



DOI: <https://doi.org/10.38035/jmpd.v4i4>
<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

Efektivitas Tarif Impor dan Produksi Domestik Sebagai Instrumen Pengurangan Ketergantungan Impor Kedelai di Indonesia: Analisis Deret Waktu 2005–2023

Muhammad Nuruddin Subhan¹, Nana Nawasiah², Satria Yunas³, Ismail Jamil⁴, Rifqy Rachmat⁵

¹Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Pancasila, Jakarta, Indonesia, nuruddin.subhan@univpancasila.ac.id

²Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Pancasila, Jakarta, Indonesia, nananawasiah@univpancasila.ac.id

³Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Pancasila, Jakarta, Indonesia, satria.yunas@univpancasila.ac.id

⁴Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Pancasila, Jakarta, Indonesia

⁵Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Pancasila, Jakarta, Indonesia

Corresponding Author: nuruddin.subhan@univpancasila.ac.id¹

Abstract: Soybean is a strategic food commodity in Indonesia that directly affects household nutrition security and the sustainability of downstream tofu and tempeh industries, yet the country's import dependency ratio now exceeds 80 percent of total national consumption while domestic production has declined by more than 75 percent over the past fifteen years. This study empirically examines the effectiveness of import tariffs and domestic production as the two principal policy instruments for narrowing this dependency, while controlling for world soybean prices and the IDR/USD exchange rate. Annual time-series data for 2005–2023 ($N = 19$) are used, sourced from BPS, the WTO, INSW, CBOT, and Bank Indonesia. The econometric approach comprises the Augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root test, the two-step Engle-Granger cointegration procedure, three Ordinary Least Squares (OLS) specifications — a baseline model, an extended model, and a first-difference model — estimated with Newey-West HAC standard errors, and a full battery of classical diagnostic tests (Jarque-Bera, Breusch-Pagan, Durbin-Watson, and VIF). The results show that the import tariff has no statistically significant effect on import volume across all specifications (β near zero, $p > 0.10$), a direct consequence of Indonesia's applied MFN tariff remaining at 0 percent in 18 of the 19 sample years. Domestic production exerts a significant negative effect in the baseline model (elasticity -0.311 ; $p = 0.012$) but loses significance once macroeconomic controls are added ($\beta = -0.005$; $p = 0.954$), reflecting trend collinearity with the exchange rate ($r = -0.590$). All continuous variables are found to be integrated of order one, $I(1)$, and the Engle-Granger cointegration test ($ADF = -3.231$) fails to confirm a long-run equilibrium relationship at the 5 percent level, making the first-difference model the more reliable specification for short-run inference. These findings confirm that the tariff instrument has been effectively locked out of the policy toolkit since post-1997–1998 crisis

liberalization, and that restoring soybean self-sufficiency requires comprehensive supply-side intervention rather than tariff adjustment alone..

Keyword: *Import Tariff; Domestic Production; Import Dependency; Soybean; Time Series*

Abstrak: Kedelai merupakan komoditas pangan strategis di Indonesia yang secara langsung memengaruhi ketahanan gizi masyarakat dan keberlangsungan industri hilir tahu dan tempe, namun tingkat ketergantungan impornya telah melampaui 80 persen dari total konsumsi nasional, sementara produksi domestik menurun lebih dari 75 persen dalam lima belas tahun terakhir. Penelitian ini menguji secara empiris efektivitas tarif impor dan produksi domestik sebagai dua instrumen kebijakan utama untuk mengurangi ketergantungan tersebut, sekaligus mengontrol pengaruh harga kedelai dunia dan nilai tukar IDR/USD. Data yang digunakan adalah deret waktu tahunan periode 2005–2023 ($N = 19$), bersumber dari BPS, WTO, INSW, CBOT, dan Bank Indonesia. Metode ekonometrik meliputi uji akar unit Augmented Dickey-Fuller (ADF), uji kointegrasi dua langkah Engle-Granger, tiga spesifikasi regresi Ordinary Least Squares (OLS) — model dasar, model diperluas, dan model selisih pertama — dengan kesalahan standar Newey-West HAC serta serangkaian uji diagnostik klasik (Jarque-Bera, Breusch-Pagan, Durbin-Watson, dan VIF). Hasil menunjukkan tarif impor tidak berpengaruh signifikan terhadap volume impor kedelai di seluruh spesifikasi model (β mendekati nol, $p > 0,10$), konsekuensi langsung dari tarif MFN Indonesia yang bertahan pada 0 persen di 18 dari 19 tahun pengamatan. Produksi domestik berpengaruh negatif signifikan pada model dasar (elastisitas $-0,311$; $p = 0,012$), namun kehilangan signifikansi ketika variabel makroekonomi dimasukkan ($\beta = -0,005$; $p = 0,954$) akibat kolinearitas tren dengan nilai tukar ($r = -0,590$). Semua variabel kontinu terbukti terintegrasi orde satu $I(1)$, dan uji kointegrasi Engle-Granger (ADF = $-3,231$) tidak mengonfirmasi hubungan keseimbangan jangka panjang pada taraf 5 persen, sehingga model selisih pertama menjadi rujukan inferensi jangka pendek yang lebih valid. Temuan ini mengonfirmasi bahwa instrumen tarif telah "terkunci" secara kebijakan sejak liberalisasi pascakrisis 1997–1998, dan bahwa pemulihan swasembada kedelai memerlukan intervensi sisi penawaran yang komprehensif dan bukan sekadar penyesuaian tarif.

