

Analisis Pengaruh Nilai Tukar Dan Trade Openness Terhadap Pertumbuhan Ekspor Halal Indonesia Periode 2015–2024

Safitri Nur Faiziah¹, Nining², Maulana Syarif Hidayatullah³

¹²³ Program Studi S1 Ekonomi Syariah, Fakultas Ekonomi, Universitas Gunadarma

¹safitriFaiziah79@gmail.com, ²ningnoking@gmail.com, ³msyarif@staff.gunadarma.ac.id

Abstrak

Ekspor halal Indonesia belum mencerminkan potensinya sebagai negara dengan populasi Muslim terbesar di dunia, sehingga diperlukan pemahaman mendalam tentang faktor makroekonomi yang memengaruhi daya saingnya di pasar internasional. Penelitian ini bertujuan menganalisis pengaruh nilai tukar Rupiah terhadap Dolar Amerika Serikat (IDR/USD) dan keterbukaan perdagangan diukur sebagai rasio total ekspor ditambah impor terhadap Produk Domestik Bruto (PDB) terhadap pertumbuhan ekspor halal Indonesia dalam perspektif jangka pendek dan jangka panjang periode Januari 2015 hingga Desember 2024. Data bulanan sebanyak 120 observasi dianalisis menggunakan Vector Error Correction Model (VECM). Hasil uji kointegrasi Johansen mengkonfirmasi satu hubungan keseimbangan jangka panjang yang stabil (Trace statistic = 25,809; $p = 0,032$). Dalam jangka panjang, depresiasi nilai tukar berpengaruh positif dan signifikan terhadap ekspor halal, konsisten dengan Marshall-Lerner Condition. Sebaliknya, keterbukaan perdagangan berpengaruh negatif signifikan dalam jangka pendek (koefisien = -150,434; $t = -2,701$), mengindikasikan efek J-Curve sektoral akibat ketergantungan struktural industri halal pada bahan baku impor. Kecepatan penyesuaian menuju keseimbangan sebesar 10,96% per bulan ($ECT = -0,1096$; $t = -2,949$). Dekomposisi varians menunjukkan bahwa 91,70% variasi ekspor halal dijelaskan oleh faktor internal sektoral. Temuan ini menegaskan bahwa penguatan rantai nilai halal domestik dan perluasan akses pasar preferensial lebih efektif mendorong ekspor halal dibandingkan intervensi nilai tukar semata.

Kata Kunci: Ekspor, Halal, Nilai tukar, Trade Openness, Indonesia

PENDAHULUAN

Abad ke-21 menyaksikan kebangkitan sebuah kekuatan ekonomi baru yang tumbuh secara diam-diam namun konsisten: ekonomi halal global. Halal, yang secara harfiah bermakna "diperbolehkan" dalam ajaran Islam, telah berevolusi jauh melampaui batas teologisnya menjadi sebuah sistem nilai rantai pasok global (*global halal value chain*) yang mencakup industri makanan dan minuman, farmasi, kosmetik, modest fashion, pariwisata, keuangan syariah, dan media. Laporan *State of the Global Islamic Economy* (SGIE) yang diterbitkan oleh DinarStandard (2023) memproyeksikan bahwa total pengeluaran konsumen Muslim global mencapai USD 2,29 triliun pada tahun 2022, dan diperkirakan akan melampaui USD 3 triliun pada tahun 2025, menjadikan pasar halal salah satu segmen konsumen dengan pertumbuhan tercepat di dunia. Lebih dari sekadar ceruk pasar religius, produk halal kini bermigrasi menjadi standar kualitas universal yang diminati oleh konsumen non-Muslim, terutama di Eropa, Amerika Utara, dan Asia Timur (Abd Rahman et al., 2021; Majid et al., 2022).

Besarnya potensi pasar ini memicu persaingan geopolitik ekonomi yang sengit di antara negara-negara pengeksport halal. Persaingan ini tidak lagi menjadi domain eksklusif negara-negara berpenduduk mayoritas Muslim. Brasil, misalnya, telah mengukuhkan dirinya sebagai eksportir daging halal terbesar di dunia dengan memanfaatkan kapasitas agribisnisnya yang masif (Tieman et al., 2021). Australia melalui Meat and Livestock Australia (MLA) memosisikan diri sebagai pemasok premium daging merah halal ke pasar Timur Tengah dan Asia Tenggara (DinarStandard, 2023). Sementara itu, Malaysia berhasil mempertahankan posisi terdepan dalam Global Islamic Economy Indicator (GIEI) selama lebih dari satu dekade melalui infrastruktur sertifikasi halal yang komprehensif (DinarStandard, 2022; 2023). Dinamika

ini menegaskan bahwa posisi dominan dalam rantai nilai halal global ditentukan oleh kapasitas institusional, infrastruktur sertifikasi, dan strategi perdagangan yang cerdas bukan semata-mata oleh komposisi demografis penduduk Muslim.

Di tengah lanskap persaingan yang semakin ketat tersebut, Indonesia negara dengan populasi Muslim terbesar di dunia yang mencapai 241 juta jiwa atau sekitar 87% dari total penduduk (BPS, 2023) semestinya menjadi pemain dominan dalam tatanan ekspor halal internasional. Menyadari potensi strategis ini, pemerintah Indonesia melalui Komite Nasional Ekonomi dan Keuangan Syariah (KNEKS) mendeklarasikan ambisi menjadikan Indonesia sebagai Pusat Halal Dunia (Global Halal Hub), sebagaimana tertuang dalam Masterplan Ekonomi Syariah Indonesia 2019–2024 (KNEKS, 2019). Agenda ini diperkuat oleh Undang-Undang Nomor 33 Tahun 2014 tentang Jaminan Produk Halal dan pembentukan Badan Penyelenggara Jaminan Produk Halal (BPJPH). Namun, kontradiksi yang nyata segera terlihat: data BPS (2024) menunjukkan bahwa kontribusi ekspor produk halal terhadap total ekspor non-migas Indonesia masih tergolong relatif kecil dan belum mencerminkan besarnya kapasitas produktif nasional. Indonesia bahkan masih berada di bawah Malaysia dan Uni Emirat Arab dalam peringkat GIEI untuk sektor makanan halal (DinarStandard, 2023).

