

## Dampak Tarif Impor, Produksi dalam Negeri, dan Faktor Makroekonomi Terhadap Ketergantungan Impor Kedelai di Indonesia: Analisis Deret Waktu (2005–2023)

Muhammad Nuruddin Subhan

Universitas Pancasila, Indonesia

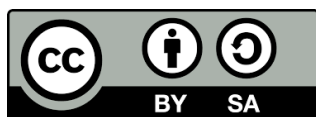
Email: nuruddin.subhan@univpancasila.ac.id

### Keywords:

Soybeans; Import Dependency; Import Tariffs; Domestic Production; Exchange Rates

### Abstract

Indonesia's dependence on soybean imports has continued to increase because of the widening gap between national demand and domestic production capacity. This condition exposes food security to international price movements, exchange rate fluctuations, and global supply disruptions. This study aimed to examine the effects of import tariffs, domestic production, international soybean prices, and the rupiah exchange rate on Indonesia's soybean import volume. A quantitative approach was employed using 19 annual time-series observations covering 2005–2023, obtained from Statistics Indonesia, the WTO, INSW, CBOT, and Bank Indonesia. The analysis applied ADF and PP unit root tests, the Engle–Granger cointegration test, log-linear OLS regression, a first-difference model, and Newey–West HAC standard errors. The results showed that import tariffs had no significant effect because they exhibited almost no variation during the observation period. Domestic production had a negative and significant effect in the baseline model but became insignificant after macroeconomic variables were included. The exchange rate emerged as the strongest determinant in the long-run model, whereas international prices showed only a marginal positive effect. The first-difference model identified no strong short-run effects of domestic production or international prices. The study concluded that Indonesia's soybean import dependence is structural and requires higher domestic productivity, stronger farmer incentives, diversified supply sources, and sustained macroeconomic stability.



This is an open access article under the [CC BY-SA](https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/) license.

Copyright © 2026 by Author. Published by Riviera Publishing

### Kata Kunci:

Kedelai; Ketergantungan Impor; Tarif Impor; Produksi Domestik; Nilai Tukar

### Abstrak

Ketergantungan Indonesia terhadap impor kedelai terus meningkat akibat kesenjangan antara kebutuhan nasional dan kemampuan produksi domestik. Kondisi ini meningkatkan kerentanan ketahanan pangan terhadap perubahan harga internasional, fluktuasi nilai tukar, dan gangguan pasokan global. Penelitian ini bertujuan menganalisis pengaruh tarif impor, produksi domestik, harga kedelai internasional, dan nilai tukar rupiah terhadap volume impor kedelai Indonesia. Penelitian menggunakan pendekatan kuantitatif dengan data deret waktu tahunan periode 2005–2023 sebanyak 19 observasi yang diperoleh dari BPS, WTO, INSW, CBOT, dan Bank Indonesia. Analisis dilakukan menggunakan uji akar unit ADF dan PP, uji kointegrasi Engle–Granger, regresi OLS log-linear, model selisih pertama, serta standar kesalahan Newey–West HAC. Hasil penelitian menunjukkan bahwa tarif impor tidak berpengaruh signifikan karena hampir tidak mengalami variasi selama periode pengamatan. Produksi domestik berpengaruh negatif dan signifikan dalam model dasar, tetapi kehilangan signifikansinya setelah variabel makroekonomi dimasukkan. Nilai tukar menjadi determinan paling kuat dalam model jangka panjang, sedangkan

harga internasional hanya menunjukkan pengaruh positif yang marginal. Model selisih pertama tidak menemukan pengaruh jangka pendek yang kuat dari produksi maupun harga internasional. Penelitian menyimpulkan bahwa ketergantungan impor kedelai Indonesia bersifat struktural sehingga penanganannya memerlukan peningkatan produktivitas domestik, penguatan insentif petani, diversifikasi sumber pasokan, dan pemeliharaan stabilitas makroekonomi nasional secara berkelanjutan.

---

## **PENDAHULUAN**

Ketahanan pangan tetap menjadi prioritas utama kebijakan bagi Indonesia, negara dengan populasi terbesar keempat di dunia dan salah satu ekonomi berkembang terbesar di Asia. Di antara beragam komoditas pangan strategis, kedelai menempati posisi yang sangat kritis dalam sistem pangan Indonesia. Sebagai bahan baku utama tempe dan tahu, dua sumber protein pokok yang sangat melekat dalam budaya makanan Indonesia dan terjangkau bagi rumah tangga berpenghasilan rendah, kedelai secara langsung memengaruhi ketahanan pangan nasional, mata pencaharian petani skala kecil, dan kelangsungan operasional sektor pengolahan industri rumahan yang luas. Oleh karena itu, memastikan pasokan kedelai yang memadai dan stabil bukan sekadar masalah kebijakan pertanian; ini adalah masalah kesetaraan ekonomi, keamanan gizi, dan ketahanan makroekonomi.

Terlepas dari pentingnya kedelai secara strategis, Indonesia mengalami kesenjangan struktural yang terus-menerus antara kapasitas produksi dalam negeri dan kebutuhan konsumsi nasional. Data dari Badan Pusat Statistik (BPS) menunjukkan bahwa konsumsi kedelai nasional telah meningkat menjadi sekitar 2,6–2,7 juta metrik ton per tahun, didorong oleh pertumbuhan populasi yang stabil dan perluasan berkelanjutan industri pengolahan pangan berbasis kedelai. Namun, produksi kedelai dalam negeri mengikuti lintasan yang sangat berbeda. Setelah mencapai puncak sekitar 975.000 ton pada tahun 2009, produksi menurun tajam selama dekade berikutnya, turun menjadi sekitar 213.000–250.000 ton pada periode 2021–2023. Penurunan produksi ini mencerminkan kemunduran struktural lebih dari 75 persen dari produksi puncak selama periode lima belas tahun, sebuah tren yang jarang terjadi di sektor komoditas pertanian utama mana pun.

Akibat dari kesenjangan struktural ini adalah tingkat ketergantungan impor untuk komoditas pangan strategis yang jarang terjadi di antara negara-negara berkembang. Lebih dari 80 persen konsumsi kedelai Indonesia kini dipenuhi melalui impor, dengan Amerika Serikat dan Brasil sebagai pemasok utama (Andrews, 1991). Pada tingkat ketergantungan ini, pasar kedelai Indonesia sangat rentan terhadap guncangan eksternal, termasuk volatilitas harga internasional, fluktuasi nilai tukar, ketegangan perdagangan bilateral, dan gangguan pasokan global, seperti yang terlihat selama krisis harga pangan 2007–2008 dan pandemi COVID-19. Implikasinya melampaui sektor pertanian: transmisi harga kedelai ke harga pangan konsumen dapat secara langsung memengaruhi kesejahteraan rumah tangga dan tingkat kemiskinan, terutama bagi penduduk perkotaan berpenghasilan rendah yang bergantung pada protein berbasis kedelai yang terjangkau (Dartanto & Usman, 2011).

Pemerintah Indonesia secara berturut-turut telah menerapkan berbagai instrumen kebijakan untuk mengelola ketergantungan impor kedelai. Kebijakan perdagangan, khususnya tarif impor, secara historis dianggap sebagai alat utama untuk menyeimbangkan perlindungan produsen dan stabilitas harga konsumen. Secara prinsip, tarif impor menaikkan harga kedelai

impor di pasar domestik, sehingga meningkatkan keuntungan relatif budidaya kedelai dalam negeri dan mendorong petani untuk memperluas produksi. Namun, pengalaman praktis Indonesia dalam kebijakan tarif kedelai sangat terbatas. Setelah reformasi liberalisasi perdagangan pada akhir 1990-an yang dilakukan dalam konteks perjanjian penyesuaian struktural Dana Moneter Internasional (IMF), Indonesia menurunkan tarif *Most-Favored-Nation* (MFN) yang diterapkan pada kedelai menjadi nol persen, tingkat yang dipertahankan dengan variasi minimal sepanjang sebagian besar periode 2005–2023 yang diteliti dalam studi ini. Kebijakan ini mencerminkan prioritas pemerintah terhadap keterjangkauan bagi konsumen dan keamanan pasokan industri di atas perlindungan produsen, sebuah pertukaran kebijakan yang secara efektif menghilangkan instrumen tarif dari perangkat untuk mengelola swasembada kedelai.