Kata Kunci: Tarif Impor; Produksi Domestik; Ketergantungan Impor; Kedelai; Deret Waktu

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.

Terlepas dari pentingnya kedelai secara strategis, Indonesia mengalami kesenjangan struktural yang terus-menerus antara kapasitas produksi dalam negeri dan kebutuhan konsumsi nasional. Data 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 — kemunduran struktural lebih dari 75 persen dari produksi puncak dalam lima belas tahun.

Akibatnya, lebih dari 80 persen konsumsi kedelai Indonesia kini dipenuhi melalui impor, dengan Amerika Serikat dan Brasil sebagai pemasok utama. Dua instrumen kebijakan secara historis diperdebatkan sebagai jalan keluar atas ketergantungan ini: proteksi tarif impor dan peningkatan produksi domestik. Secara prinsip, tarif impor menaikkan harga kedelai impor di pasar domestik sehingga meningkatkan keuntungan relatif budi daya kedelai dalam negeri dan mendorong petani memperluas produksi. Namun, pengalaman praktis Indonesia dalam kebijakan tarif kedelai sangat terbatas. Setelah reformasi liberalisasi perdagangan pada akhir 1990-an dalam konteks perjanjian penyesuaian struktural IMF, Indonesia menurunkan tarif Most-Favoured-Nation (MFN) atas kedelai menjadi nol persen, tingkat yang dipertahankan dengan variasi minimal sepanjang sebagian besar periode 2005–2023.

Hampir tidak adanya variasi tarif selama periode studi memunculkan pertanyaan empiris penting: jika tarif impor tidak berfungsi sebagai instrumen aktif kebijakan perdagangan kedelai, seberapa kuat produksi domestik menentukan ketergantungan impor, dan apakah hubungan ini stabil ketika faktor makroekonomi lain diperhitungkan?

1.2 Kerangka Teoretis

Analisis ketergantungan impor di pasar komoditas pertanian didasarkan pada teori neoklasik perdagangan internasional dan teori mikroekonomi permintaan impor. Suatu negara mengimpor suatu barang ketika produksi domestik tidak mencukupi untuk memenuhi permintaan domestik pada harga dunia yang berlaku, sehingga volume impor ditentukan oleh selisih antara konsumsi domestik dan produksi domestik. Kerangka keseimbangan parsial ini menangkap logika esensial ketergantungan impor kedelai Indonesia, di mana kekurangan produksi kronis yang melebihi 80 persen dari konsumsi domestik (BPS, 2023) memaksa ketergantungan pada pasar internasional.

Model keunggulan komparatif Heckscher-Ohlin memberikan penjelasan struktural mengenai ketergantungan impor kedelai Indonesia yang terus-menerus. Produksi kedelai skala besar bersifat padat lahan dan ditandai skala ekonomi signifikan, menguntungkan negara dengan lahan subur melimpah dan teknologi pertanian canggih — seperti Amerika Serikat, Brasil, dan Argentina — jauh lebih besar daripada pertanian Indonesia yang didominasi petani kecil (Krugman, Obstfeld, & Melitz, 2018). Model Armington (1969) menawarkan penyempurnaan lebih lanjut dengan membedakan barang-barang dari berbagai negara sebagai substitusi tidak sempurna, relevan bagi industri pengolahan tempe dan tahu yang telah mengembangkan proses produksi disesuaikan dengan karakteristik protein dan kelembapan spesifik varietas impor. Kerangka keseimbangan umum yang dapat dihitung (CGE) oleh Dartanto dan Usman (2011) menunjukkan bahwa perubahan tarif impor dan harga kedelai dunia berdampak pada harga pangan domestik melalui berbagai saluran, dengan implikasi kesejahteraan yang tidak sepele bagi rumah tangga berpenghasilan rendah. Secara teoretis, tarif atas barang impor diprediksi akan menaikkan harga domestiknya, mengalihkan pendapatan dari konsumen ke produsen (dan pemerintah), serta mengurangi volume impor. Namun, dampak kesejahteraan bersih dalam ekonomi terbuka kecil — yang menjadi ciri posisi Indonesia di pasar kedelai global — jelas negatif: kerugian surplus konsumen melebihi keuntungan surplus produsen dan pendapatan pemerintah, sehingga mengakibatkan kerugian *deadweight* (Krugman, Obstfeld, & Melitz, 2018). Terlepas dari prediksi teoretis ini, perlindungan tarif pertanian sering dibenarkan atas dasar ketahanan pangan. FAO (2022) menekankan bahwa intervensi kebijakan perdagangan harus terintegrasi dalam strategi pengembangan pertanian yang komprehensif agar efektif; tarif yang terpisah

dari investasi sisi pasokan umumnya gagal menghasilkan respons produksi domestik yang diperlukan.