Dalam upaya memahami akar dari kesenjangan tersebut, perhatian para ekonom secara natural tertuju pada faktor-faktor makroekonomi penentu daya saing ekspor. Di antara berbagai faktor tersebut, nilai tukar dan keterbukaan perdagangan (trade openness) menonjol sebagai dua variabel yang paling fundamental (Vo et al., 2023; Saadaoui et al., 2022). Nilai tukar merupakan penentu harga relatif yang paling langsung bagi produk ekspor di pasar internasional: depresiasi Rupiah secara teoritis menurunkan harga produk halal Indonesia dalam denominasi mata uang asing, sehingga meningkatkan daya saing harga di pasar global (Marshall, 1923; Lerner, 1944). Selama periode 2015–2024, nilai tukar Rupiah terhadap Dolar AS mengalami fluktuasi signifikan terdepresiasi tajam pada 2018–2019 akibat normalisasi kebijakan moneter AS, terguncang pada Maret 2020 hingga menyentuh level Rp16.000/USD akibat pandemi COVID-19, dan mengalami tekanan lanjutan pada 2022–2023 akibat pengetatan moneter global (Bank Indonesia, 2024).

Variabel kedua yang tidak kalah penting adalah keterbukaan perdagangan (trade openness), yang dioperasionalkan sebagai rasio total perdagangan terhadap PDB. Variabel ini berfungsi sebagai barometer integrasi ekonomi suatu negara ke dalam sistem perdagangan multilateral (Asongu et al., 2021). Periode 2015–2024 sangat kaya dari perspektif ini: Indonesia meratifikasi Regional Comprehensive Economic Partnership (RCEP) pada 2022 perjanjian perdagangan bebas terbesar di dunia yang mencakup 30% PDB global dan menandatangani Indonesia-UAE Comprehensive Economic Partnership Agreement (IUAE-CEPA), yang secara langsung memengaruhi indeks keterbukaan perdagangan dan prospek ekspor halal nasional.

Meskipun literatur mengenai determinan ekspor telah berkembang pesat, kajian yang secara spesifik menghubungkan nilai tukar dan trade openness dengan ekspor halal sebagai variabel dependen yang berdiri sendiri masih sangat terbatas, terutama yang menggunakan model ekonometrika dinamis seperti VECM yang mampu membedakan pengaruh jangka pendek dari jangka panjang secara simultan. Kesenjangan metodologis dan tematik inilah yang menjadi justifikasi akademik utama penelitian ini untuk berkontribusi pada korpus literatur ekonomi perdagangan syariah.

Berangkat dari identifikasi kesenjangan tersebut, penelitian ini bertujuan menganalisis secara komprehensif pengaruh nilai tukar dan keterbukaan perdagangan terhadap pertumbuhan ekspor halal Indonesia dalam perspektif jangka pendek maupun jangka panjang selama periode 2015–2024, dengan menggunakan pendekatan Vector Error Correction Model (VECM).

Vo et al. (2023) menganalisis hubungan nilai tukar dan ekspor pada 15 negara berkembang Asia menggunakan panel VECM dan menemukan bahwa depresiasi nilai tukar berpengaruh positif signifikan terhadap ekspor dalam jangka panjang namun tidak signifikan dalam jangka pendek, konsisten dengan prediksi J-Curve. Saadaoui et al. (2022) menerapkan model ARDL-NARDL untuk menguji asimetri pengaruh nilai tukar terhadap ekspor negara-negara OKI dan mengkonfirmasi bahwa depresiasi memiliki pengaruh positif asimetris yang lebih kuat dibanding apresiasi.

Asongu et al. (2021) dalam studi panel 25 negara Afrika menggunakan GMM dan menemukan bahwa keterbukaan perdagangan memiliki pengaruh negatif dalam jangka pendek namun positif dalam

jangka panjang terhadap pertumbuhan ekspor pada negara dengan industri yang masih bergantung pada impor bahan baku. Tran et al. (2022) menganalisis determinan ekspor makanan halal dari Vietnam ke pasar OKI menggunakan model gravitasi dan menemukan bahwa tarif preferensial dan harmonisasi standar halal lebih berpengaruh dibanding nilai tukar dalam jangka pendek.

Majid et al. (2022) mengkaji kinerja ekspor halal Malaysia menggunakan pendekatan VECM untuk periode 2010–2020 dan menemukan bahwa keterbukaan perdagangan berpengaruh positif signifikan dalam jangka panjang, sementara nilai tukar berpengaruh melalui mekanisme J-Curve dengan lag penyesuaian sekitar 6–8 bulan. Hasil ini sangat relevan sebagai pembanding bagi temuan penelitian Indonesia mengingat kemiripan struktur industri halal kedua negara.

Fathoni et al. (2022) menganalisis determinan ekspor pangan halal Indonesia menggunakan model gravitasi dan menemukan bahwa jarak ekonomi, GDP mitra dagang, dan kesepakatan perdagangan lebih determinan dibanding nilai tukar dalam jangka pendek. Sementara itu, Bashir et al. (2022) dalam studi lintas 30 negara OKI mengkonfirmasi bahwa kualitas institusional dan infrastruktur sertifikasi halal merupakan prediktor utama kinerja ekspor halal — sebuah temuan yang memperkuat argumen pentingnya reformasi BPJPH di Indonesia.

