk variable <i>dummy</i> . Kode 0 menandakan bea keluar produk CPO yang sama dengan turunannya, sementara kode 1 menandakan bea keluar produk CPO lebih besar dibandingkan produk turunannya. Pembentukannya didasarkan pada Peraturan Menteri Keuangan (PMK) No.128/PMK.011/2011	<i>Dummy</i> (0 = sebelum kebijakan; 1 = setelah kebijakan)	Kementerian Keuangan Republik Indonesia

3 Hasil dan Pembahasan

Langkah awal dalam melakukan analisis inferensia adalah melakukan uji stasioneritas. Pada penelitian ini, pengujian stasioneritas terhadap seluruh variabel dilakukan menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Metode ARDL mengharuskan seluruh variabelnya stasioner pada tingkat level atau *difference* pertama. Oleh karena itu, penelitian ini melakukan uji stasioneritas pada level dan *difference* pertama.

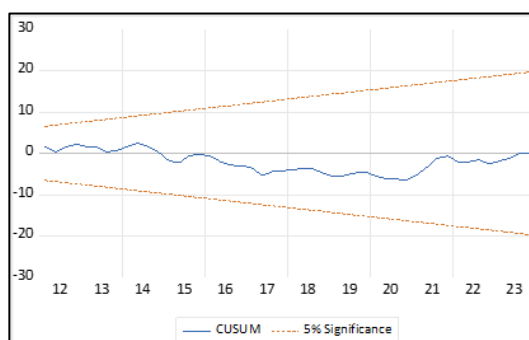
Pada pengujian stasioneritas di tingkat level, variabel harga ekspor memiliki nilai *p-value* kurang dari $\alpha = 5\%$ sebagaimana ditunjukkan pada Tabel 2. Hal ini menghasilkan keputusan untuk menolak hipotesis nol bahwa data memiliki *unit root*. Dengan kata lain, variabel harga ekspor stasioner di level. Sementara itu, volume ekspor, PDB China, produksi CPO, dan kurs stasioner pada *difference* pertama. Karena variabel yang digunakan merupakan campuran dari variabel yang stasioner di level dan *difference* pertama, metode ARDL cocok untuk digunakan [22].

Tabel 2. Hasil Uji Stasioneritas

Variabel	Level		Difference Pertama		Keterangan
	<i>t-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>t-stat</i>	<i>p-value</i>	
ln (<i>EXP</i>)	-2,160	0,223	-10,762	0,000*	I(1)
ln (<i>PDBC</i>)	-0,814	0,808	-3,163	0,027*	I(1)
ln (<i>PROD</i>)	-1,195	0,672	-11,875	0,000*	I(1)
ln (<i>KURS</i>)	-2,487	0,123	-5,826	0,000*	I(1)
ln (<i>PEXP</i>)	-3,041	0,036*	-6,214	0,000*	I(0)

Keterangan: * signifikan pada tingkat signifikansi 5%

Langkah selanjutnya dalam membangun model ARDL adalah memilih lag optimum untuk setiap variabel. Pada penelitian ini, pemilihan lag optimum dilakukan menggunakan kriteria *Akaike Information Criterion* (AIC) menggunakan bantuan *software* Eviews. Berdasarkan output pengolahan dengan *software* Eviews diperoleh Nilai AIC terkecil sebesar 0,827. Pada nilai AIC tersebut model yang diperoleh adalah ARDL(3,3,3,0,0).



Gambar 5. Grafik CUSUM

Setelah didapatkan model ARDL, dilakukan uji kestabilan data menggunakan grafik CUSUM. Gambar 5 menunjukkan bahwa grafik kumulatif dari *recursive residual* berada di dalam ambang batas tingkat signifikansi 5%. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa estimasi parameter pada model ARDL(3,3,3,0,0) bersifat stabil [21].

Tabel 3. Hasil Uji Asumsi Regresi

Asumsi	Uji	<i>p-value</i>
Normalitas	<i>Jarque Bera</i>	0,083
Homoskedastisitas	<i>Breusch Pagan Godfrey (BPG)</i>	0,327
Nonautokorelasi	<i>Breusch Pagan Serial Correlation (LM)</i>	0,959

Selanjutnya dilakukan uji asumsi regresi, yang meliputi uji normalitas, homoskedastisitas, dan nonautokorelasi. Hasil ketiga uji tersebut menunjukkan nilai *p-value* yang lebih besar dari tingkat signifikansi 5% (tabel 3). Dengan demikian, keputusan yang diambil adalah gagal tolak H_0 yang artinya asumsi normalitas, homoskedastisitas, dan nonautokorelasi terpenuhi.