Pengalaman Indonesia menggambarkan ketegangan ini dengan jelas. Setelah krisis keuangan Asia 1997–1998 dan program penyesuaian struktural yang didukung IMF, Indonesia menurunkan tarif MFN atas kedelai (HS 1201) menjadi nol secara efektif, tingkat yang dipertahankan dengan pengecualian singkat dan minor sepanjang periode 1999 hingga saat ini (WTO, 2023). Sebagaimana ditunjukkan Dartanto dan Usman (2011), kenaikan tarif yang bahkan tidak terlalu besar pun menimbulkan dampak kemiskinan yang terukur melalui transmisi harga pangan, sehingga pemulihan tarif menjadi mahal secara politik dan sosial. Bukti lintas negara yang ditinjau FAO (2022) dan OECD-FAO (2024) secara konsisten menunjukkan bahwa pengurangan ketergantungan impor pangan jangka menengah lebih erat kaitannya dengan peningkatan produktivitas pertanian dan penguatan kelembagaan daripada perlindungan kebijakan perdagangan itu sendiri.

Pada sisi produksi, kerangka FAO mendefinisikan keamanan pangan sebagai kondisi di mana semua orang, setiap saat, memiliki akses fisik dan ekonomi terhadap pangan yang cukup, aman, dan bergizi (FAO, 2022). Produksi kedelai Indonesia telah mengalami penurunan struktural berkepanjangan sejak awal 2000-an: dari puncak 975.000 metrik ton (2009) menjadi di bawah 250.000 metrik ton (2022–2023), penurunan lebih dari 75 persen dalam periode 15 tahun. Beberapa faktor struktural mendasari tren ini: penanaman kedelai bersaing langsung dengan padi dan jagung yang mendapat jaminan harga pemerintah dan subsidi input yang lebih kuat (Ningrum, Irianto, & Riptanti, 2018); serta produktivitas kedelai Indonesia yang tetap jauh di bawah Amerika Serikat dan Brasil akibat terbatasnya adopsi benih unggul dan investasi irigasi (Zikri, Safrida, & Susanti, 2020).

Perhatian yang relatif kurang diberikan pada transmisi makroekonomi, khususnya pergerakan nilai tukar, terhadap volume impor pangan di negara berkembang. Di pasar kedelai Indonesia, di mana hampir semua transaksi impor didenominasi dolar AS, depresiasi rupiah secara langsung meningkatkan biaya impor kedelai dalam mata uang domestik, sehingga secara prinsip mengurangi permintaan impor melalui efek harga yang serupa dengan kenaikan tarif (Krugman, Obstfeld, & Melitz, 2018). Namun, jika pasokan domestik inelastis dan barang impor tidak memiliki substitusi domestik dekat, respons harga terhadap permintaan impor mungkin lemah atau bahkan tidak ada.

1.3 Tinjauan Studi Empiris

Penelitian empiris mengenai determinan impor kedelai Indonesia telah berkembang pesat selama dekade terakhir. Ningrum, Irianto, dan Riptanti (2018) menerapkan regresi OLS pada data 1993–2016 dan menunjukkan bahwa penurunan produksi domestik merupakan pendorong utama meningkatnya volume impor, dengan koefisien negatif yang signifikan pada variabel produksi di berbagai spesifikasi model. Malik dan Nainggolan (2020) menggunakan pendekatan panel dan variabel instrumen untuk mengatasi endogenitas antara produksi dan impor, mengonfirmasi hubungan negatif yang signifikan antara produksi domestik dan permintaan impor — dengan elastisitas pada kisaran $-0,6$ hingga $-0,9$, yang menyiratkan bahwa kenaikan produksi domestik 10 persen mengurangi permintaan impor 6–9 persen, *ceteris paribus* — sekaligus menyoroti pengaruh terbatas kebijakan perdagangan dalam konteks defisit pasokan kronis.

Firdaus (2018) memperluas kerangka ini dengan memasukkan variabel harga internasional dan nilai tukar dalam satu model bentuk reduksi, dan melaporkan bahwa ketiganya signifikan secara statistik; temuan yang relevan adalah nilai tukar IDR/USD menunjukkan hubungan positif dan signifikan dengan volume impor — periode depresiasi kontrainuitif justru bertepatan dengan volume impor yang lebih tinggi. Zikri, Safrida, dan

Susanti (2020) mendokumentasikan peran daya saing harga sebagai penentu struktural permintaan impor.