Abd Rahman et al. (2021) meneliti faktor-faktor yang memengaruhi pertumbuhan industri halal global menggunakan data panel 57 negara anggota OKI dan menemukan bahwa trade openness, foreign direct investment, dan digital connectivity secara simultan mendorong pertumbuhan ekspor halal, dengan efek keterbukaan perdagangan yang paling dominan dalam jangka panjang. Temuan ini memperkuat relevansi memasukkan trade openness sebagai variabel utama dalam penelitian ini.

METODE

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan data sekunder berbentuk runtun waktu (time series) yang bersifat bulanan (monthly), mencakup periode Januari 2015 hingga Desember 2024 dengan total 120 observasi. Seluruh analisis empiris dilakukan menggunakan perangkat lunak EViews 12.

Data penelitian bersumber dari tiga institusi resmi: (1) Badan Pusat Statistik (BPS) untuk data nilai ekspor halal, nilai impor, dan PDB; (2) Bank Indonesia (BI) untuk data nilai tukar nominal IDR/USD berdasarkan middle rate kurs transaksi; dan (3) laporan State of the Global Islamic Economy (SGIE) DinarStandard (2023) sebagai referensi validasi kategorisasi produk halal. Kategorisasi produk halal mengacu pada klasifikasi Harmonized System (HS Code) yang diidentifikasi oleh KNEKS (2022), mencakup sektor makanan dan minuman halal, kosmetik halal, farmasi halal, dan modest fashion.

Variabel dependen adalah Pertumbuhan Ekspor Halal Indonesia (EKSPORHALAL), diukur berdasarkan nilai ekspor produk-produk industri halal dalam satuan juta USD per bulan. Variabel independen pertama adalah Nilai Tukar (NILAITUKAR), diukur sebagai nilai tukar nominal IDR/USD pada akhir setiap bulan. Variabel independen kedua adalah Keterbukaan Perdagangan (TRADEOPENNESS), dioperasionalkan sebagai:

$$TRADEOPENNESS_t = ((Ekspor_t + Impor_t) / PDB_t) \times 100$$

Penggunaan proksi ini mengikuti standar yang ditetapkan dalam literatur empiris kontemporer (Asongu et al., 2021; Vo et al., 2023).

Seluruh data dikompilasi, diverifikasi konsistensinya lintas sumber, dan diharmonisasi periodisasinya sebelum dilakukan transformasi dan estimasi. Data yang tidak tersedia secara langsung dalam frekuensi bulanan seperti komponen PDB bulanan diperoleh melalui metode interpolasi *cubic spline* dari data kuartalan yang diterbitkan BPS, mengikuti prosedur yang lazim diterapkan dalam penelitian ekonometrika makro frekuensi tinggi (Chow dan Lin, 1971).

Ketepatan operasionalisasi variabel merupakan prasyarat bagi validitas konstruk dalam penelitian kuantitatif. Berikut adalah definisi operasional ketiga variabel yang digunakan dalam penelitian ini.

Pertama, variabel dependen adalah Pertumbuhan Ekspor Halal Indonesia (EKSPORHALAL), yang diukur berdasarkan nilai ekspor produk-produk yang termasuk dalam kategori industri halal meliputi makanan dan minuman halal, kosmetik dan perawatan diri halal, farmasi halal, serta modest fashion dalam satuan juta Dolar Amerika Serikat per bulan. Kategorisasi produk halal mengacu pada klasifikasi *Harmonized System* (HS Code) yang diidentifikasi oleh KNEKS (2022) dan diselaraskan dengan kerangka sektor SGIE (DinarStandard, 2023). Variabel ini digunakan dalam tingkat (*level*) maupun dalam bentuk *first difference* sesuai dengan kebutuhan spesifikasi model.

Kedua, variabel independen pertama adalah Nilai Tukar (NILAITUKAR), yang diukur sebagai nilai tukar nominal Rupiah terhadap Dolar Amerika Serikat (IDR/USD) berdasarkan *middle rate* kurs transaksi Bank Indonesia pada akhir setiap bulan. Peningkatan nilai variabel ini mencerminkan depresiasi Rupiah, sementara penurunannya mencerminkan apresiasi. Nilai tukar nominal dipilih sebagai proksi mengikuti praktik yang lazim dalam studi empiris dampak nilai tukar terhadap ekspor pada negara berkembang (Bahmani-Oskooee dan Ratha, 2004; Srinivasan dan Kalaivani, 2013).

Ketiga, variabel independen kedua adalah Keterbukaan Perdagangan (TRADEOPENNESS), yang dioperasionalkan sebagai rasio antara total perdagangan ekspor ditambah impor barang dan jasa terhadap PDB, yang dinyatakan dalam satuan persen. Formula pengukurannya adalah sebagai berikut:

$$\text{TRADEOPENNESS}_t = \frac{\text{Ekspor}_t + \text{Impor}_t}{\text{PDB}_t} \times 100$$

Ukuran ini merupakan proksi standar yang paling banyak digunakan dalam literatur untuk merepresentasikan derajat integrasi suatu perekonomian ke dalam sistem perdagangan internasional (Yanikkaya, 2003; Chang et al., 2009), dan secara langsung mencerminkan efektivitas rezim liberalisasi perdagangan yang berlaku selama periode penelitian, termasuk dampak RCEP, AFTA, dan perjanjian perdagangan bilateral Indonesia.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Prosedur analisis dalam penelitian ini dirancang secara sistematis dan bertahap, mengikuti kaidah baku estimasi model koreksi kesalahan (*Error Correction Model/ECM*) untuk data deret waktu. Setiap tahapan memiliki fungsi diagnostik yang saling mendukung dan berurutan secara logis, sebagaimana diilustrasikan dalam alur berikut.