Sejumlah penelitian terdahulu telah mengidentifikasi faktor-faktor yang memengaruhi impor kedelai Indonesia. Assifah & Widanta, (2022) menemukan bahwa produksi, konsumsi, dan harga kedelai nasional berhubungan dengan perkembangan impor kedelai. (Ardiansyah & Faridatussalam, 2023) juga menganalisis harga kedelai lokal, produksi domestik, nilai tukar, dan konsumsi selama 1997–2021 serta menunjukkan bahwa ketergantungan impor terbentuk melalui interaksi antara keterbatasan pasokan domestik dan tingginya kebutuhan nasional. Sementara itu, (Ardhana et al., 2023) menegaskan bahwa kebijakan pemerintah dan kondisi pasar secara bersama-sama memengaruhi dinamika impor kedelai selama 1983–2019. Penelitian-penelitian tersebut memperlihatkan bahwa impor kedelai tidak dapat dijelaskan hanya melalui satu faktor, melainkan perlu dianalisis dengan mempertimbangkan sisi produksi, permintaan, kebijakan perdagangan, dan kondisi makroekonomi secara terpadu (Dewi & Widanta, 2025).

Bukti empiris terbaru menunjukkan bahwa pengaruh setiap determinan belum menghasilkan kesimpulan yang konsisten. Penelitian mengenai perdagangan kedelai Indonesia yang dipublikasikan dalam Jurnal Manajemen & Agribisnis pada 2024 menemukan bahwa tarif impor, harga impor, dan kebijakan pembatasan impor berpengaruh signifikan terhadap nilai impor, sedangkan nilai tukar dan jarak ekonomi tidak menunjukkan pengaruh yang signifikan. Penelitian tersebut juga mengungkapkan bahwa Amerika Serikat menyumbang sekitar 72% impor kedelai Indonesia dan produktivitas kedelai nasional masih jauh lebih rendah dibandingkan negara-negara produsen utama (Indonesian Soybean Import in International Trade, 2024). Sebaliknya, (Dewi & Widanta, 2025), dengan menggunakan data 1989–2023, menemukan bahwa konsumsi dan nilai tukar berpengaruh positif terhadap ketergantungan impor, sedangkan produksi dan inflasi berpengaruh negatif. Perbedaan tersebut menunjukkan bahwa pengaruh nilai tukar, produksi domestik, dan kebijakan impor masih sensitif terhadap indikator, periode pengamatan, serta spesifikasi model yang digunakan.

Kajian lain oleh Dewi & Anandari, (2025) menggunakan data deret waktu 1993–2022 dan menemukan bahwa konsumsi nasional dan produk domestik bruto per kapita berpengaruh positif, sedangkan harga internasional dan kebijakan tarif berpengaruh negatif terhadap permintaan impor kedelai. Meskipun telah memasukkan unsur perdagangan dan daya beli, penelitian tersebut belum menguji nilai tukar rupiah sebagai salah satu saluran transmisi biaya impor (Dewi & Anandari, 2025). Di sisi lain, penelitian yang memasukkan nilai tukar umumnya tidak menganalisis tarif impor secara mendalam atau menggunakan tarif sebagai variabel kebijakan yang memiliki variasi sangat terbatas. Dengan demikian, masih terdapat

kesenjangan berupa terbatasnya penelitian yang secara bersamaan mengintegrasikan tarif impor, produksi domestik, harga kedelai internasional, dan nilai tukar dalam satu model deret waktu serta memeriksa karakteristik stasioneritas dan hubungan jangka panjang antarvariabel.

Kesenjangan tersebut penting diatasi karena penggunaan regresi pada data deret waktu yang tidak stasioner dapat menghasilkan hubungan semu dan kesimpulan kebijakan yang menyesatkan. Selain itu, tarif impor kedelai Indonesia cenderung berada pada tingkat nol selama sebagian besar periode pengamatan, sehingga signifikansi statistiknya belum tentu mencerminkan daya ungkit kebijakan yang sebenarnya. Pada saat yang sama, penurunan produksi domestik, perubahan harga internasional, dan fluktuasi nilai tukar dapat bekerja melalui mekanisme yang berbeda antara jangka pendek dan jangka panjang. Oleh karena itu, penelitian yang memperbarui data hingga 2023 dan menerapkan pengujian akar unit, kointegrasi, model log-linear, model selisih pertama, serta standar kesalahan yang tahan terhadap heteroskedastisitas dan autokorelasi menjadi mendesak untuk menghasilkan inferensi yang lebih dapat diandalkan.

Kebaruan penelitian ini terletak pada pengembangan model ekonometrika terintegrasi yang menempatkan instrumen kebijakan perdagangan, kapasitas produksi domestik, dan kondisi makroekonomi dalam satu kerangka analisis ketergantungan impor kedelai Indonesia selama 2005–2023. Berbeda dari penelitian terdahulu yang cenderung memusatkan perhatian pada konsumsi, produksi, atau kebijakan tarif secara terpisah, penelitian ini memperlakukan nilai tukar sebagai variabel substantif dalam mekanisme transmisi biaya impor dan membandingkan hasil estimasi model level dengan model selisih pertama. Penelitian ini juga menguji keterbatasan empiris variabel tarif yang hampir tidak mengalami perubahan, sehingga ketiadaan pengaruh tarif dapat ditafsirkan secara lebih hati-hati sebagai persoalan terbatasnya penggunaan instrumen kebijakan, bukan semata-mata bukti bahwa tarif tidak relevan.

Berdasarkan uraian tersebut, penelitian ini bertujuan menganalisis pengaruh tarif impor, produksi kedelai domestik, harga kedelai internasional, dan nilai tukar rupiah terhadap volume impor kedelai Indonesia selama 2005–2023, sekaligus mengidentifikasi faktor yang paling konsisten dalam menjelaskan dinamika ketergantungan impor. Secara akademis, penelitian ini diharapkan memperkaya literatur mengenai permintaan impor komoditas pangan melalui penerapan analisis deret waktu yang lebih terintegrasi dan diagnostik ekonometrika yang memadai. Secara praktis, hasil penelitian dapat menjadi dasar bagi pemerintah dalam merumuskan kombinasi kebijakan yang lebih tepat antara pengelolaan impor, stabilisasi makroekonomi, peningkatan produktivitas, perluasan areal tanam, dan penguatan insentif bagi petani. Bagi pelaku industri, temuan penelitian juga dapat mendukung perencanaan pengadaan bahan baku dan mitigasi risiko yang berasal dari perubahan harga dunia serta volatilitas nilai tukar.

## **METODE PENELITIAN**

### **Metode Penelitian**

Bagian ini menjelaskan data, variabel, serta prosedur ekonometrika yang digunakan untuk menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi ketergantungan impor kedelai di Indonesia. Analisis dilakukan melalui beberapa tahapan utama, yaitu penyusunan dan deskripsi dataset, pengujian stasioneritas data deret waktu, pengujian kointegrasi untuk menentukan

hubungan jangka panjang antarvariabel, serta estimasi model permintaan impor dengan beberapa spesifikasi model ekonometrika.

### **Sumber Data dan Periode Sampel**

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan data sekunder berbentuk deret waktu (*time series*) tahunan periode 2005–2023 sebanyak 19 observasi. Data penelitian mencakup volume impor kedelai, produksi kedelai domestik, tarif impor, harga kedelai internasional, dan nilai tukar IDR/USD. Variabel moneter dan harga yang bersifat nominal dikonversi menjadi nilai riil menggunakan deflator PDB Indonesia, sedangkan variabel kontinu ditransformasikan dalam bentuk logaritma natural untuk memperoleh interpretasi elastisitas koefisien regresi serta mengurangi pengaruh heteroskedastisitas. Variabel tarif impor dipertahankan dalam bentuk level karena memiliki karakteristik diskrit dan mendekati nol selama sebagian besar periode penelitian.

### **Model Penelitian dan Spesifikasi Variabel**

Model empiris penelitian didasarkan pada teori permintaan impor yang menjelaskan bahwa volume impor dipengaruhi oleh faktor harga, kebijakan perdagangan, kapasitas produksi domestik, dan kondisi makroekonomi. Fungsi permintaan impor kedelai dirumuskan sebagai:

$$IM = f(TAR, PROD, PRICE, EX)$$

dengan IM sebagai volume impor kedelai, TAR sebagai tarif impor, PROD sebagai produksi kedelai domestik, PRICE sebagai harga kedelai internasional, dan EX sebagai nilai tukar IDR/USD.