Untuk mengetahui hubungan jangka panjang, dilakukan uji kointegrasi menggunakan *bound test*. Dari hasil uji didapatkan nilai F_{hitung} sebesar 14,196. Batas atas nilai kritis *bound* untuk $k = 4$, $n = 65$, dan $\alpha = 5\%$ adalah 4,274, sementara batas bawah nilai kritisnya adalah 3,068 [22]. Karena nilai F_{hitung} melebihi nilai kritis batas atas pada tingkat signifikansi 5%, didapatkan keputusan tolak H_0 . Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa terdapat hubungan kointegrasi jangka panjang.

Tabel 4. Hasil Estimasi Persamaan Jangka Panjang

Variabel	Koefisien	<i>Std. Error</i>	<i>t-stat</i>	<i>p-value</i>
$\ln(PDBC)$	-0,447	0,383	-1,167	0,249
$\ln(PROD)$	1,384	0,345	4,015	0,000*
$\ln(KURS)$	0,655	0,374	1,754	0,086
$\ln(PEXP)$	-0,318	0,112	-2,841	0,006*

Keterangan: * signifikan pada tingkat signifikansi 5%

Hasil estimasi jangka panjang model ARDL(3,3,3,0,0) disajikan pada tabel 4. Dari hasil estimasi tersebut, dapat dibentuk persamaan jangka panjang pada persamaan 7.

$$\ln(\widehat{EXP})_t = -0,447 \ln(PDBC)_t + 1,384 \ln(PROD)_t^* + 0,655 \ln(KURS)_t - 0,318(PEXP)_t^* \quad (7)$$

Pada jangka panjang, produksi CPO dan harga ekspor berpengaruh signifikan terhadap ekspor produk turunan CPO pada tingkat signifikansi 5%, sebagaimana ditunjukkan pada Tabel 4. Produksi CPO yang meningkat mendorong ekspor, sedangkan harga ekspor yang lebih tinggi

justru sebaliknya. Sementara itu, PDB China dan kurs tidak berpengaruh signifikan terhadap ekspor turunan CPO Indonesia ke China pada jangka panjang dengan tingkat signifikansi 5%.

Koefisien $\ln (PROD)$ sebesar 1,384. Artinya, peningkatan produksi CPO di Indonesia sebesar 1% akan meningkatkan ekspor turunan CPO Indonesia ke China sebesar 1,384%, dengan asumsi variabel lain konstan. Dalam jangka panjang, peningkatan produksi CPO mendorong pertumbuhan industri hilir yang menghasilkan produk turunannya, sehingga surplus produk turunan tersebut dapat diekspor ke luar negeri [13], salah satunya ke China yang merupakan negara dengan konsumsi minyak nabati terbesar di dunia. Temuan ini sejalan dengan hukum Walras dan diperkuat oleh penelitian [23] juga menemukan bahwa peningkatan produksi pada periode sebelumnya meningkatkan kinerja ekspor pada periode berjalan di Indonesia.

Koefisien $\ln (PEXP)$ sebesar -0,318. Artinya, peningkatan harga ekspor sebesar 1% akan menurunkan ekspor turunan CPO Indonesia ke China sebesar 0,318%, dengan asumsi variabel lain konstan. Hubungan negatif antara harga ekspor dan volume ekspor tersebut sesuai dengan teori permintaan [19]. Kenaikan harga ekspor mendorong China untuk mencari alternatif lain yang lebih murah dari negara lain. Temuan ini didukung oleh [24] yang menemukan bahwa harga di negara asal menurunkan ekspor, sementara harga di negara pesaing justru meningkatkannya. Artinya, harga tinggi melemahkan daya saing jika negara pesaing menawarkan harga lebih rendah [25].