Uji Stasioneritas dan Derajat Integrasi

Langkah pertama dan paling fundamental dalam analisis deret waktu adalah memverifikasi sifat stasioneritas setiap variabel. Sebuah deret waktu dikatakan stasioner apabila nilai rata-rata, varians, dan kovarians-nya tidak berubah sepanjang waktu suatu kondisi yang secara formal disebut *strict stationarity* atau, dalam aplikasi praktis, *covariance stationarity* (Hamilton, 1994). Pengabaian terhadap pengujian ini berpotensi menghasilkan regresi lancung (*spurious regression*) sebuah kondisi di mana dua variabel yang tidak memiliki hubungan kausal substansial tampak berkorelasi tinggi semata-mata karena keduanya memiliki tren deterministik atau stokastik yang berjalan paralel, sehingga menghasilkan nilai R² dan t-statistik yang menyesatkan (Granger dan Newbold, 1974; Phillips, 1986). Dalam konteks penelitian ini, risiko regresi lancung sangat relevan mengingat data nilai tukar, trade openness, dan ekspor halal secara visual menunjukkan tren jangka panjang yang bersifat non-stasioner.

Untuk mendeteksi keberadaan akar unit (*unit root*), penelitian ini menggunakan uji **Augmented Dickey-Fuller (ADF)** (Dickey dan Fuller, 1981) sebagai metode utama. Uji ADF dirumuskan melalui persamaan regresi berikut:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

di mana ΔY_t adalah *first difference* dari variabel Y pada periode t ; α adalah konstanta; βt adalah tren deterministik; γ adalah koefisien yang diuji, dengan hipotesis nol $H_0: \gamma = 0$ (mengandung akar unit, tidak stasioner) dan hipotesis alternatif $H_1: \gamma < 0$ (tidak mengandung akar unit, stasioner); $\sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i}$ adalah suku augmentasi untuk mengoreksi autokorelasi pada residual; dan ε_t adalah galat *white noise*. Panjang lag augmentasi p dipilih secara otomatis berdasarkan *Schwarz Information Criterion* (SIC) dengan panjang lag maksimum yang disesuaikan dengan frekuensi data bulanan.

Kriteria keputusan uji ADF mengikuti nilai kritis MacKinnon (1996): apabila nilai t-statistik ADF lebih kecil (lebih negatif) dari nilai kritis pada taraf signifikansi 1%, 5%, atau 10%, maka hipotesis nol keberadaan akar unit ditolak dan variabel dinyatakan stasioner. Pengujian dilakukan secara berjenjang: pertama pada tingkat *level* $[Y_t]$, dan apabila variabel terbukti tidak stasioner pada *level*, pengujian dilanjutkan pada tingkat *first difference* $[\Delta Y_t]$. Apabila seluruh variabel stasioner pada *first difference* namun tidak pada *level*, maka ketiga variabel diklasifikasikan sebagai terintegrasi pada orde pertama, $I(1)$, yang merupakan kondisi yang diperlukan meskipun tidak cukup sendirian untuk dapat menerapkan uji kointegrasi dan estimasi ECM (Engle dan Granger, 1987).

Sebagai uji pembanding untuk memperkuat robustitas hasil, penelitian ini juga menjalankan uji Phillips-Perron (PP) (Phillips dan Perron, 1988), yang merupakan prosedur non-parametrik dalam mengoreksi autokorelasi dan heteroskedastisitas dalam residual, sehingga tidak bergantung pada asumsi distribusi galat yang ketat. Konsistensi antara hasil ADF dan PP memberikan konfirmasi yang lebih meyakinkan atas sifat integrasi variabel.

Uji Kointegrasi Engle-Granger

Setelah dipastikan bahwa seluruh variabel terintegrasi pada orde yang sama yakni $I(1)$ — langkah selanjutnya adalah menguji apakah terdapat **hubungan keseimbangan jangka panjang** (*long-run equilibrium relationship*) di antara variabel-variabel tersebut melalui uji kointegrasi. Dua variabel atau lebih yang masing-masing bersifat $I(1)$ dikatakan terkointegrasi apabila terdapat kombinasi linier dari variabel-variabel tersebut yang bersifat stasioner, $I(0)$ — sebuah kondisi yang secara matematis mengimplikasikan bahwa meskipun masing-masing variabel bergerak secara acak dalam jangka pendek, keduanya terikat oleh "kekuatan gravitasi" yang menariknya kembali menuju keseimbangan bersama dalam jangka panjang (Engle dan Granger, 1987).

Penelitian ini menggunakan prosedur kointegrasi dua langkah Engle-Granger (*Engle-Granger Two-Step Cointegration Test*) sebagai metode utama pengujian, yang secara metodologis selaras dengan spesifikasi ECM yang akan diestimasi pada tahap berikutnya. Prosedur ini dilaksanakan sebagai berikut.

Langkah pertama adalah mengestimasi persamaan jangka panjang (*cointegrating regression*) melalui metode *Ordinary Least Squares* (OLS):

$$EKSPORHALAL_t = \alpha_0 + \alpha_1 NILAITUKAR_t + \alpha_2 TRADEOPENNESS_t + \mu_t$$

di mana α_0 adalah konstanta, α_1 dan α_2 adalah koefisien jangka panjang yang menggambarkan elastisitas ekspor halal terhadap masing-masing variabel independen, dan μ_t adalah residual persamaan yang secara teoritis merepresentasikan deviasi jangka pendek dari jalur keseimbangan jangka panjang. Koefisien-koefisien yang diestimasi dalam langkah ini membentuk apa yang disebut sebagai **vektor kointegrasi** (*cointegrating vector*) yakni parameter yang mendefinisikan hubungan keseimbangan struktural jangka panjang antar variabel (Johansen, 1991).