### **Spesifikasi Model Ekonometrika**

Penelitian ini mengestimasi tiga model ekonometrika menggunakan metode *Ordinary Least Squares* (OLS), yaitu:

#### **1. Model 1: OLS Log-Linear Dasar**

Model pertama digunakan untuk menganalisis pengaruh tarif impor dan produksi domestik terhadap volume impor kedelai. Model ini dirumuskan sebagai:

$$\ln(IM_t) = \alpha_0 + \beta_1 TAR_t + \beta_2 \ln(PROD_t) + \varepsilon_t$$

#### **2. Model 2: OLS Log-Linear Diperluas**

Model kedua menambahkan variabel makroekonomi berupa harga kedelai internasional dan nilai tukar untuk memperoleh estimasi yang lebih komprehensif:

$$\ln(IM_t) = \alpha_0 + \beta_1 TAR_t + \beta_2 \ln(PROD_t) + \beta_3 \ln(PRICE_t) + \beta_4 \ln(EX_t) + \varepsilon_t$$

#### **3. Model 3: Model Selisih Pertama (*First Difference*)**

Model ketiga digunakan apabila ditemukan permasalahan nonstasioneritas dan tidak terdapat hubungan kointegrasi antarvariabel. Model ini digunakan untuk memperoleh hubungan jangka pendek:

$$\Delta \ln(IM_t) = \alpha_0 + \gamma_1 \Delta TAR_t + \gamma_2 \Delta \ln(PROD_t) + \gamma_3 \Delta \ln(PRICE_t) + \gamma_4 \Delta \ln(EX_t) + v_t$$

### **Pengujian Stasioneritas dan Kointegrasi**

Sebelum estimasi model dilakukan, penelitian menguji karakteristik data deret waktu melalui uji akar unit menggunakan metode *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) dan *Phillips-Perron* (PP). Pengujian ini bertujuan memastikan bahwa variabel yang digunakan bersifat stasioner dan menghindari permasalahan regresi palsu (*spurious regression*). Apabila variabel ditemukan terintegrasi pada orde yang sama, khususnya  $I(1)$ , maka dilakukan uji kointegrasi

menggunakan metode dua tahap Engle-Granger untuk mengidentifikasi hubungan keseimbangan jangka panjang antarvariabel.

### Estimasi dan Pengujian Model

Estimasi seluruh model dilakukan menggunakan metode OLS. Untuk memastikan validitas inferensi pada data deret waktu, penelitian menggunakan standar error Newey-West HAC yang robust terhadap heteroskedastisitas dan autokorelasi. Signifikansi statistik dievaluasi pada tingkat 1%, 5%, dan 10%, sedangkan koefisien model log-linear diinterpretasikan sebagai elastisitas perubahan volume impor akibat perubahan variabel independen.

### Pengujian Diagnostik dan Uji Ketahanan

Validitas model diuji melalui serangkaian uji diagnostik, meliputi uji normalitas residual Jarque-Bera, heteroskedastisitas Breusch-Pagan, autokorelasi Breusch-Godfrey dan Durbin-Watson, uji Ramsey RESET untuk spesifikasi model, serta uji multikolinearitas menggunakan Variance Inflation Factor (VIF). Selain itu, dilakukan uji ketahanan (*robustness test*) dengan menggunakan standar error Newey-West serta pengujian stabilitas koefisien melalui estimasi ulang model dengan menghilangkan variabel kontrol makroekonomi secara bergantian.

## HASIL DAN PEMBAHASAN

Bagian ini menyajikan hasil empiris analisis dalam lima tahap: statistik deskriptif dan gambaran tren, hasil uji akar unit, analisis kointegrasi, estimasi regresi pada ketiga spesifikasi model, dan hasil uji diagnostik. Semua hasil didasarkan pada data tahunan dari untuk periode 2005–2023 ( $N = 19$  pengamatan), yang bersumber sebagaimana dijelaskan dalam Bagian 4.1.

### Statistik Deskriptif

Tabel 1 menyajikan ringkasan statistik untuk semua variabel yang digunakan dalam analisis. Data tersebut mengungkapkan beberapa karakteristik pasar kedelai Indonesia selama periode 2005–2023 yang penting untuk menafsirkan hasil regresi.

**Tabel 1.** Statistik Deskriptif Semua Variabel (2005–2023,  $N = 19$ )

| Variabel                                 | Rata-rata | Simpangan Baku | Min       | Maks      | Unit    |
|------------------------------------------|-----------|----------------|-----------|-----------|---------|
| <b>Panel A: Variabel Level</b>           |           |                |           |           |         |
| <b>Volume Impor (IM)</b>                 | 2.103.146 | 518.309        | 1.288.462 | 2.826.941 | ton     |
| <b>Produksi Dalam Negeri (PROD)</b>      | 693.817   | 256.189        | 212.740   | 982.598   | ton     |
| <b>Tarif Impor (TAR)</b>                 | 0,26      | 1,12           | 0,00      | 5,00      | %       |
| <b>Harga Dunia (PRICE)</b>               | 403,84    | 95,49          | 231,40    | 558,10    | USD/ton |
| <b>Kurs IDR/USD (EX)</b>                 | 11.838    | 2.333          | 8.770     | 15.236    | IDR/USD |
| <b>Panel B: Variabel yang Diubah Log</b> |           |                |           |           |         |
| <i>ln(IM)</i>                            | 14,530    | 0,263          | 14,069    | 14,855    | —       |
| <i>ln(PROD)</i>                          | 13,350    | 0,493          | 12,269    | 13,798    | —       |
| <i>ln(HARGA)</i>                         | 5,970     | 0,253          | 5,445     | 6,324     | —       |
| <i>ln(EX)</i>                            | 9,360     | 0,198          | 9,079     | 9,631     | —       |

*Catatan: Semua variabel moneter dan produksi merupakan angka tahunan. PRICE adalah harga spot rata-rata tahunan Chicago Board of Trade (CBOT) dalam USD per metrik ton. EX adalah nilai tukar tengah rata-rata tahunan IDR/USD dari Bank Indonesia. TAR adalah tarif MFN yang diterapkan dari Profil Tarif WTO. Transformasi log menggunakan logaritma natural (basis e).*

Beberapa temuan patut diperhatikan. Pertama, volume impor kedelai meningkat secara signifikan selama periode studi, dari sekitar 1,29 juta ton (2005) menjadi 2,83 juta ton (2021), dengan rata-rata sampel sebesar 2,10 juta ton. Tren ini mencerminkan meningkatnya ketergantungan impor Indonesia seiring dengan berkurangnya kapasitas produksi dalam negeri. Kedua, produksi kedelai domestik menunjukkan variabilitas yang mencolok (koefisien variasi: 36,9%), menurun dari puncak 982.598 ton (2013) menjadi titik terendah 212.740 ton (2022), atau penurunan sebesar 78,4% dalam periode sampel. Ketiga, variabel tarif impor memiliki rata-rata yang sangat rendah sebesar 0,26% dan simpangan baku yang tinggi relatif terhadap rata-ratanya, yang mencerminkan bahwa tarif tersebut nol pada 18 dari 19 tahun sampel, dengan satu episode sebesar 5% pada tahun 2012. Hampir tidak adanya variasi tarif ini memiliki implikasi penting bagi estimasi koefisien tarif, sebagaimana dibahas di bawah ini.

### **Hasil Uji Akar Unit**

Hasil ADF menunjukkan bahwa keempat variabel kontinu  $\ln(IM)$ ,  $\ln(PROD)$ ,  $\ln(PRICE)$ , dan  $\ln(EX)$  bersifat non-stasioner dalam bentuk level, dengan statistik  $t$  yang gagal menolak hipotesis nol adanya akar unit pada tingkat signifikansi konvensional. Setelah diferensiasi pertama, semua variabel menjadi stasioner:  $\ln(IM)$  dan  $\ln(PROD)$  menolak hipotesis nol pada tingkat signifikansi 1%, sedangkan  $\ln(PRICE)$  dan  $\ln(EX)$  menolak pada tingkat 5%. Hasil ini secara seragam mengklasifikasikan semua variabel kontinu sebagai terintegrasi orde satu  $I(1)$ , sesuai dengan perilaku khas deret waktu makroekonomi. Variabel tarif (TAR) yang mendekati nol dan konstan diperlakukan sebagai regresi deterministik yang lemah eksogen dan tidak menjalani pengujian akar unit.