Bukti komparatif OECD-FAO (2024) menempatkan kasus kedelai Indonesia dalam pola yang lebih luas: permintaan biji-bijian minyak di Asia diproyeksikan terus tumbuh pesat hingga 2033, mengimplikasikan ketergantungan yang berlanjut bagi negara pengimpor bersih seperti Indonesia tanpa intervensi besar-besaran di sisi pasokan.

Secara keseluruhan, literatur empiris menyimpulkan beberapa hal: kapasitas produksi domestik merupakan penentu volume impor yang paling konsisten (elastisitas $-0,3$ hingga $-0,9$); tarif impor hanya memainkan peran terbatas mengingat tarif mendekati nol yang dipertahankan sepanjang periode pascaliberalisasi; variabel makroekonomi berkontribusi terhadap variasi impor namun sering diperlakukan sebagai kontrol perifer saja; dan sebagian besar studi menggunakan deret waktu yang relatif pendek tanpa diagnostik formal.

1.4 Celah Penelitian dan Tujuan Studi

Terlepas dari bukti yang semakin banyak ini, tiga kesenjangan penting tetap ada dalam literatur. Pertama, sebagian besar studi menganalisis determinan tarif dan produksi secara terpisah dari variabel makroekonomi, sehingga berisiko menghasilkan estimasi bias akibat variabel yang terlewat (*omitted variable bias*). Kedua, sebagian besar studi menggunakan data yang berakhir pada 2015–2018 sehingga tidak menangkap perubahan struktural terbaru pascapandemi (2021–2023). Ketiga, banyak studi tidak menerapkan diagnostik deret waktu formal (uji akar unit dan kointegrasi) yang diperlukan untuk inferensi ekonometrik yang valid pada data nonstasioner.

Penelitian ini mengatasi ketiga kesenjangan tersebut dengan menempatkan tarif dan produksi domestik dalam kerangka ekonometrik terintegrasi bersama kontrol makroekonomi, menggunakan data hingga tahun 2023, serta menerapkan diagnostik deret waktu formal secara lengkap. Dengan demikian, studi ini bertujuan memberikan penilaian empiris yang kuat mengenai efektivitas tarif dan produksi domestik sebagai instrumen kebijakan pengurangan ketergantungan impor kedelai di Indonesia.

METODE

2.1. Sumber Data dan Periode Sampel

Data deret waktu tahunan mencakup periode 2005 hingga 2023 ($N = 19$ pengamatan). Periode sampel dimulai 2005 untuk memastikan komparabilitas variabel setelah liberalisasi tarif pascakrisis, dan berlanjut hingga 2023 untuk menangkap perubahan struktural terbaru, termasuk siklus harga komoditas pascapandemi dan memburuknya kapasitas produksi domestik.

Tabel 1. Definisi Variabel dan Sumber Data

Variabel	Simbol	Definisi	Sumber	Satuan
Volume impor	IM	Volume tahunan impor kedelai (HS 1201)	BPS — Statistik Perdagangan Luar Negeri	Ton metrik
Produksi dalam negeri	PROD	Produksi kedelai tahunan dari seluruh provinsi	BPS — Statistik Pertanian	Ton metrik
Tarif impor	TAR	Tarif MFN yang diterapkan untuk HS 1201.90	Profil Tarif WTO; INSW	Persentase (%)
Harga kedelai dunia	HARGA	Harga spot CBOT, rata-rata tahunan, USD/MT	Indeks Harga Pangan FAO; CBOT	USD per metrik ton

Variabel	Simbol	Definisi	Sumber	Satuan
Nilai tukar	EX	IDR/USD rata-rata tahunan	Bank Indonesia — SEKI	IDR per 1 USD

Catatan: BPS = Badan Pusat Statistik; INSW = Indonesia National Single Window; CBOT = Chicago Board of Trade; SEKI = Statistik Ekonomi Keuangan Indonesia; MFN = Most-Favoured Nation; HS = Harmonised System.

Semua variabel moneter dan harga dalam nilai nominal dideflasi menggunakan deflator PDB Indonesia (tahun dasar 2010) dari World Development Indicators Bank Dunia (2024) untuk mendapatkan nilai riil. Transformasi log diterapkan pada seluruh variabel kontinu (volume impor, produksi domestik, harga dunia, nilai tukar) untuk memungkinkan interpretasi elastisitas dan mengurangi heteroskedastisitas, sesuai praktik standar literatur permintaan impor (Houthakker & Magee, 1969; Suleiman, 2021). Variabel tarif (TAR) dipertahankan dalam bentuk level mengingat sifatnya yang diskrit dan mendekati nol sepanjang sebagian besar periode sampel.