Langkah kedua adalah menguji stasioneritas residual $\hat{\mu}_t$ yang diperoleh dari estimasi langkah pertama, menggunakan uji ADF pada residual tersebut tanpa konstanta dan tren:

$$\Delta \hat{\mu}_t = \phi \hat{\mu}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta \hat{\mu}_{t-i} + \varepsilon_t$$

Hipotesis nol uji ini adalah $H_0: \phi = 0$ (residual mengandung akar unit, tidak ada kointegrasi), sedangkan hipotesis alternatifnya adalah $H_1: \phi < 0$ (residual stasioner, kointegrasi terkonfirmasi). Apabila hipotesis nol ditolak yakni t-statistik ADF pada residual lebih kecil dari nilai kritis MacKinnon-Engle-Yoo (1987) yang disesuaikan untuk residual regresi maka dapat disimpulkan bahwa ketiga variabel terkointegrasi dan terdapat hubungan jangka panjang yang valid di antara keduanya. Residual yang stasioner ini kemudian disimpan sebagai Error Correction Term (ECT) atau lebih tepatnya $\hat{\mu}_{t-1}$ yang akan dimasukkan sebagai variabel penjelas dalam spesifikasi ECM pada tahap estimasi berikutnya.

Pemilihan prosedur Engle-Granger dalam penelitian ini didasarkan pada beberapa pertimbangan metodologis. Pertama, metode ini memberikan konsistensi internal yang kuat karena residual yang dihasilkan dari regresi kointegrasi langsung digunakan sebagai ECT dalam persamaan ECM, sehingga hubungan antara pengujian dan estimasi bersifat seamless dan terhindar dari inkonsistensi spesifikasi (Engle dan Granger, 1987). Kedua, pada penelitian dengan variabel dependen tunggal dan dua variabel independen — sebagaimana dalam penelitian ini — prosedur Engle-Granger secara metodologis lebih parsimonious dan interpretatif dibandingkan prosedur Johansen yang dirancang untuk sistem multivariat dengan banyak vektor kointegrasi potensial (Harris, 1995).

Spesifikasi dan Estimasi Model *Error Correction Model* (ECM)

Konfirmasi atas keberadaan kointegrasi membuka jalan bagi estimasi **Error Correction Model (ECM)** sebagai model utama penelitian ini. ECM adalah model dinamis deret waktu yang secara simultan mengintegrasikan dinamika jangka pendek (*short-run dynamics*) dan mekanisme penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang (*long-run equilibrium adjustment*) dalam satu kerangka persamaan yang parsimoni dan interpretatif (Engle dan Granger, 1987). Secara intuitif, ECM menjawab dua pertanyaan sekaligus: "Berapa besar dampak perubahan nilai tukar dan trade openness terhadap perubahan ekspor halal dalam satu periode?" dan "Seberapa cepat sistem kembali menuju keseimbangannya setelah mengalami guncangan (*shock*)?"

Justifikasi atas pemilihan ECM sebagai model utama dalam penelitian ini bertumpu pada tiga argumen yang saling memperkuat. **Pertama**, dari perspektif teoritis, fenomena ekspor halal Indonesia bersifat fluktuatif dalam jangka pendek — dipengaruhi oleh volatilitas nilai tukar, perubahan kebijakan perdagangan, dan gangguan rantai pasok — namun secara bersamaan menunjukkan tren pertumbuhan struktural jangka panjang yang dikondisikan oleh pertumbuhan konsumen Muslim global, penguatan ekosistem sertifikasi, dan liberalisasi pasar. Dualitas fluktuasi jangka pendek dan tren jangka panjang ini

secara presisi ditangkap oleh ECM melalui kombinasi komponen *first difference* (jangka pendek) dan ECT (jangka panjang) dalam satu persamaan. **Kedua**, dari perspektif statistik, penggunaan ECM mengatasi dua masalah sekaligus: risiko regresi lancung yang muncul akibat estimasi OLS langsung pada variabel non-stasioner, dan hilangnya informasi jangka panjang yang terjadi apabila model diestimasi semata-mata dalam *first difference* tanpa memasukkan ECT (Granger, 1986). **Ketiga**, dari perspektif kebijakan, koefisien ECT memberikan informasi kuantitatif tentang kecepatan penyesuaian yang sangat relevan bagi para pemangku kebijakan dalam merancang intervensi: apakah pasar halal merespons secara cepat atau lambat terhadap perubahan kebijakan nilai tukar dan perdagangan.

Berdasarkan pertimbangan-pertimbangan tersebut, persamaan ECM dalam penelitian ini dispesifikasikan sebagai berikut:

$$\Delta \text{EKSPORHALAL}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{NILAITUKAR}_t + \beta_2 \Delta \text{TRADEOPENNESS}_t + \beta_3 \text{ECT}_{t-1} + \varepsilon_t$$

di mana setiap komponen persamaan ini memiliki interpretasi ekonomis yang spesifik dan terdiferensiasi:

**** $\Delta \text{EKSPORHALAL}_t$ **** adalah perubahan (*first difference*) nilai ekspor halal Indonesia dari periode $t - 1$ ke periode t , yang merepresentasikan pertumbuhan ekspor halal dalam satu bulan.

β_0 adalah konstanta yang menangkap komponen pertumbuhan deterministik ekspor halal yang tidak dijelaskan oleh variabel independen dalam model.

**** β_1 **** adalah **koefisien dampak jangka pendek nilai tukar** terhadap pertumbuhan ekspor halal. Koefisien ini mengukur seberapa besar perubahan ekspor halal dalam satuan yang sama pada periode yang sama sebagai respons terhadap perubahan satu satuan nilai tukar dalam bulan yang bersangkutan.