### **Analisis Kointegrasi**

Mengingat semua variabel kontinu adalah  $I(1)$ , uji kointegrasi dua langkah Engle-Granger diterapkan untuk menentukan apakah hubungan keseimbangan jangka panjang ada di antara variabel-variabel tersebut. Statistik ADF yang diterapkan pada residu regresi jangka panjang (Model 2, persamaan 3) adalah  $t = -3,231$ . Nilai kritis MacKinnon-Haug-Michelis (1999) untuk uji Engle-Granger dengan empat variabel penjelas ( $k = 4$ ) adalah  $-4,450$  (1%),  $-3,830$  (5%), dan  $-3,530$  (10%).

Statistik uji yang diperoleh sebesar  $-3,231$  tidak melebihi nilai kritis 5% sebesar  $-3,830$ , dan sedikit di bawah nilai kritis 10% sebesar  $-3,530$ . Akibatnya, hipotesis nol bahwa tidak ada kointegrasi tidak dapat ditolak pada tingkat signifikansi konvensional 5%. Temuan ini menyiratkan bahwa estimasi OLS bentuk level (Model 1 dan 2) berisiko menghasilkan hasil regresi yang tidak valid, sedangkan spesifikasi selisih pertama (Model 3) lebih disukai untuk inferensi yang valid. Meskipun demikian, Model 1 dan 2 tetap diestimasi dan dilaporkan untuk memberikan gambaran deskriptif mengenai hubungan jangka panjang antara variabel-variabel dan untuk memudahkan perbandingan dengan literatur sebelumnya yang menggunakan estimasi bentuk level tanpa melakukan uji stasioneritas.

### **Analisis Korelasi**

Matriks korelasi menunjukkan tiga pola yang menonjol. Pertama, nilai tukar  $\ln(EX)$  memiliki korelasi positif terkuat dengan volume impor  $\ln(IM)$  ( $r = 0,846$ ), yang menunjukkan

bahwa depresiasi IDR dikaitkan dengan volume impor yang lebih tinggi, bukan lebih rendah — temuan yang sejalan dengan mekanisme kendala sisi penawaran yang dibahas pada Bagian 2.4. Kedua, produksi domestik  $\ln(\text{PROD})$  berkorelasi negatif dengan volume impor ( $r = -0,574$ ), yang menegaskan hubungan terbalik yang diharapkan antara pasokan domestik dan permintaan impor. Ketiga, tarif impor TAR memiliki korelasi mendekati nol dengan volume impor ( $r = -0,014$ ), yang mencerminkan kurangnya variasi tarif selama periode sampel. Keempat, korelasi antar-regresor di antara variabel independen semuanya berada di bawah 0,600 dalam nilai absolut, memberikan jaminan awal terhadap multikolinearitas yang parah, sebuah temuan yang dikonfirmasi oleh hasil VIF pada Bagian 5.6.

### Hasil Regresi

#### **Temuan 1: Tarif impor secara statistik tidak signifikan di seluruh spesifikasi.**

Koefisien tarif ( $\beta_1$ ) positif dan tidak signifikan secara statistik baik pada Model 1 ( $\beta = 0,016$ ,  $p = 0,746$ ) maupun Model 2 ( $\beta = 0,025$ ,  $p = 0,421$ ). Dalam Model 3 (perbedaan pertama), koefisiennya sangat kecil dan negatif ( $\beta = -0.002$ ,  $p = 0.855$ ). Temuan ini konsisten di seluruh spesifikasi dan secara langsung disebabkan oleh hampir tidak adanya variasi tarif dalam data : dengan tarif yang diterapkan sebesar 0% pada 18 dari 19 tahun sampel, variabel tarif tidak memiliki variasi yang cukup untuk mengidentifikasi efek yang secara statistik bermakna. Ini bukanlah temuan nol dalam arti konvensional — ini adalah hasil empiris yang penting yang menunjukkan bahwa Indonesia secara efektif tidak menggunakan kebijakan tarif sebagai instrumen untuk mengelola ketergantungan impor kedelai selama periode studi.

#### **Temuan 2: Produksi dalam negeri merupakan faktor penentu yang signifikan terhadap volume impor dalam model dasar, namun kehilangan signifikansinya ketika variabel pengendali makroekonomi ditambahkan.**

Dalam Model 1, koefisien produksi bernilai negatif dan signifikan secara statistik ( $\beta = -0,311$ ,  $p = 0,012$ ), yang menunjukkan bahwa kenaikan 10% dalam produksi kedelai domestik dikaitkan dengan penurunan volume impor sebesar 3,1%, dengan asumsi variabel lain tetap konstan. Namun, ketika harga dunia dan nilai tukar dimasukkan ke dalam Model 2, koefisien produksi menjadi mendekati nol dan tidak signifikan secara statistik ( $\beta = -0,005$ ,  $p = 0,954$ ). Penurunan ini mencerminkan kolinearitas moderat antara  $\ln(\text{PROD})$  dan  $\ln(\text{EX})$  ( $r = -0,590$ ), sejalan dengan pengamatan bahwa periode produksi domestik yang kuat (sebelum 2013) bertepatan dengan periode nilai tukar rupiah yang lebih kuat. Dalam Model 3 selisih pertama — spesifikasi yang disukai — koefisien produksi juga tidak signifikan ( $\beta = -0,043$ ,  $p = 0,538$ ), menunjukkan bahwa perubahan tahunan dalam produksi tidak secara kuat memprediksi perubahan jangka pendek dalam volume impor. Hal ini masuk akal mengingat keputusan pembelian impor dibuat sebelumnya dan mungkin tidak merespons secara langsung terhadap guncangan produksi dalam tahun yang sama.

#### **Temuan 3: Nilai tukar merupakan penentu dominan dan paling konsisten terhadap volume impor kedelai.**

Koefisien nilai tukar dalam Model 2 positif, besar, dan sangat signifikan ( $\beta = 1,093$ ,  $p < 0,001$ ), menunjukkan bahwa depresiasi 1% rupiah Indonesia terhadap dolar AS terkait dengan peningkatan 1,093% dalam volume impor kedelai. Elastisitas yang melebihi satu ini menyiratkan bahwa pergerakan nilai tukar memiliki efek lebih dari proporsional terhadap volume impor dalam spesifikasi jangka panjang, hasil yang konsisten dengan interpretasi kendala pasokan yang mengikat: ketika rupiah melemah, biaya domestik kedelai impor

meningkat, tetapi tidak adanya pasokan pengganti domestik memaksa industri pengolahan untuk terus mengimpor, dan kemerosotan makroekonomi simultan yang biasanya menyertai depresiasi mata uang mengurangi investasi pertanian domestik, yang semakin menekan produksi dan memperparah ketergantungan impor. Dalam Model 3 selisih pertama, koefisien nilai tukar bersifat negatif dan signifikan secara marjinal ( $\beta = -0,687$ ,  $p = 0,075$ ), menunjukkan bahwa dalam jangka pendek, depresiasi rupiah tahun ke tahun lemah terkait dengan pertumbuhan impor yang lebih rendah, konsisten dengan efek peralihan pengeluaran jangka pendek yang tertutupi oleh batasan pasokan dalam jangka panjang.

**Temuan 4: Harga kedelai dunia memiliki efek positif yang signifikan secara marginal dalam spesifikasi jangka panjang.**

Koefisien pada  $\ln(\text{PRICE})$  dalam Model 2 positif dan signifikan secara marginal ( $\beta = 0,290$ ,  $p = 0,052$ ). Tanda positif — bertentangan dengan hubungan negatif yang diharapkan berdasarkan teori permintaan standar — mungkin mencerminkan hubungan terbalik yang telah didokumentasikan dengan baik antara harga kedelai dunia yang tinggi dan produksi domestik Indonesia: selama periode kenaikan harga komoditas global, petani Indonesia mungkin memiliki insentif untuk memperluas penanaman kedelai, tetapi respons pasokan ini lambat dan terbatas, sementara kenaikan harga yang terjadi bersamaan dengan kondisi permintaan global yang kuat mendorong permintaan industri Indonesia terhadap kedelai impor. Dalam Model 3 selisih pertama, koefisien harga positif dan tidak signifikan ( $\beta = 0,048$ ,  $p = 0,678$ ), yang menunjukkan tidak adanya efek harga jangka pendek yang kuat.

**Uji Diagnostik**

Hasil diagnostik untuk Model 2 secara umum memuaskan. Uji Jarque-Bera tidak menolak hipotesis nol bahwa residu berdistribusi normal ( $JB = 1,368$ ,  $p = 0,505$ ), dan uji Breusch-Pagan tidak menolak homoskedastisitas pada tingkat signifikansi 5% ( $BP = 4,548$ ,  $p = 0,337$ ). Skewness residu sebesar  $-0,417$  dan kurtosis sebesar  $4,016$  mendekati nilai yang diharapkan berdasarkan distribusi normal (masing-masing 0 dan 3), yang semakin mendukung kecukupan asumsi distribusi.