Tabel 5. Hasil Estimasi Persamaan Jangka Pendek

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-stat	p-value
C	9,436	1,086	8,684	0,000*
$\Delta \ln (EXP)_{t-1}$	0,663	0,143	4,633	0,000*
$\Delta \ln (EXP)_{t-2}$	0,308	0,109	2,813	0,007*
$\Delta \ln (PDBC)_t$	1,217	0,387	3,142	0,003*
$\Delta \ln (PDBC)_{t-1}$	1,301	0,440	2,959	0,005*
$\Delta \ln (PDBC)_{t-2}$	0,700	0,397	1,765	0,084
$\Delta \ln (PROD)_t$	0,531	0,344	1,544	0,129
$\Delta \ln (PROD)_{t-1}$	-1,029	0,367	-2,805	0,007*
$\Delta \ln (PROD)_{t-2}$	-0,903	0,377	-2,397	0,020*
DK_t	0,455	0,106	4,283	0,000*
ECT_{t-1}	-1,743	0,199	-8,755	0,000*
<i>R-squared</i>				0,702

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-stat	p-value
				<i>Adjusted R-squared</i>
				0,618
				<i>F-Statistic</i>
				8,412
				<i>Prob(F-Statistic)</i>
				0,000*

Keterangan: * signifikan pada tingkat signifikansi 5%

Selain melakukan uji normalitas, uji homoskedastisitas, dan uji nonautokorelasi yang sudah dilakukan dan ditunjukkan pada tabel 3, juga dilakukan deteksi terhadap asumsi nonmultikolinearitas. Pada tabel 5, dapat dilihat bahwa nilai *R-squared* (R^2) sebesar 0,702 yang mana nilainya tidak terlalu tinggi (kurang dari 0,90 atau 90%), uji F (uji parameter secara simultan) dengan *p-value* sebesar 0,000 yang mana signifikan pada tingkat signifikansi 5%, serta melalui uji t yang mana terdapat banyak variabel bebas yang signifikan pada tingkat signifikansi 5%. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat permasalahan multikolinearitas antar variabel bebas [30].

Hasil estimasi jangka pendek model ARDL(3,3,3,0,0) disajikan pada tabel 5. Dari hasil estimasi tersebut, dapat dibentuk persamaan jangka pendek pada persamaan 8.

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\overline{EXP})_t = & 9,436 + 0,663\Delta \ln(EXP)_{t-1}^* + 0,308\Delta \ln(EXP)_{t-2}^* + 1,217\Delta \ln(PDBC)_t^* \\ & + 1,301\Delta \ln(PDBC)_{t-1}^* + 0,700\Delta \ln(PDBC)_{t-2} + 0,531\Delta \ln(PROD)_t \\ & - 1,029\Delta \ln(PROD)_{t-1}^* - 0,903\Delta \ln(PROD)_{t-2}^* + 0,455DK_t^* - 1,743ECT_{t-1}^* \end{aligned} \quad (8)$$

Keterangan: * signifikan pada tingkat signifikansi 5%

Pada jangka pendek, ekspor pada satu dan dua triwulan sebelumnya, PDBC China pada periode berjalan dan satu triwulan sebelumnya, produksi CPO pada satu dan dua triwulan sebelumnya, serta struktur bea keluar berpengaruh signifikan terhadap ekspor turunan CPO Indonesia ke China pada tingkat signifikansi 5% (tabel 5).

Koefisien $\Delta \ln(EXP)_{t-1}$ sebesar 0,663. Artinya, peningkatan perubahan ekspor pada satu triwulan sebelumnya sebesar 1% akan meningkatkan perubahan ekspor pada periode berjalan sebesar 0,663%, dengan asumsi variabel lain konstan. Selain itu, Koefisien $\Delta \ln(EXP)_{t-2}$ sebesar 0,308. Artinya, peningkatan perubahan ekspor pada dua triwulan sebelumnya sebesar 1% akan meningkatkan perubahan ekspor pada periode berjalan sebesar 0,308%, dengan asumsi variabel lain konstan. Hal ini menunjukkan bahwa ekspor masa lalu menjadi katalisator ekspor pada periode berjalan, hasil penelitian ini sejalan dengan penelitian [26].