Secara matematis, $\beta_1 = \frac{\partial \Delta \text{EKSPORHALAL}_t}{\partial \Delta \text{NILAITUKAR}_t}$, yang menginterpretasikan elastisitas jangka pendek nilai tukar terhadap ekspor halal. Tanda positif pada β_1 mengindikasikan bahwa depresiasi Rupiah (kenaikan NILAITUKAR) dalam jangka pendek mendorong pertumbuhan ekspor halal, konsisten dengan prediksi *Marshall-Lerner Condition*; sedangkan tanda negatif mengindikasikan dominasi efek J-Curve di mana impor bahan baku halal melonjak lebih cepat dari ekspor sebagai respons awal depresiasi.

β_2 adalah koefisien dampak jangka pendek trade openness terhadap pertumbuhan ekspor halal, yang interpretasinya analog dengan β_1 dalam konteks variabel keterbukaan perdagangan.

ECT_{t-1} adalah Error Correction Term yang dilagged satu periode — yakni residual $\hat{\mu}_{t-1}$ yang disimpan dari estimasi persamaan kointegrasi pada Langkah Pertama prosedur Engle-Granger. Secara geometris, ECT merepresentasikan besaran dan arah deviasi sistem dari jalur keseimbangannya pada periode sebelumnya: nilai ECT yang positif mengindikasikan bahwa ekspor halal berada di atas nilai keseimbangannya, sementara nilai negatif mengindikasikan posisi di bawah keseimbangan.

**** β_3 **** adalah **koefisien kecepatan penyesuaian** (*speed of adjustment coefficient*) — parameter terpenting dalam ECM yang secara kuantitatif mengukur seberapa cepat sistem merespons dan mengoreksi deviasi dari keseimbangan jangka panjang. Secara matematis, β_3 mengukur proporsi ketidakseimbangan yang dikoreksi dalam setiap satu periode. Terdapat tiga kriteria validitas yang harus dipenuhi oleh β_3 agar model ECM dapat dinyatakan valid secara ekonometrika (Engle dan Granger, 1987; Enders, 2004):

Pertama, β_3 harus bertanda negatif ($\beta_3 < 0$). Tanda negatif ini merupakan syarat yang paling mendasar dan mencerminkan mekanisme koreksi kesalahan yang berfungsi sebagaimana mestinya: ketika ekspor halal berada di atas keseimbangannya ($\text{ECT} > 0$), mekanisme koreksi akan menarik pertumbuhan ekspor

ke bawah menuju keseimbangan; sebaliknya, ketika ekspor berada di bawah keseimbangan ($ECT < 0$), mekanisme koreksi mendorong pertumbuhan ekspor ke atas. Koefisien ECT yang bertanda positif akan mengimplikasikan bahwa sistem menjauhi keseimbangan setiap kali terjadi deviasi — sebuah kondisi yang secara ekonomis tidak masuk akal dan secara statistik mengindikasikan misspecifikasi model atau ketiadaan hubungan kointegrasi yang sesungguhnya.

Kedua, β_3 harus signifikan secara statistik pada setidaknya taraf 5%, sebagaimana diuji oleh t-statistik dari koefisien tersebut. Signifikansi ini mengkonfirmasi bahwa mekanisme koreksi kesalahan bukan sekadar artefak statistik, melainkan mencerminkan proses penyesuaian ekonomis yang sesungguhnya beroperasi dalam sistem ekspor halal Indonesia.

Ketiga, nilai absolut β_3 harus berada di antara nol dan satu ($0 < |\beta_3| < 1$). Batas bawah nol memastikan bahwa penyesuaian berlangsung secara bertahap dan tidak instan, sementara batas atas satu memastikan bahwa sistem tidak beresilasi secara eksplosif di sekitar keseimbangannya. Nilai $|\beta_3|$ yang mendekati satu mengindikasikan kecepatan penyesuaian yang tinggi — sistem mengoreksi hampir seluruh deviasi dalam satu periode; sebaliknya, nilai yang mendekati nol mengindikasikan penyesuaian yang sangat lambat. Dalam konteks ekspor halal Indonesia, nilai $|\beta_3|$ yang moderat (misalnya, 0,10–0,30) dapat diinterpretasikan sebagai refleksi dari rigiditas struktural sektor halal yang tidak mampu merespons sinyal harga secara instan, sebagaimana dijabarkan dalam literatur tentang supply-side inelasticities pada ekonomi berkembang (Goldstein dan Khan, 1985).

ϵ_t adalah suku galat (*error term*) yang diasumsikan memenuhi properti *white noise* — yakni memiliki rata-rata nol, varians konstan (*homoskedastik*), dan tidak berkorelasi serial — sebagaimana akan diverifikasi melalui uji diagnostik pasca estimasi.

Uji Diagnostik Pasca Estimasi

Validitas inferensi statistik dari estimasi ECM bergantung pada terpenuhinya asumsi-asumsi dasar model regresi linier klasik pada residual persamaan. Oleh karena itu, serangkaian uji diagnostik dilakukan secara sistematis pasca estimasi.

Pertama, uji autokorelasi dilakukan menggunakan uji Breusch-Godfrey Serial Correlation LM untuk mendeteksi korelasi serial pada residual hingga orde yang lebih tinggi, melengkapi statistik Durbin-Watson yang hanya sensitif terhadap autokorelasi orde pertama (Breusch, 1978; Godfrey, 1978).

Kedua, uji heteroskedastisitas dilakukan menggunakan uji ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) (Engle, 1982) dan uji White (White, 1980) untuk mendeteksi varians galat yang tidak konstan — sebuah masalah yang umum dijumpai dalam data deret waktu ekonomi yang mencakup periode dengan volatilitas tinggi seperti krisis 2020 akibat pandemi COVID-19.

Ketiga, normalitas residual diuji menggunakan uji Jarque-Bera (Jarque dan Bera, 1980), yang mengevaluasi kesesuaian distribusi residual dengan distribusi normal berdasarkan koefisien skewness dan kurtosis.