Statistik Durbin-Watson untuk Model 2 ( $DW = 1,495$ ) berada di bawah batas bawah wilayah yang tidak meyakinkan, menunjukkan adanya korelasi serial positif ringan pada residu. Temuan ini tidak mengejutkan mengingat struktur deret waktu tahunan data dan persistensi yang khas dari variabel makroekonomi. Untuk mengatasi keterbatasan ini, disarankan menggunakan kesalahan standar Newey-West HAC (dengan orde lag 2) untuk inferensi akhir, sebagaimana dilaporkan dalam pemeriksaan ketahanan. Model 1 menunjukkan korelasi serial yang parah ( $DW = 0,258$ ), konsisten dengan bias variabel terlewatkan yang timbul akibat pengeluaran variabel nilai tukar dan harga, yang semakin mengonfirmasi pentingnya spesifikasi yang diperluas.

**Analisis Faktor Inflasi Varians**

Tabel 8 melaporkan Faktor Inflasi Varians (VIF) untuk setiap variabel penjelas dalam Model 2. Nilai VIF yang melebihi 10 secara konvensional dianggap sebagai indikasi multikolinearitas yang parah (Enders, 2014). Keempat variabel penjelas menunjukkan nilai VIF yang jauh di bawah ambang batas ini, yang menegaskan bahwa multikolinearitas tidak secara signifikan memengaruhi keandalan koefisien yang diestimasi dalam model lengkap.

VIF maksimum dalam Model 2 adalah 1,722 (untuk  $\ln(\text{PROD})$ ), yang masih dalam batas yang dapat diterima. Hasil ini menegaskan bahwa estimasi koefisien tidak dipengaruhi oleh

variabel regresi yang kolinear dan bahwa kesalahan standar yang dilaporkan dalam Tabel 6 secara andal mencerminkan ketidakpastian estimasi yang disebabkan oleh variasi sampel, bukan korelasi antar variabel regresi.

Bagian ini menafsirkan temuan empiris yang dilaporkan pada Bagian 5 berdasarkan kerangka teori dan literatur sebelumnya yang ditinjau pada Bagian 2, menguraikan implikasi kebijakannya, dan menempatkan kontribusi studi ini relatif terhadap pengetahuan yang ada mengenai ketergantungan impor kedelai di Indonesia. Pembahasan disusun berdasarkan tiga pertanyaan penelitian yang diajukan dalam Pendahuluan: (1) apakah kebijakan tarif impor memberikan pengaruh yang signifikan terhadap volume impor kedelai; (2) peran produksi dalam negeri sebagai penentu ketergantungan impor; dan (3) kontribusi relatif variabel makroekonomi, khususnya nilai tukar, terhadap variasi volume impor.

### **Ketidakberdayaan Tarif Impor sebagai Instrumen Kebijakan**

Temuan paling jelas dari studi ini adalah ketidakberartian statistik tarif impor di seluruh tiga spesifikasi model. Koefisien tarif mendekati nol dan secara statistik tidak dapat dibedakan dari nol dalam Model 1, 2, dan 3 ( $\beta_1 = 0,025$ ,  $p = 0,421$  dalam model lengkap). Temuan ini harus ditafsirkan dengan hati-hati: hal ini tidak berarti bahwa tarif secara teoritis tidak relevan dengan permintaan impor, melainkan bahwa kebijakan tarif khusus Indonesia selama periode 2005–2023, yang ditandai dengan tarif yang diterapkan hampir konstan sebesar 0% dengan satu episode pengecualian pada tahun 2012, memberikan variasi yang tidak cukup dalam data untuk mengidentifikasi efek tarif. Dalam konteks regresi, variabel yang secara efektif tidak memiliki variasi tidak dapat menjelaskan variasi pada variabel dependen, dan koefisien yang diestimasi akan didominasi oleh noise.

Hasil ini, bagaimanapun, secara substansial penting sebagai karakterisasi kebijakan perdagangan Indonesia. Hal ini menegaskan bahwa Indonesia secara sistematis telah mengabaikan perlindungan tarif sebagai instrumen pengelolaan impor kedelai sepanjang periode pasca-liberalisasi, sejalan dengan "kunci kebijakan struktural" yang dijelaskan oleh Dartanto dan Usman (2011): biaya politik dan kesejahteraan konsumen dari pemulihan tarif telah membuatnya secara efektif tidak tersedia sebagai alat kebijakan. Hal ini sangat kontras dengan pengalaman negara-negara berkembang lainnya, termasuk India, Tiongkok, dan beberapa importir biji-bijian Afrika, yang telah mempertahankan tarif pertanian yang tidak sepele sebagai bagian dari strategi ketahanan pangan (FAO, 2022). Tidak adanya variasi tarif di sektor kedelai Indonesia berarti bahwa perdebatan kebijakan mengenai ketergantungan impor tidak dapat secara kredibel berpusat pada penyesuaian tarif: bahkan jika tarif diberlakukan kembali, kendala pasokan struktural yang didokumentasikan dalam studi ini akan menghalangi respons produksi dalam negeri yang diperlukan untuk mengurangi volume impor.

Temuan ini memperluas kesimpulan Zikri, Safrida, dan Susanti (2020), yang menunjukkan bahwa keunggulan biaya eksportir kedelai AS dan Brasil dibandingkan produsen dalam negeri begitu besar sehingga bahkan kenaikan tarif yang signifikan pun tidak akan mampu menutup kesenjangan daya saing tanpa peningkatan produktivitas secara bersamaan. Hal ini juga sejalan dengan penilaian FAO (2022) yang lebih luas bahwa instrumen kebijakan perdagangan yang terpisah dari program investasi sisi penawaran tidak cukup untuk mencapai swasembada pangan di sektor pertanian yang terkendala secara struktural. Implikasinya bagi kebijakan sangat jelas: setiap strategi untuk mengurangi ketergantungan impor kedelai harus

memprioritaskan intervensi sisi penawaran, peningkatan produktivitas, teknologi benih, perluasan lahan, dan reformasi insentif petani daripada manipulasi kebijakan perdagangan.

### **Produksi Dalam Negeri: Penurunan Struktural dan Dampaknya terhadap Impor**

Koefisien produksi dalam Model 1 dasar ( $\beta_2 = -0,311$ ,  $p = 0,012$ ) mengonfirmasi hubungan negatif yang diharapkan antara produksi kedelai domestik dan volume impor: peningkatan 10% dalam produksi domestik dikaitkan dengan penurunan 3,1% dalam permintaan impor, ceteris paribus. Perkiraan elastisitas ini berada dalam kisaran yang dilaporkan oleh studi-studi Indonesia sebelumnya — Malik dan Nainggolan (2020) memperkirakan elastisitas produksi sebesar  $-0,6$  hingga  $-0,9$ , sedangkan Ningrum, Irianto, dan Riptanti (2018) melaporkan efek negatif namun lebih kecil, meskipun estimasi saat ini berada di ujung bawah rentang tersebut, kemungkinan mencerminkan periode sampel yang lebih baru di mana ketergantungan struktural mendalam industri pengolahan terhadap kedelai impor telah semakin mengakar.

Penurunan koefisien produksi ketika variabel pengendali makroekonomi dimasukkan ( $\beta_2 = -0,005$ ,  $p = 0,954$  pada Model 2) perlu ditafsirkan dengan hati-hati. Hasil ini tidak menyiratkan bahwa produksi dalam negeri tidak relevan secara ekonomi terhadap permintaan impor. Sebaliknya, hal ini mencerminkan korelasi negatif moderat antara produksi domestik dan nilai tukar ( $r = -0.590$ ): kedua variabel tersebut menunjukkan tren jangka panjang yang serupa selama periode sampel—produksi domestik menurun bersamaan dengan depresiasi rupiah pada periode 2005–2023—sehingga sulit untuk memisahkan kontribusi masing-masing terhadap variasi volume impor dalam regresi OLS dengan sampel kecil. Masalah kolinearitas ini, meskipun tidak parah menurut standar VIF ( $VIF = 1,722$ ), cukup untuk meningkatkan kesalahan standar koefisien produksi dan mengurangi ketepatan statistiknya dalam model lengkap.