Koefisien $\Delta \ln(PDBC)_t$ sebesar 1,217. Artinya, peningkatan perubahan PDB China pada periode berjalan sebesar 1% akan meningkatkan perubahan ekspor periode berjalan sebesar

1,217%, dengan asumsi variabel lain konstan. Selain itu, koefisien $\Delta \ln(PDBC)_{t-1}$ sebesar 1,301. Artinya, peningkatan perubahan PDB China pada satu triwulan sebelumnya sebesar 1% akan meningkatkan perubahan ekspor pada periode berjalan sebesar 1,301%, dengan asumsi variabel lain konstan. Temuan penelitian ini sejalan dengan teori gravitasi ekspor dan penelitian [4] yang menyatakan adanya hubungan positif antara PDB negara tujuan dan volume ekspor [10]. Peningkatan PDB China mencerminkan naiknya daya beli yang mendorong permintaan terhadap produk turunan CPO, sehingga meningkatkan impornya dari Indonesia. Hal ini sesuai dengan hukum Walras yang menyatakan bahwa suatu negara dapat memenuhi kelebihan permintaan domestik dengan mengimpor dari negara lain [14].

Koefisien $\Delta \ln(PROD)_{t-1}$ sebesar -1,029. Artinya, peningkatan produksi CPO pada satu triwulan sebelumnya sebesar 1% akan menurunkan ekspor periode berjalan sebesar 1,029%, dengan asumsi variabel lain konstan. Selain itu, koefisien $\Delta \ln(PROD)_{t-2}$ sebesar -0,903. Artinya, peningkatan produksi CPO pada dua triwulan sebelumnya sebesar 1% akan menurunkan ekspor pada periode berjalan sebesar 0,903%, dengan asumsi variabel lain konstan. Pengaruh produksi CPO terhadap ekspor turunan CPO berbeda pada jangka panjang dan jangka pendek. Dibutuhkan waktu untuk mengolah CPO menjadi produk turunan sebelum diekspor, sehingga dampaknya tidak langsung. Temuan penelitian ini juga mengindikasikan bahwa pada jangka pendek, hukum J.B. Say bahwa “*supply creates its own demand*” belum berlaku, sebagaimana didukung oleh [26].

Koefisien DK_t sebesar 0,455. Artinya, struktur bea keluar CPO yang lebih besar dibanding turunannya akan meningkatkan ekspor sebesar 0,455% dibandingkan saat struktur bea keluar CPO sama dengan turunannya, dengan asumsi variabel lain konstan. Bea keluar CPO yang tinggi menekan ekspor CPO, meningkatkan pasokan dalam negeri, serta menurunkan harga domestik. Ketersediaan bahan baku yang melimpah dan murah mendorong produksi turunan CPO. Kondisi ini bertindak sebagai subsidi tidak langsung bagi industri hilir, dalam hal ini turunan CPO [17]. Peningkatan produksi turunan CPO akan mendorong peningkatan ekspornya, menunjukkan bahwa tarif bea keluar CPO yang lebih tinggi dibanding turunannya mendorong industri lebih memilih mengekspor produk turunan, selaras dengan temuan [27] bahwa bea keluar CPO berpengaruh positif terhadap ekspor produk turunannya, sedangkan bea keluar produk turunan CPO justru berdampak negatif terhadap volume ekspornya.

Koefisien ECT_{t-1} sebesar -1,743 dan signifikan pada tingkat signifikansi 5%. Nilai tersebut menunjukkan *speed of adjustment*, yakni seberapa cepat ketidakseimbangan pada suatu periode akan terkoreksi pada periode selanjutnya. Artinya, ketidakseimbangan akan terkoreksi sebesar 174,3% pada triwulan berikutnya apabila terjadi guncangan atau fluktuasi. Nilai *speed of*

adjustment yang berada di antara 0 dan -2 merupakan nilai yang wajar dan tidak mengindikasikan adanya kesalahan spesifikasi model maupun overparameterisasi [20]. Kondisi ini menyiratkan bahwa proses penyesuaian tidak terjadi secara monoton ke jalur keseimbangan, melainkan berfluktuasi terlebih dahulu di sekitar keseimbangan. Meskipun begitu, deviasi meredam atau semakin kecil dari waktu ke waktu. Dengan kata lain, walaupun sistem berfluktuasi, setiap fluktuasi berikutnya menjadi lebih kecil dan konvergen ke keseimbangan [28-29].