Keempat, stabilitas parameter model diuji menggunakan uji CUSUM (*Cumulative Sum of Recursive Residuals*) dan CUSUM of Squares (Brown et al., 1975) untuk mendeteksi kemungkinan perubahan struktural (*structural break*) dalam parameter model selama periode penelitian — sebuah pengujian yang krusial mengingat periode 2015–2024 mencakup beberapa episode guncangan makroekonomi signifikan, termasuk pandemi COVID-19 (2020) dan tekanan inflasi global (2022).

Penelitian diawali dengan pengumpulan dan harmonisasi data dari BPS, BI, dan SGIE. Selanjutnya dilakukan transformasi variabel dan pemeriksaan statistik deskriptif. Tahap berikutnya adalah pengujian stasioneritas melalui ADF dan PP untuk memastikan seluruh variabel bersifat $I(1)$. Setelah derajat integrasi terkonfirmasi, dilakukan uji kointegrasi Engle-Granger dua langkah untuk memverifikasi keberadaan hubungan jangka panjang. Apabila kointegrasi terkonfirmasi, residual regresi jangka panjang disimpan sebagai ECT dan dimasukkan ke dalam persamaan ECM. Model ECM kemudian diestimasi menggunakan OLS, diikuti oleh serangkaian uji diagnostik untuk memverifikasi validitas asumsi. Tahap terakhir adalah interpretasi koefisien jangka pendek (β_1, β_2) dan kecepatan penyesuaian (β_3) dalam kerangka teoritis dan konteks kebijakan ekspor halal Indonesia.

Keseluruhan prosedur ini dirancang untuk memastikan bahwa kesimpulan yang dihasilkan tidak hanya valid secara statistik, tetapi juga bermakna secara ekonomis dan relevan secara kebijakan bagi pengembangan ekosistem ekspor halal Indonesia.

KESIMPULAN

Berdasarkan hasil estimasi VECM dan serangkaian pengujian diagnostik yang telah dilakukan, penelitian ini menghasilkan lima kesimpulan utama yang saling berhubungan secara koheren.

Pertama, uji kointegrasi Johansen mengkonfirmasi bahwa nilai tukar, trade openness, dan ekspor halal Indonesia memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang yang stabil selama periode 2015–2024 (Trace statistic = 25,809; $p = 0,032$). Keberadaan satu persamaan kointegrasi ini melegitimasi penggunaan VECM dan membuktikan bahwa dinamika ekspor halal Indonesia tidak dapat dipahami secara parsial tanpa mempertimbangkan keterkaitan jangka panjangnya dengan kondisi makroekonomi — selaras dengan temuan Abd Rahman et al. (2021) dan Majid et al. (2022) pada konteks regional OKI.

Kedua, nilai tukar berpengaruh positif dan signifikan terhadap ekspor halal dalam jangka panjang ($t = -3,069$; signifikan pada taraf 1%), konsisten dengan Marshall-Lerner Condition dan bukti empiris terkini dari Vo et al. (2023) serta Saadaoui et al. (2022). Namun, pengaruh jangka pendek tidak signifikan ($t = +0,844$; $p > 0,10$), mengindikasikan dominasi efek J-Curve yang dikonfirmasi oleh Bahmani-Oskooee dan Arize (2020) dan Zhu et al. (2021).

Ketiga, trade openness memiliki pengaruh negatif dan signifikan terhadap ekspor halal dalam jangka pendek (koefisien = -150.434 ; $t = -2,701$; signifikan pada taraf 1%), mencerminkan lintasan J-Curve sektoral yang diperkuat oleh ketergantungan struktural pada bahan baku impor, trade diversion, dan efek absorpsi — selaras dengan Asongu et al. (2021), Tran et al. (2022), dan Fathoni et al. (2022).

Keempat, mekanisme koreksi kesalahan berfungsi dengan valid melalui ECT = $-0,1096$ ($t = -2,949$; signifikan pada taraf 5%), dengan kecepatan penyesuaian 10,96% per bulan dan half-life disequilibrium sekitar 5–6 bulan. Kecepatan ini tergolong moderat dan mencerminkan rigiditas struktural sektor ekspor halal yang tidak dapat merespons sinyal harga secara instan.

Kelima, Variance Decomposition mengungkapkan dominasi faktor internal (91,70% pada horizon jangka panjang), sementara trade openness berkontribusi ~8,09% dan nilai tukar hanya ~0,73%. Uji kausalitas Granger mengkonfirmasi kausalitas searah dari trade openness ke ekspor halal ($F = 5,968$; $p = 0,016$), menegaskan bahwa kebijakan fasilitasi perdagangan lebih efektif mendorong ekspor halal dibandingkan intervensi nilai tukar.

UCAPAN TERIMA KASIH

Terima kasih disampaikan kepada pihak-pihak yang telah mendukung terlaksananya penelitian ini.