Statistik deskriptif memperkuat signifikansi kebijakan dari temuan ini. Produksi kedelai domestik menurun dari maksimum sampel sebesar 982.598 metrik ton menjadi minimum sebesar 212.740 ton — penurunan sebesar 78,4% dalam rentang waktu 2005–2023 — sementara volume impor meningkat dari 1,29 juta menjadi 2,83 juta ton selama periode yang sama. Lintasan yang hampir berlawanan antara penurunan produksi dan kenaikan impor ini menegaskan karakter struktural dari hubungan ketergantungan tersebut. Sebagaimana didokumentasikan oleh Ningrum, Irianto, dan Riptanti (2018), penurunan ini mencerminkan efek kumulatif dari persaingan lahan dengan padi dan jagung, lemahnya layanan penyuluhan, pasokan benih berkualitas rendah, serta tidak adanya harga dasar yang terjamin bagi petani kedelai yang sebanding dengan yang diberikan untuk padi. Untuk membalikkan tren ini, diperlukan intervensi yang mengatasi masing-masing kendala struktural tersebut, sebuah tantangan kebijakan yang jauh melampaui ruang lingkup penyesuaian tarif saja.

### **Nilai Tukar sebagai Penentu Makroekonomi Dominan**

Temuan paling baru dan mungkin paling relevan secara kebijakan dalam studi ini adalah efek besar, positif, dan sangat signifikan dari nilai tukar IDR/USD terhadap volume impor kedelai ( $\beta_4 = 1,093$ ,  $p < 0,001$  dalam Model 2). Elastisitas yang melebihi satu menunjukkan bahwa respons volume impor terhadap perubahan nilai tukar lebih dari proporsional: depresiasi rupiah sebesar 10% dikaitkan dengan peningkatan volume impor kedelai sekitar 10,9% dalam spesifikasi jangka panjang. Temuan ini bertentangan dengan intuisi berdasarkan teori ekonomi terbuka standar, yang memprediksi bahwa depresiasi mata uang mengurangi permintaan impor

melalui efek peralihan pengeluaran (Krugman, Obstfeld, & Melitz, 2018). Pembalikan tanda ini dalam spesifikasi tingkat jangka panjang — dan efek negatif yang lemah dalam spesifikasi selisih pertama jangka pendek ( $\beta_4 = -0,687$ ,  $p = 0,075$  dalam Model 3) mengungkapkan asimetri struktural yang penting antara dinamika penyesuaian jangka pendek dan jangka panjang.

Efek nilai tukar jangka panjang yang positif konsisten dengan tiga mekanisme yang saling memperkuat. Pertama, mekanisme permintaan yang inelastis: industri pengolahan tempe dan tahu Indonesia, yang menyumbang sekitar 70–80% konsumsi kedelai, tidak memiliki substitusi domestik yang layak untuk kedelai impor pada skala dan kualitas yang dibutuhkan, sehingga permintaan impor sebagian besar tidak sensitif terhadap sinyal harga dalam jangka menengah. Ketika rupiah terdepresiasi, kenaikan biaya impor di dalam negeri tidak dapat dihindari dengan beralih ke pasokan domestik karena pasokan domestik secara struktural tidak memadai dan secara operasional tidak cocok untuk pengolahan skala besar. Kedua, mekanisme kendala sisi produksi: periode depresiasi mata uang yang berkelanjutan di Indonesia secara historis bertepatan dengan tekanan makroekonomi yang lebih luas — termasuk berkurangnya kredit pertanian, kenaikan biaya input yang bergantung pada impor, dan penurunan pendapatan riil petani yang semakin menekan produksi kedelai domestik, sehingga memperkuat ketergantungan pada impor. Ketiga, efek pendapatan: sejauh depresiasi IDR mencerminkan pertumbuhan ekonomi jangka panjang dan lintasan urbanisasi Indonesia, hal ini berkorelasi dengan meningkatnya permintaan agregat terhadap makanan olahan berbasis kedelai, yang memperbesar alih-alih menekan volume impor.

Temuan ini secara signifikan memperluas penelitian yang dilakukan oleh Firdaus (2018), yang merupakan salah satu dari sedikit studi sebelumnya yang mendokumentasikan adanya koefisien nilai tukar positif untuk impor kedelai Indonesia, namun tidak memberikan penjelasan sistematis mengenai mekanisme yang mendasari hasil yang bertentangan dengan intuisi ini. Penelitian ini, dengan mendasarkan temuan pada kerangka kerja teoretis dan empiris yang terintegrasi serta mengonfirmasinya melalui berbagai spesifikasi model, memberikan bukti yang lebih kuat bahwa saluran nilai tukar beroperasi melalui kendala sisi penawaran daripada peralihan pengeluaran konvensional. Koefisien negatif jangka pendek dalam Model 3 ( $\beta_4 = -0,687$ ,  $p = 0,075$ ) menunjukkan bahwa efek harga konvensional memang ada dalam jangka pendek; importir merespons depresiasi rupiah yang tiba-tiba dengan mengurangi volume pembelian, tetapi penyesuaian ini dikesampingkan dalam jangka panjang oleh inelastisitas permintaan struktural dan penumpukan kendala pasokan.

Implikasi kebijakannya sangat signifikan. Jika ketidakstabilan makroekonomi dan depresiasi nilai tukar merupakan pendorong struktural ketergantungan impor kedelai, seperti yang disarankan oleh studi ini, maka kebijakan ketahanan pangan harus mencakup tujuan stabilisasi makroekonomi yang melampaui sektor pertanian. Stabilitas nilai tukar yang berkelanjutan, yang dicapai melalui kebijakan moneter dan fiskal yang sehat, akan mengurangi amplifikasi makroekonomi dari ketergantungan impor yang didokumentasikan di sini. Hubungan antara pengelolaan nilai tukar dan ketergantungan impor pertanian ini belum mendapat perhatian yang cukup dalam literatur kebijakan pangan Indonesia dan mewakili arah penting untuk penelitian di masa depan.

### **Harga Kedelai Dunia: Efek Positif yang Bertentangan dengan Intuisi**

Koefisien positif yang hampir signifikan pada harga kedelai dunia dalam Model 2 ( $\beta_3 = 0.290$ ,  $p = 0.052$ ) bertentangan dengan prediksi teori permintaan standar, yang mengharapkan harga global yang lebih tinggi akan mengurangi volume impor melalui efek biaya impor. Beberapa interpretasi mungkin terjadi. Pertama, sebagaimana disebutkan dalam Bagian 5.5, kenaikan harga kedelai global mungkin bertepatan dengan periode permintaan komoditas internasional yang kuat, yang secara bersamaan mendorong permintaan industri Indonesia menjadi lebih tinggi, sehingga menghasilkan korelasi positif yang didorong oleh permintaan, bukan oleh penawaran, antara harga dunia dan volume impor Indonesia. Kedua, harga global yang tinggi mungkin mencerminkan gangguan pasokan di negara-negara produsen utama, seperti kekeringan di AS pada tahun 2012 atau gangguan logistik pasca-COVID pada tahun 2021–2022, yang mendorong kenaikan harga dan kelangkaan pasokan, sehingga memaksa importir Indonesia membayar harga yang lebih tinggi untuk menjaga keamanan pasokan. Ketiga, koefisien positif tersebut mungkin mencerminkan korelasi antara harga komoditas dunia dan siklus makroekonomi global: periode booming ditandai dengan harga komoditas yang tinggi dan aktivitas pengolahan di Indonesia yang tinggi.

Tidak adanya efek harga yang kuat secara statistik dalam Model 3 selisih pertama ( $\beta_3 = 0,048$ ,  $p = 0,678$ ) menunjukkan bahwa hasil bentuk level mungkin sebagian mencerminkan pergerakan bersama tren jangka panjang daripada hubungan kausal struktural. Temuan ini konsisten dengan hasil uji kointegrasi, yang gagal mengkonfirmasi keseimbangan jangka panjang yang stabil, dan memperkuat interpretasi Model 3 sebagai spesifikasi yang lebih andal untuk inferensi kausal. Ketidakelastisan permintaan impor kedelai Indonesia terhadap pergerakan harga internasional telah dicatat sebelumnya oleh Zikri, Safrida, dan Susanti (2020) dan konsisten dengan kerangka kerja substitusi tidak sempurna Armington (1969): kedelai impor tidak mudah disubstitusi dalam kedua arah, yang berarti bahwa perubahan harga memiliki efek terbatas terhadap kuantitas.