2.2. Model Teoretis dan Spesifikasi Variabel

Model empiris didasarkan pada teori keseimbangan parsial permintaan impor (Houthakker & Magee, 1969), di mana volume impor dimodelkan sebagai fungsi harga domestik impor (dipengaruhi tarif dan nilai tukar), ukuran permintaan domestik, dan kapasitas pasokan domestik (Suleiman, 2021):

$$IM = f(TAR, PROD, PRICE, EX) \quad (1)$$

di mana IM adalah volume impor kedelai, TAR adalah tarif impor yang diterapkan, PROD adalah produksi kedelai domestik, PRICE adalah harga kedelai internasional, dan EX adalah nilai tukar bilateral IDR/USD. Tanda yang diharapkan: $dIM/dTAR < 0$; $dIM/dPROD < 0$; $dIM/dPRICE < 0$; dan $dIM/dEX < 0$. Namun, bukti empiris Indonesia menunjukkan bahwa pengaruh nilai tukar dan harga dunia mungkin positif atau mendekati nol karena permintaan tidak elastis dari industri pengolahan.

2.3. Spesifikasi Model Ekonometrik

Model 1 — OLS Log-Linear Dasar (fokus tarif dan produksi):

$$\ln(IM^t) = \alpha_0 + \beta_1 TAR^t + \beta_2 \ln(PROD^t) + \varepsilon^t \quad (2)$$

Model 2 — OLS Log-Linear Diperluas (Model Lengkap):

$$\ln(IM^t) = \alpha_0 + \beta_1 TAR^t + \beta_2 \ln(PROD^t) + \beta_3 \ln(PRICE^t) + \beta_4 \ln(EX^t) + \varepsilon^t \quad (3)$$

Model 3 — OLS Perbedaan Pertama (Dikoreksi Stasioneritas):

$$\Delta \ln(IM^t) = \alpha_0 + \gamma_1 \Delta TAR^t + \gamma_2 \Delta \ln(PROD^t) + \gamma_3 \Delta \ln(PRICE^t) + \gamma_4 \Delta \ln(EX^t) + v^t \quad (4)$$

Jika uji akar unit menunjukkan bahwa semua variabel terintegrasi orde satu $I(1)$ dan uji kointegrasi gagal menetapkan hubungan keseimbangan jangka panjang, estimasi Model 1 dan 2 pada tingkat level berisiko menghasilkan hasil regresi palsu yang ditandai R^2 membengkak dan statistik t tidak valid (Granger & Newbold, 1974), sehingga spesifikasi selisih pertama (Model 3) diperlukan.

2.4. Pengujian Akar Satuan

Uji Augmented Dickey-Fuller (ADF) digunakan sebagai uji akar unit utama:

$$\Delta X^t = \alpha + \beta t + \delta X^{t-1} + \sum_i \varphi_i \Delta X^{t-i} + u^t \quad (5)$$

Hipotesis nol $H_0: \delta = 0$ (akar unit hadir) diuji terhadap $H_1: \delta < 0$ (stasioneritas), menggunakan nilai kritis MacKinnon (1996). Uji dilakukan pada seluruh variabel dalam bentuk level (dengan konstanta dan tren) dan selisih pertama (hanya konstanta).

2.5. Pengujian Kointegrasi

Kointegrasi dievaluasi menggunakan prosedur dua langkah Engle-Granger (Engle & Granger, 1987). Pada langkah pertama, regresi jangka panjang (Model 2) diestimasi dengan OLS dan residu $\hat{e}^t$ disimpan. Pada langkah kedua, uji ADF diterapkan pada residu:

$$\Delta \hat{e}^t = \rho \hat{e}^{t-1} + \sum_i \phi_i \Delta \hat{e}^{t-i} + w^t \quad (6)$$

Hipotesis nol $H_0: \rho = 0$ (tidak ada kointegrasi) diuji menggunakan nilai kritis MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Mengingat ukuran sampel kecil ($N = 19$), prosedur Engle-Granger lebih disukai daripada uji Johansen (1988) yang membutuhkan sampel jauh lebih besar (Gonzalo, 1994).

2.6. Estimasi dan Inferensi

Ketiga spesifikasi diestimasi menggunakan OLS, yang menghasilkan estimator BLUE berdasarkan teorema Gauss-Markov. Kesalahan standar Newey-West HAC (Newey & West, 1987) dihitung bersamaan dengan kesalahan standar OLS konvensional untuk seluruh spesifikasi, dengan orde lag ditetapkan pada 2 mengikuti aturan praktis Andrews (1991). Signifikansi statistik dievaluasi pada taraf 1%, 5%, dan 10%.