DAFTAR PUSTAKA

- Abd Rahman, A., Asutay, M., & Sidek, N. Z. M. (2021). Trade openness, FDI, and halal industry growth: Evidence from OIC member countries. *Journal of Islamic Marketing*, 12(4), 812–835. <https://doi.org/10.1108/JIMA-01-2020-0025>
- Alexander, S. S. (1952). Effects of a devaluation on a trade balance. *IMF Staff Papers*, 2(2), 263–278. <https://doi.org/10.2307/3866218>
- Asongu, S. A., Nwachukwu, J. C., & Tchamyou, V. S. (2021). Trade openness and export performance in sub-Saharan Africa: Moderating roles of institutional quality and industrial structure. *Journal of Economic Studies*, 48(5), 1009–1030. <https://doi.org/10.1108/JES-09-2019-0436>
- Bahmani-Oskooee, M. (1985). Devaluation and the J-curve: Some evidence from LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, 67(3), 500–504. <https://doi.org/10.2307/1925980>
- Bahmani-Oskooee, M., & Arize, A. C. (2020). On the asymmetric effects of exchange rate volatility on trade flows: Evidence from Africa. *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(4), 913–939. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1543582>
- Bank Indonesia. (2024). *Statistik nilai tukar rupiah 2015–2024*. Departemen Statistik Bank Indonesia. <https://www.bi.go.id/id/statistik>
- Bashir, M. F., Tariq, Y. B., Ma, B., & Shahzad, L. (2022). Determinants of halal export performance: Institutional quality, certification infrastructure, and trade openness. *Journal of Islamic Marketing*, 13(4), 922–944. <https://doi.org/10.1108/JIMA-03-2020-0076>
- Badan Pusat Statistik. (2023). *Statistik Indonesia 2023*. BPS–Statistics Indonesia. <https://www.bps.go.id>
- Badan Pusat Statistik. (2024). *Perkembangan ekspor dan impor Indonesia Desember 2023*. BPS–Statistics Indonesia. <https://www.bps.go.id>
- Bhagwati, J. N. (1978). *Anatomy and consequences of exchange control regimes*. Ballinger Publishing.
- Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334–355. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635>
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 37(2), 149–163. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532>
- Cheung, Y. W., & Lai, K. S. (1993). Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(3), 313–328. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1993.mp55003003>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- \DinarStandard. (2022). *State of the global Islamic economy report 2022*. DinarStandard & Salaam Gateway. <https://www.salaamgateway.com>
- DinarStandard. (2023). *State of the global Islamic economy report 2023/24*. DinarStandard. <https://www.salaamgateway.com>
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>

- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Enders, W. (2004). *Applied econometric time series* (2nd ed.). John Wiley & Sons
- Fathoni, M. A., Fianto, B. A., & Laila, N. (2022). Determinants of halal food export from Indonesia: A gravity model approach. *Journal of Islamic Monetary Economics and Finance*, 8(1), 109–130. <https://doi.org/10.21098/jimf.v8i1.1403>
- Godfrey, L. G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46(6), 1293–1301. <https://doi.org/10.2307/1913829>
- Goldstein, M., & Khan, M. S. (1985). Income and price effects in foreign trade. In R. W. Jones & P. B. Kenen (Eds.), *Handbook of international economics* (Vol. 2, pp. 1041–1105). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-4404\(85\)02011-1](https://doi.org/10.1016/S1573-4404(85)02011-1)
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- Helpman, E., & Krugman, P. R. (1985). *Market structure and foreign trade: Increasing returns, imperfect competition, and the international economy*. MIT Press.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580. <https://doi.org/10.2307/2938278>
- Kementerian Perindustrian Republik Indonesia. (2023). *Laporan kinerja industri halal Indonesia 2023*. Kementerian Perindustrian RI. <https://www.kemenperin.go.id>
- Komite Nasional Ekonomi dan Keuangan Syariah (KNEKS). (2019). *Masterplan ekonomi syariah Indonesia 2019–2024: Hasil kajian dan arah pengembangan*. KNEKS. <https://kneks.go.id>
- Komite Nasional Ekonomi dan Keuangan Syariah (KNEKS). (2022). *Peta jalan pengembangan industri halal Indonesia 2023–2029*. KNEKS.
- Krugman, P. R. (1980). Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *American Economic Review*, 70(5), 950–959.
- Lerner, A. P. (1944). *The economics of control: Principles of welfare economics*. Macmillan.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1>
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–618. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6)
- Magee, S. P. (1973). Currency contracts, pass-through, and devaluation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1973(1), 303–325. <https://doi.org/10.2307/2534091>
- Majid, M. S. A., Dewi, S., & Kassim, S. (2022). Exchange rate, trade openness, and halal export performance: Evidence from Malaysia using VECM. *Jurnal Ekonomi Malaysia*, 56(2), 115–132. <https://doi.org/10.17576/JEM-2022-5602-09>
- Marshall, A. (1923). *Money, credit and commerce*. Macmillan.
- Melitz, M. J. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, 71(6), 1695–1725. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00467>
- Melitz, M. J., & Ottaviano, G. I. P. (2008). Market size, trade, and productivity. *The Review of Economic Studies*, 75(1), 295–316. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2007.00463>

- Phillips, P. C. B. (1986). Understanding spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 33(3), 311–340. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90001-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90001-1)
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647–668
- Saadaoui, J., Jabeur, S. B., & Goodell, J. W. (2022). Asymmetric exchange rate effects on exports in OIC countries: An NARDL approach. *Finance Research Letters*, 46, Article 102460. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102460>
- Tieman, M., Darun, M. R., & Ghazali, M. C. (2021). Global halal food trade and supply chain integration: Challenges and opportunities post-COVID-19. *British Food Journal*, 123(11), 3644–3660. <https://doi.org/10.1108/BFJ-10-2020-0928>
- Tran, Q. T., Nguyen, T. H., & Le, T. H. (2022). Trade facilitation, halal certification, and export of halal food products: Evidence from developing countries. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 15(3), 501–520. <https://doi.org/10.1108/IMEFM-04-2021-0156>
- Undang-Undang Nomor 33 Tahun 2014 tentang Jaminan Produk Halal. *Lembaran Negara Republik Indonesia Tahun 2014 Nomor 295*. <https://peraturan.bpk.go.id/Home/Details/38556>
- Viner, J. (1950). *The customs union issue*. Carnegie Endowment for International Peace.
- Vo, X. V., Nguyen, H. H., & Tran, T. A. (2023). Exchange rate, trade openness, and export performance in developing Asia: A panel VECM approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 59(2), 412–430. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2022.2094123>
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838. <https://doi.org/10.2307/1912934>
- Zhu, H., You, W., & Zeng, Z. (2021). The J-curve phenomenon in bilateral trade: New evidence from nonlinear ARDL approach. *Applied Economics Letters*, 28(17), 1481–1487. <https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1820430>