### **Perbandingan dengan Literatur Sebelumnya**

Tabel 9 menyajikan perbandingan sistematis antara temuan utama studi ini dengan studi empiris sebelumnya yang paling relevan mengenai impor kedelai Indonesia. Perbandingan ini menempatkan hasil saat ini dalam kerangka pengetahuan kumulatif dan menyoroti baik area kesamaan maupun perbedaan.

Beberapa pola muncul dari perbandingan ini. Pertama, secara umum terdapat kesepakatan luas di antara berbagai studi bahwa produksi dalam negeri memberikan pengaruh negatif yang signifikan secara statistik terhadap volume impor dalam spesifikasi dasar, sesuai dengan kerangka kerja permintaan residual. Studi ini mengonfirmasi temuan tersebut dalam Model 1, namun menunjukkan bahwa temuan tersebut tidak kokoh ketika variabel pengendali makroekonomi dimasukkan; temuan ini belum pernah didokumentasikan sebelumnya karena studi-studi sebelumnya tidak memperkirakan spesifikasi yang diperluas dengan memasukkan variabel produksi dan nilai tukar secara bersamaan.

Kedua, peran nilai tukar telah diperlakukan secara tidak konsisten di seluruh literatur. Hanya Firdaus (2018) yang memasukkan nilai tukar IDR/USD sebagai variabel penjelas, melaporkan koefisien positif yang konsisten dengan hasil Model 2 dalam studi ini. Studi ini memperluas temuan tersebut dengan memberikan penjelasan teoretis yang didasarkan pada inelastisitas permintaan struktural, mengonfirmasinya dengan sampel yang lebih kuat yang

mencakup periode 2005–2023, serta menunjukkan pembalikan tanda antara spesifikasi jangka panjang dan jangka pendek, sebuah nuansa yang tidak terungkap oleh pendekatan spesifikasi tunggal dalam penelitian sebelumnya.

Ketiga, ketidakberartian variabel tarif dalam studi ini sejalan dengan temuan Ningrum dkk. (2018) dan Zikri dkk. (2020), namun berbeda dengan Firdaus (2018), yang melaporkan efek tarif negatif dan signifikan. Perbedaan ini kemungkinan mencerminkan perbedaan periode sampel: sampel Firdaus (2018) mencakup hingga tahun 2016, yang mencakup episode tarif singkat pada tahun 2012, sedangkan sampel yang lebih pendek mungkin menghasilkan signifikansi palsu untuk variabel tarif. Penelitian ini, dengan sampel yang lebih besar dan lebih baru, memberikan bukti yang lebih andal mengenai ketidakrelevanan tarif yang efektif di sektor kedelai Indonesia.

### **Implikasi Kebijakan**

Temuan empiris penelitian ini memiliki implikasi langsung dan spesifik bagi kebijakan pangan dan perdagangan Indonesia, yang dibahas dalam empat bagian.

#### **Mengalihkan Debat Kebijakan dari Tarif.**

Temuan bahwa tarif impor secara efektif tidak ada dan secara statistik tidak relevan sepanjang periode studi seharusnya memicu reorientasi perdebatan kebijakan mengenai ketergantungan impor kedelai. Fokus yang terus-menerus dari beberapa pendukung kebijakan pada pemulihan tarif sebagai jalan menuju swasembada kedelai tidak didukung oleh bukti: bahkan kenaikan tarif yang substansial tidak mungkin menghasilkan respons produksi domestik yang cukup besar untuk mengimbangi permintaan impor, mengingat kendala struktural pada budidaya kedelai di Indonesia. Selain itu, sebagaimana ditunjukkan oleh Dartanto dan Usman (2011), kenaikan tarif menimbulkan biaya kesejahteraan yang terukur bagi konsumen berpenghasilan rendah melalui transmisi harga pangan. Sumber daya kebijakan yang saat ini diarahkan pada advokasi tarif akan lebih produktif jika dialihkan ke intervensi sisi penawaran: program benih bersertifikat berproduksi tinggi, layanan penyuluhan bagi petani kedelai, harga dasar yang dijamin dan kompetitif dengan harga beras dan jagung, serta investasi publik dalam infrastruktur irigasi di wilayah penanaman kedelai.

#### **Memprioritaskan Pemulihan Pasokan Dalam Negeri.**

Elastisitas produksi yang diperkirakan dalam Model 1 ( $-0,311$ ) menunjukkan bahwa memulihkan produksi kedelai domestik ke puncaknya pada tahun 2009 sebesar sekitar 975.000 metrik ton dari level 2022–2023 sebesar sekitar 212.000–250.000 metrik ton akan, dengan asumsi faktor lain tetap sama, mengurangi permintaan impor sekitar 4–5%, atau kira-kira 100.000–135.000 metrik ton per tahun. Meskipun hal ini tidak akan menghilangkan ketergantungan pada impor, namun akan secara signifikan mengurangi paparan terhadap guncangan pasokan eksternal dan risiko mata uang. Mencapai pemulihan produksi ini akan memerlukan pembalikan tren luas lahan dan hasil panen yang didokumentasikan oleh BPS (2023): luas lahan yang ditanami telah menurun dari sekitar 600.000 hektar pada pertengahan 2000-an menjadi di bawah 250.000 hektar pada tahun 2022, dan hasil panen per hektar telah stagnan pada 1,4–1,6 ton/ha dibandingkan dengan 3,0–3,5 ton/ha yang dicapai di Amerika Serikat. Kedua dimensi tersebut, perluasan lahan dan peningkatan produktivitas, memerlukan investasi publik berkelanjutan selama beberapa tahun yang tidak dapat dihasilkan oleh sinyal pasar saja.

### **Mengintegrasikan Pengelolaan Nilai Tukar ke dalam Kebijakan Ketahanan Pangan.**

Efek nilai tukar yang dominan dan berlawanan dengan intuisi yang didokumentasikan dalam studi ini, dengan depresiasi IDR yang terkait dengan volume impor yang lebih tinggi daripada lebih rendah dalam jangka panjang, mendukung pengakuan eksplisit atas stabilitas makroekonomi sebagai komponen dari kebijakan ketahanan pangan. Rupiah Indonesia terdepresiasi sekitar 57% terhadap dolar AS selama periode 2005–2023, dari Rp 9.020/USD pada tahun 2006 menjadi Rp 15.236/USD pada tahun 2023. Perkiraan saat ini menunjukkan bahwa depresiasi ini berkontribusi secara independen dan signifikan terhadap pertumbuhan volume impor kedelai yang teramati selama periode ini. Koordinasi antara Kementerian Pertanian, Kementerian Perdagangan, dan Bank Indonesia mengenai dimensi makroekonomi dari ketergantungan impor pangan merupakan mekanisme kelembagaan yang belum dimanfaatkan secara maksimal untuk mengatasi ketahanan pasokan kedelai.

### **Diversifikasi Rantai Pasokan dan Cadangan Strategis.**

Ketergantungan impor yang tinggi yang terungkap dalam studi ini, dengan lebih dari 80% konsumsi kedelai nasional dipenuhi melalui impor, membuat Indonesia terpapar risiko rantai pasokan yang tidak dapat sepenuhnya diatasi hanya melalui kebijakan produksi dalam negeri dalam jangka waktu kebijakan yang realistis. Diversifikasi sumber impor (mengurangi ketergantungan pada pemasok AS dan Brasil), pengembangan cadangan penyangga strategis yang dikelola melalui BULOG, serta perjanjian perdagangan bilateral yang diperdalam dengan pemasok alternatif merupakan strategi manajemen risiko yang saling melengkapi untuk mengatasi ketergantungan impor tanpa memerlukan kenaikan tarif yang mahal secara politik dan ekonomi, yang menurut bukti saat ini tidak akan efektif. OECD dan FAO (2024) juga merekomendasikan diversifikasi rantai pasokan sebagai komponen inti dari strategi ketahanan pangan bagi negara-negara berkembang pengimpor bersih yang menghadapi pertumbuhan permintaan jangka panjang.

### **Keterbatasan dan Arah Penelitian di Masa Depan**

Studi ini memiliki beberapa keterbatasan yang mendefinisikan batas temuan dan menunjuk ke arah penelitian produktif di masa depan. Pertama, ukuran sampel yang kecil ( $N = 19$  pengamatan tahunan) membatasi daya statistik semua uji dan meningkatkan ketidakpastian estimasi koefisien. Penelitian masa depan sebaiknya memanfaatkan data kuartalan jika dan ketika data tersebut tersedia secara konsisten dari BPS dan INSW, yang akan secara signifikan meningkatkan presisi estimasi dan memungkinkan pemodelan dinamis yang lebih canggih, termasuk kerangka kerja VAR dan VECM.