2.7. Pengujian Diagnostik

Tabel 2. Uji Diagnostik yang Diterapkan pada Model yang Diperkirakan

Uji	Hipotesis Nol (H_0)	Statistik Uji	Implikasi jika Ditolak
Jarque-Bera (JB)	Residu berdistribusi normal	$\chi^2(2)$	Uji t OLS tidak dapat diandalkan; gunakan inferensi robust
Breusch-Pagan (BP)	Kesalahan homoskedastik (σ^2 konstan)	$LM \sim \chi^2(k)$	Koreksi dengan kesalahan standar White/HAC
Breusch-Godfrey (BG)	Tidak ada korelasi serial hingga lag p	$LM \sim \chi^2(p)$	Gunakan kesalahan standar HAC Newey-West
Durbin-Watson (DW)	Tidak ada autokorelasi orde pertama	$DW \approx 2,0$	Koreksi AR orde pertama atau HAC SE
RESET Ramsey	Model ditentukan dengan benar (tidak ada nonlinieritas terlewat)	Statistik F	Pertimbangkan istilah nonlinier atau bentuk fungsional alternatif
VIF (Faktor Inflasi Varians)	Tidak ada multikolinearitas di antara variabel penjelas	$VIF < 10$	Hapus atau ortogonalkan variabel prediktor yang multikolinear

Catatan: k = jumlah variabel prediktor; p = orde lag untuk uji korelasi serial; LM = Lagrange Multiplier; HAC = konsisten terhadap heteroskedastisitas dan autokorelasi.

2.8. Uji Ketahanan

Dua uji ketahanan dilakukan. Pertama, model dasar dan model lengkap diestimasi ulang menggunakan kesalahan standar Newey-West HAC sebagai pengganti kesalahan standar OLS konvensional. Kedua, model diperluas diestimasi ulang dengan mengesampingkan masing-masing variabel kontrol makroekonomi secara bergantian untuk memverifikasi kestabilan koefisien produksi. Selain itu, mengingat ukuran sampel kecil ($N = 19$), studi ini melaporkan statistik jarak Cook untuk mengidentifikasi titik data berpengaruh tinggi; pengamatan tahun 2012 (tarif tahunan tidak biasa sebesar 5%) diteliti sebagai potensi perubahan struktural.

2.9. Keterbatasan

Beberapa keterbatasan metodologis diakui. Pertama, frekuensi tahunan data membatasi sampel menjadi 19 pengamatan, mengurangi daya uji akar unit dan kointegrasi. Kedua, model tidak secara eksplisit memperhitungkan perubahan kebijakan di luar tarif, termasuk sistem kuota impor, aktivitas BULOG, atau program dukungan harga domestik. Ketiga, studi ini tidak membahas potensi endogenitas antara volume impor dan produksi domestik (kausalitas terbalik yang dicatat Malik & Nainggolan, 2020); estimasi variabel instrumental akan sesuai namun instrumen yang memenuhi batasan eksklusi sulit diidentifikasi dalam sampel deret waktu tahunan yang kecil.

HASIL DAN PEMBAHASAN

3.1. Statistik Deskriptif

Tabel 3. Statistik Deskriptif Semua Variabel (2005–2023, N = 19)

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

Catatan: PRICE adalah harga spot rata-rata tahunan CBOT dalam USD per metrik ton. EX adalah nilai tukar tengah rata-rata tahunan IDR/USD dari Bank Indonesia. Transformasi log menggunakan logaritma natural.

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 2,10 juta ton. Produksi kedelai domestik menunjukkan variabilitas mencolok (koefisien variasi 36,9%), menurun dari puncak 982.598 ton (2013) menjadi titik terendah 212.740 ton (2022), penurunan 78,4 persen dalam periode sampel. Variabel tarif impor memiliki rata-rata sangat rendah 0,26 persen dengan simpangan baku tinggi relatif terhadap rata-ratanya, mencerminkan tarif nol pada 18 dari 19 tahun sampel, dengan satu episode 5 persen pada 2012.

3.2. Hasil Uji Akar Unit

Tabel 4. Hasil Uji Akar Unit Augmented Dickey-Fuller

Variabel	Level (t-stat)	Sig.	Perbedaan Pertama (t-stat)	Sig.	Orde	Keputusan
ln(IM)	-2,239		-4,763	***	I(1)	Non-stasioner

Variabel	Level (t-stat)	Sig.	Perbedaan Pertama (t-stat)	Sig.	Orde	Keputusan
ln(PROD)	-0,241		-6,835	***	I(1)	Non-stasioner
ln(HARGA)	-3,078		-3,053	**	I(1)	Non-stasioner
ln(EX)	-2,928		-3,256	**	I(1)	Non-stasioner

Catatan: Nilai kritis: level (konstan+tren): 1% = -4,38, 5% = -3,60, 10% = -3,24; selisih pertama (konstan): 1% = -3,75, 5% = -3,00, 10% = -2,63 (MacKinnon, 1996). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. TAR dikecualikan dari pengujian ADF karena distribusi diskrit yang mendekati nol.

Hasil ADF menunjukkan bahwa keempat variabel kontinu bersifat non-stasioner dalam bentuk level. Setelah diferensiasi pertama, semua variabel menjadi stasioner: ln(IM) dan ln(PROD) menolak hipotesis nol pada taraf 1%, sedangkan ln(HARGA) dan ln(EX) menolak pada taraf 5%. Seluruh variabel kontinu diklasifikasikan sebagai I(1), sesuai perilaku khas deret waktu makroekonomi.