4 Simpulan

Ekspor turunan CPO Indonesia ke China pada jangka panjang dipengaruhi oleh produksi CPO domestik secara positif dan harga ekspor secara negatif. Pada jangka pendek, ekspor turunan CPO Indonesia ke China dipengaruhi oleh ekspor pada satu dan dua triwulan sebelumnya, PDB China pada triwulan berjalan dan satu triwulan sebelumnya, produksi CPO pada satu dan dua triwulan sebelumnya, serta struktur bea keluar. Pada jangka pendek, ekspor pada satu dan dua triwulan sebelumnya, PDB China pada triwulan berjalan dan satu triwulan sebelumnya, serta struktur bea keluar berpengaruh positif terhadap ekspor, sementara produksi CPO pada satu dan dua triwulan sebelumnya berpengaruh negatif terhadap ekspor.

Berdasarkan temuan tersebut, pemerintah dan pelaku industri perlu mendorong peningkatan produksi CPO secara berkelanjutan guna menjaga ekspor produk turunannya dalam jangka panjang. Beberapa upaya peningkatan produksi CPO meliputi peningkatan produktivitas, percepatan penanaman kembali (*replanting*), optimalisasi kebun perhutanan sosial, dan ekstensifikasi. Selain itu, penetapan harga ekspor yang kompetitif perlu diperhatikan agar produk turunan CPO Indonesia tetap memiliki daya saing di pasar China. Struktur bea keluar CPO dan turunannya juga perlu dievaluasi secara rutin agar tetap efektif dalam mendorong ekspor turunan CPO.

https://github.com/timbang123K/PEMODELAN_ARDL

5 Ucapan Terima Kasih

Kami mengucapkan terima kasih kepada Bapak dan Ibu di Badan Pusat Statistik (BPS) yang telah membantu ketersediaan data yang diperlukan pada penelitian ini.

6 Daftar Pustaka

- [1] R. Adityara, “Determinant Factors on Indonesia Economic Growth,” *EkBis: Jurnal Ekonomi dan Bisnis*, vol. 3, no. 1, pp. 252–260, Jul. 2020, doi: 10.14421/ekbis.2019.3.1.1179.
- [2] BPS, *Statistik Perdagangan Luar Negeri Indonesia Ekspor 2023*. 2024.
- [3] P. Dujanutat, A. Neramittagapong, and P. Kaewkannetra, “Optimization of bio-hydrogenated kerosene from refined palm oil by catalytic hydrocracking,” *Energies (Basel)*, vol. 12, no. 16, Aug. 2019, doi: 10.3390/en12163196.
- [4] R. Ridwannulloh and S. Sunaryati, “Determinants of Indonesian Crude Palm Oil Export: Gravity Model Approach,” *Jurnal Ekonomi & Studi Pembangunan*, vol. 19, no. 2, 2018, doi: 10.18196/jesp.19.2.5004.
- [5] D. Ramadhan, D. Triwandoyo, and T. Neyatri Bandrang, “Analisis Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Ekspor Minyak Kelapa Sawit Indonesia ke China,” *Jurnal Penelitian Agri Hatantiring*, vol. 4, no. 2, pp. 21–31, 2024.
- [6] A. Prasetyo, S. Marwanti, and Darsono, “Keunggulan Komparatif dan Kinerja Ekspor Minyak Sawit Mentah Indonesia di Pasar Internasional,” *Jurnal Agro Ekonomi*, vol. 35, no. 2, pp. 89–103, Mar. 2018, doi: 10.21082/jae.v35n2.2017.89-103.
- [7] USDA, “Oilseeds and Products Update,” 2024.
- [8] H. N. Ahmad Hamidi, N. Khalid, Z. A. Karim, and M. R. K. V. Zainuddin, “Technical Efficiency and Export Potential of the World Palm Oil Market,” *Agriculture (Switzerland)*, vol. 12, no. 11, Nov. 2022, doi: 10.3390/agriculture12111918.
- [9] M. H. Pesaran, “The Role of Economic Theory in Modelling The Long Run,” 1997.
- [10] J. M. Balogh and G. M. Borges Aguiar, “Determinants of Latin American and the Caribbean agricultural trade: A gravity model approach,” *Agricultural Economics (Czech Republic)*, vol. 68, no. 4, pp. 127–136, 2022, doi: 10.17221/405/2021-Agricecon.
- [11] L. Capoani, “Review of the gravity model: origins and critical analysis of its theoretical development,” *SN Business & Economics*, vol. 3, no. 5, Apr. 2023, doi: 10.1007/s43546-023-00461-0.
- [12] A. Fiskarunia, M. Mazanah, R. Rahmadani, and Sarpini, “Teori Gravitasi dalam Perdagangan Internasional: Implikasi dan Aplikasinya di Indonesia,” *Neraca Manajemen, Ekonomi*, vol. 11, 2024, doi: 10.8734/mnmae.v1i2.359.
- [13] N. G. Mankiw, *Macroeconomics 11th Edition*. 2022.