Kedua, studi ini tidak membahas potensi endogenitas produksi domestik, yang mungkin tertekan seiring waktu oleh volume impor yang tinggi melalui mekanisme penekanan harga, sebagaimana diakui oleh Malik dan Nainggolan (2020). Penelitian di masa depan sebaiknya mengeksplorasi pendekatan variabel instrumental atau VAR struktural untuk memperoleh estimasi yang lebih jelas mengidentifikasi efek kausal produksi terhadap impor. Instrumen potensial untuk produksi kedelai domestik meliputi anomali curah hujan dan suhu di provinsi-provinsi utama penghasil kedelai, yang secara plausibel memengaruhi produksi melalui saluran agronomis sambil tetap eksogen terhadap kondisi pasar impor.

Ketiga, model ini tidak memasukkan variabel kebijakan di luar tarif, seperti pengelolaan stok cadangan kedelai oleh BULOG, sistem kuota impor yang diterapkan secara sporadis, atau program dukungan harga domestik bagi petani kedelai. Memperluas model untuk menangkap

lingkungan kebijakan institusional secara menyeluruh memerlukan pembangunan basis data variabel kebijakan dari sumber pemerintah primer, suatu tugas di luar cakupan studi ini namun merupakan kontribusi berharga bagi literatur.

Terakhir, studi ini menganalisis impor kedelai secara agregat dan tidak membedakan antara impor yang ditujukan untuk berbagai penggunaan akhir: pengolahan makanan langsung (tempe, tahu), pakan ternak, dan penggunaan industri, yang mungkin menunjukkan elastisitas harga dan pasokan yang berbeda. Analisis terperinci berdasarkan sektor penggunaan akhir, jika data memungkinkan, dapat mengungkap heterogenitas penting dalam perilaku permintaan impor dan menghasilkan rekomendasi kebijakan yang lebih terarah.

## **KESIMPULAN**

Berdasarkan hasil penelitian, ketergantungan Indonesia terhadap impor kedelai selama periode 2005–2023 dipengaruhi oleh kombinasi kapasitas produksi domestik, kebijakan perdagangan, harga internasional, dan nilai tukar. Tarif impor tidak berpengaruh signifikan terhadap volume impor pada seluruh spesifikasi model karena tarif berada pada tingkat nol selama 18 dari 19 tahun pengamatan sehingga tidak memiliki variasi yang memadai untuk mengidentifikasi dampaknya. Produksi domestik berpengaruh negatif dan signifikan dalam model dasar, tetapi pengaruh tersebut tidak lagi signifikan setelah variabel makroekonomi dimasukkan. Nilai tukar menjadi determinan yang paling kuat dalam model jangka panjang, sedangkan dalam jangka pendek depresiasi rupiah cenderung menekan pertumbuhan impor. Harga kedelai internasional hanya menunjukkan pengaruh positif yang marginal dalam model jangka panjang dan tidak berpengaruh dalam model selisih pertama. Temuan ini menegaskan bahwa ketergantungan impor kedelai Indonesia bersifat struktural dan tidak dapat diatasi hanya melalui kebijakan tarif, tetapi memerlukan penguatan produksi domestik serta stabilitas makroekonomi.

Penelitian selanjutnya disarankan menggunakan data dengan frekuensi bulanan atau triwulanan dan periode pengamatan yang lebih panjang agar perubahan jangka pendek, jeda respons impor, serta dampak perubahan kebijakan dapat diidentifikasi secara lebih akurat. Variabel penelitian juga dapat diperluas dengan memasukkan konsumsi nasional, luas panen, produktivitas, harga kedelai domestik, biaya transportasi, cadangan pangan, pendapatan per kapita, dan gangguan rantai pasok global. Selain itu, penggunaan metode Autoregressive Distributed Lag, Vector Error Correction Model, atau pendekatan nonlinier dapat membantu membedakan hubungan jangka pendek dan jangka panjang serta mendeteksi perubahan struktural. Penelitian berikutnya juga perlu membandingkan efektivitas kebijakan tarif dengan intervensi sisi penawaran, seperti subsidi input, penggunaan benih unggul, jaminan harga pembelian, perluasan areal tanam, dan kemitraan petani–industri, sehingga rekomendasi yang dihasilkan lebih operasional untuk mengurangi ketergantungan impor kedelai secara berkelanjutan.

## REFERENSI

- Andrews, D. W. K. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 817–858.
- Armington, P. S. (1969). A theory of demand for products distinguished by place of production. *IMF Staff Papers*, 16(1), 159–178. <https://doi.org/10.2307/3866403>
- Badan Pusat Statistik (BPS). (2023). Statistik Pertanian 2022. BPS – Statistics Indonesia. <https://www.bps.go.id>
- Dartanto, T., & Usman. (2011). Volatilitas harga kedelai dunia, tarif impor, dan kemiskinan di Indonesia: Analisis simulasi mikro CGE. *Journal of Applied Economic Research*, 5(2), 139–181. <https://doi.org/10.1177/097380101000500202>
- Enders, W. (2014). Rangkaian waktu ekonometrika terapan (edisi ke-4). Wiley.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Kointegrasi dan koreksi kesalahan: Representasi, estimasi, dan pengujian. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Firdaus, M. (2018). Determinan impor kedelai di Indonesia. *Jurnal Internasional Ilmu Sosial dan Penelitian Ekonomi*, 3(2), 701–714.
- Gonzalo, J. (1994). Lima metode alternatif untuk memperkirakan hubungan keseimbangan jangka panjang. *Jurnal Ekonometrika*, 60(1–2), 203–233. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90044-2](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90044-2)
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Regresi palsu dalam ekonometrika. *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)
- Houthakker, H. S., & Magee, S. P. (1969). Elastisitas pendapatan dan harga dalam perdagangan dunia. *Review of Economics and Statistics*, 51(2), 111–125. <https://doi.org/10.2307/1926720>
- Johansen, S. (1988). Analisis statistik vektor kointegrasi. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2018). *Ekonomi internasional: Teori dan kebijakan* (edisi ke-11). Pearson Education.
- MacKinnon, J. G. (1996). Fungsi distribusi numerik untuk uji akar unit dan kointegrasi. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–618. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T)
- MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Fungsi distribusi numerik dari uji rasio likelihood untuk kointegrasi. *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563–577. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199909/10\)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199909/10)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R)
- Malik, A., & Nainggolan, S. (2020). Faktor-faktor yang memengaruhi impor kedelai di Indonesia. *Jurnal Perspektif Pembiayaan dan Pembangunan Daerah*, 7(4), 381–392. <https://doi.org/10.22437/ppd.v7i4.9097>
- Malik, A., & Nainggolan, S. (2020). Faktor-faktor yang memengaruhi impor kedelai di Indonesia. *Jurnal Perspektif Pembiayaan dan Pembangunan Daerah*, 7(4), 381–392. <https://doi.org/10.22437/ppd.v7i4.9097>
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). Matriks kovarians sederhana, positif semi-definit, yang konsisten dengan heteroskedastisitas dan autokorelasi. *Econometrica*, 55(3), 703–708. <https://doi.org/10.2307/1913610>
- Ningrum, I. H., Irianto, H., & Riptanti, E. W. (2018). Analisis tren produksi dan impor kedelai serta faktor-faktor yang mempengaruhinya di Indonesia. *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science*, 142, 012059. <https://doi.org/10.1088/1755-1315/142/1/012059>
- OECD & FAO. (2024). Prospek Pertanian OECD-FAO 2024–2033. Penerbitan OECD. <https://doi.org/10.1787/4a98c83e-en>

- Organisasi Pangan dan Pertanian Perserikatan Bangsa-Bangsa (FAO). (2022). Kondisi pasar komoditas pertanian 2022: Perdagangan pertanian, perubahan iklim, dan ketahanan pangan. FAO. <https://doi.org/10.4060/cb9231en>
- Stock, J. H. (1987). Sifat asimtotik estimator kuadrat terkecil vektor kointegrasi. *Econometrica*, 55(5), 1035–1056. <https://doi.org/10.2307/1911260>
- Zikri, I., Safrida, S., & Susanti, E. (2020). Analisis tren dan faktor penentu kedelai impor di Indonesia. *Agrisep*, 19(1), 129–140. <https://doi.org/10.31186/jagrisep.19.1.129-140>