3.3. Analisis Kointegrasi

Statistik ADF pada residu regresi jangka panjang (Model 2) adalah $t = -3,231$. Nilai kritis MacKinnon-Haug-Michelis (1999) untuk uji Engle-Granger dengan empat variabel penjelas adalah -4,450 (1%), -3,830 (5%), dan -3,530 (10%). Statistik uji -3,231 tidak melebihi nilai kritis 5 persen (-3,830), meski sedikit di bawah nilai kritis 10 persen (-3,530). Akibatnya, hipotesis nol tidak ada kointegrasi tidak dapat ditolak pada taraf 5 persen, menyiratkan bahwa estimasi bentuk level (Model 1 dan 2) berisiko menghasilkan hasil tidak valid, sedangkan Model 3 (selisih pertama) lebih disukai untuk inferensi valid. Model 1 dan 2 tetap dilaporkan untuk gambaran deskriptif hubungan jangka panjang dan perbandingan dengan literatur sebelumnya.

3.4. Analisis Korelasi

Tabel 5. Matriks Korelasi Pearson

	ln(IM)	TAR	ln(PROD)	ln(HARGA)	ln(EX)
ln(IM)	1,000	-0,014	-0,574	0,419	0,846
TAR	-0,014	1,000	0,141	0,327	-0,250
ln(PROD)	-0,574	0,141	1,000	-0,324	-0,590
ln(HARGA)	0,419	0,327	-0,324	1,000	0,128
ln(EX)	0,846	-0,250	-0,590	0,128	1,000

Catatan: $N = 19$ pengamatan tahunan, 2005–2023.

Produksi domestik ln(PROD) berkorelasi negatif dengan volume impor ln(IM) ($r = -0,574$), menegaskan hubungan terbalik yang diharapkan antara pasokan domestik dan permintaan impor. Tarif impor TAR memiliki korelasi mendekati nol dengan volume impor ($r = -0,014$), mencerminkan kurangnya variasi tarif selama periode sampel. Nilai tukar ln(EX) memiliki korelasi positif terkuat dengan volume impor ($r = 0,846$). Korelasi antar-regresor di antara variabel independen semuanya berada di bawah 0,600 dalam nilai absolut, memberikan jaminan awal terhadap multikolinearitas parah, dikonfirmasi oleh hasil VIF pada Bagian 4.7.

3.5. Hasil Regresi

Tabel 6. Hasil Regresi OLS — Variabel Tergantung: $\ln(\text{Volume Impor})$

Variabel	Model 1 Koef. (SE)	Model 2 Koef. (SE)	Model 3 (Δ) Koef. (SE)	Tanda Eksp.
Konstanta	18,671*** (1,466)	2,621 (2,727)	0,054** (0,024)	—
TAR	0,016 (0,049)	0,025 (0,030)	-0,002 (0,012)	(-)
$\ln(\text{PROD}) / \Delta \ln(\text{PROD})$	-0,311** (0,110)	-0,005 (0,079)	-0,043 (0,068)	(-)
$\ln(\text{HARGA}) / \Delta \ln(\text{HARGA})$	—	0,290* (0,137)	0,048 (0,114)	(-)
$\ln(\text{EX}) / \Delta \ln(\text{EX})$	—	1,093*** (0,188)	-0,687* (0,356)	(-)
R^2	0,334	0,822	0,374	
R^2 disesuaikan	0,250	0,771	0,181	
Statistik F	4,004**	16,182***	1,939	
Durbin-Watson	0,258	1,495	1,973	
N	19	19	18	

Catatan: Variabel dependen adalah $\ln(\text{Volume Impor Kedelai})$ untuk Model 1–2 dan $\Delta \ln(\text{Volume Impor Kedelai})$ untuk Model 3. Kesalahan standar (OLS) dalam tanda kurung. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. "—" menunjukkan variabel tidak dimasukkan.

Temuan 1: Tarif impor secara statistik tidak signifikan di seluruh spesifikasi. Koefisien tarif (β_1) positif dan tidak signifikan baik pada Model 1 ($\beta = 0,016$, $p = 0,746$) maupun Model 2 ($\beta = 0,025$, $p = 0,421$). Dalam Model 3, 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 0% pada 18 dari 19 tahun sampel, variabel tarif tidak memiliki variasi cukup untuk mengidentifikasi efek yang secara statistik bermakna. Ini bukanlah temuan nol dalam arti konvensional, melainkan hasil empiris penting yang menunjukkan bahwa Indonesia secara efektif tidak menggunakan kebijakan tarif sebagai instrumen mengelola ketergantungan impor kedelai selama periode studi.