-
- [14] A. Heise, "Walras' law in the context of pre-analytic visions: a note," *ZÖSS-Discussion Papers*, vol. 54, 2016.
- [15] L. H. Officer, *Essays in Economic History: Purchasing Power Parity, Standard of Living, and Monetary Standards*. Springer International Publishing, 2022. doi: 10.1007/978-3-030-95925-8.
- [16] OECD, *The Economic Impact of Export Restrictions on Raw Materials*. in OECD Trade Policy Studies. OECD Publishing, 2010. doi: 10.1787/9789264096448-en.
- [17] M. M. Parra, S. R. Schubert, and E. Brutschin, "Export taxes and other restrictions on raw materials and their limitation through free trade agreements: Impact on developing countries," 2016. doi: 10.2861/077894.
- [18] S. Cesaratto, F. Serrano, and A. Stirati, "Technical Change, Effective Demand and Employment," Jan. 2003. doi: 10.1080/09538250308444.
- [19] R. S. Pindyck and D. L. Rubinfeld, *Microeconomics*, vol. 9. 2018.
- [20] S. Kripfganz and D. C. Schneider, "ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models," *Stata Journal*, vol. 23, no. 4, pp. 983–1019, Dec. 2023, doi: 10.1177/1536867X231212434.
- [21] W. H. Greene, *Econometric analysis*, 7th edition. Prentice Hall, 2012.
- [22] M. H. Pesaran, Y. Shin, and R. J. Smith, "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, no. 3, pp. 289–326, May 2001, doi: 10.1002/jae.616.
- [23] A. Prasetyo, S. Marwanti, and Darsono, "The Influence of Exchange Rate on CPO Exports of Indonesia," *Jurnal Ekonomi Pembangunan: Kajian Masalah Ekonomi dan Pembangunan*, vol. 18, no. 2, p. 159, Dec. 2017, doi: 10.23917/jep.v18i2.4233.
- [24] N. W. Ismail, S. N. M. Kamal, M. Firdaus, and N. M. Hariri, "Export Demand of Palm Oil in Malaysia: Analysis Using ARDL Approach," *Asian Journal of Agriculture and Rural Development*, vol. 12, no. 3, pp. 157–163, Jun. 2022, doi: 10.55493/5005.v12i3.4531.
- [25] Indriyani, "The Effect of ASEAN-China Free Trade Area (ACFTA) on Indonesia Export," *Etikonomi*, vol. 15, no. 2, pp. 125–138, Sep. 2016, doi: 10.15408/etk.v15i2.3331.
- [26] E. N. Huda and A. Widodo, "Determinan dan Stabilitas Ekspor Crude Palm Oil Indonesia," *Jurnal Ekonomi dan Bisnis*, vol. 20, no. 1, pp. 45–67, 2017.
- [27] M. R. Gani and I. M. K. Y. W. Gupta, "The Effect of Export Tax on Indonesia Palm Oil Derivative Products," *Efficient: Indonesian Journal of Development Economics*, vol. 7, no. 1, p. 73, 2024, doi: 10.15294/gx9pvw29.

- [28] P. K. Narayan and R. Smyth, “What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji-U.S. migration 1972-2001,” *Contemp Econ Policy*, vol. 24, no. 2, pp. 332–342, Apr. 2006, doi: 10.1093/cep/byj019.
- [29] M. Olczyk and A. Kordalska, “International competitiveness of Czech manufacturing – A sectoral approach with error correction model,” *Prague Economic Papers*, vol. 26, no. 2, pp. 213–226, 2017, doi: 10.18267/j.pep.605.
- [30] D. N. Gujarati, *Basic Econometrics*, 4th edition. McGraw-Hill/Irwin, 2004.