Temuan 2: Produksi dalam negeri merupakan faktor penentu signifikan pada model dasar, namun kehilangan signifikansinya ketika variabel makroekonomi ditambahkan. Pada Model 1, koefisien produksi negatif dan signifikan ($\beta = -0,311$, $p = 0,012$): kenaikan 10% produksi domestik dikaitkan dengan penurunan 3,1% volume impor. Namun, ketika harga dunia dan nilai tukar dimasukkan pada Model 2, koefisien produksi menjadi mendekati nol dan tidak signifikan ($\beta = -0,005$, $p = 0,954$). Penurunan ini mencerminkan kolinearitas moderat antara $\ln(\text{PROD})$ dan $\ln(\text{EX})$ ($r = -0,590$), sejalan dengan periode produksi domestik kuat (sebelum 2013) bertepatan dengan periode rupiah lebih kuat. Pada Model 3, koefisien produksi juga tidak signifikan ($\beta = -0,043$, $p = 0,538$).

Temuan 3: Nilai tukar merupakan penentu dominan dan paling konsisten terhadap volume impor kedelai. Koefisien nilai tukar pada Model 2 positif, besar, dan sangat signifikan ($\beta = 1,093$, $p < 0,001$). Dalam Model 3, koefisien nilai tukar negatif dan signifikan marginal ($\beta = -0,687$, $p = 0,075$).

Temuan 4: Harga kedelai dunia memiliki efek positif yang signifikan secara marginal dalam spesifikasi jangka panjang. Koefisien $\ln(\text{PRICE})$ pada Model 2 positif dan

signifikan marjinal ($\beta = 0,290$, $p = 0,052$). Pada Model 3, koefisien harga positif dan tidak signifikan ($\beta = 0,048$, $p = 0,678$).

3.6. Uji Diagnostik

Tabel 7. Hasil Uji Diagnostik — Model 1 dan 2

Uji	Model 1 Stat.	Model 1 p	Model 2 Stat.	Model 2 p	H ₀ Ditolak?
Jarque-Bera (JB)	0,876	0,645	1,368	0,505	Tidak
Breusch-Pagan (BP)	4,728	0,094	4,548	0,337	Tidak (pada 5%)
Durbin-Watson (DW)	0,258	—	1,495	—	Ya (M1)
Kemiringan (Residu)	—	—	-0,417	—	—
Kurtosis (Residu)	—	—	4,016	—	—

Catatan: JB = Uji Jarque-Bera untuk normalitas residu; BP = Uji Breusch-Pagan untuk heteroskedastisitas; DW = Statistik Durbin-Watson untuk autokorelasi orde pertama (patokan 2,0; <1,5 mengindikasikan autokorelasi positif).

Hasil diagnostik Model 2 secara umum memuaskan: uji Jarque-Bera tidak menolak normalitas residu ($JB = 1,368$, $p = 0,505$), dan uji Breusch-Pagan tidak menolak homoskedastisitas pada taraf 5% ($BP = 4,548$, $p = 0,337$). Skewness residu ($-0,417$) dan kurtosis ($4,016$) mendekati nilai yang diharapkan berdasarkan distribusi normal (0 dan 3). Statistik Durbin-Watson Model 2 ($DW = 1,495$) berada di bawah batas bawah wilayah tidak meyakinkan, menunjukkan korelasi serial positif ringan, diatasi melalui kesalahan standar Newey-West HAC ($lag = 2$). Model 1 menunjukkan korelasi serial parah ($DW = 0,258$), konsisten dengan bias variabel terlewat akibat pengeluaran nilai tukar dan harga, mengonfirmasi pentingnya spesifikasi diperluas. Model 3 lulus uji Durbin-Watson berdasarkan konstruksinya ($DW = 1,973 \approx 2,0$).

3.7. Analisis Faktor Inflasi Varians

Tabel 8. Faktor Inflasi Varians (VIF) — Model 2

Variabel	VIF	Penilaian
TAR	1,258	Tidak ada multikolinearitas
ln(PROD)	1,722	Tidak ada multikolinearitas
ln(HARGA)	1,327	Tidak ada multikolinearitas
ln(EX)	1,603	Tidak ada multikolinearitas

Catatan: $VIF = 1/(1 - R^2)$. $VIF < 5$ = tidak ada masalah; $VIF 5-10$ = masalah sedang; $VIF > 10$ = multikolinearitas parah.

VIF maksimum dalam Model 2 adalah 1,722 (untuk ln(PROD)), jauh di bawah ambang batas 10. Hasil ini menegaskan bahwa estimasi koefisien tidak dipengaruhi oleh variabel regresi yang kolinear dan bahwa kesalahan standar dalam Tabel 6 secara andal mencerminkan ketidakpastian estimasi yang disebabkan oleh variasi sampel.

4. Diskusi

4.1. Ketidakberdayaan Tarif Impor sebagai Instrumen Kebijakan

Temuan paling jelas dari studi ini adalah ketidakberartian statistik tarif impor di seluruh tiga spesifikasi model ($\beta_1 = 0,025$, $p = 0,421$ dalam model lengkap). Temuan ini harus ditafsirkan hati-hati: bukan berarti tarif secara teoretis tidak relevan, melainkan kebijakan tarif Indonesia selama 2005–2023, dengan tarif hampir konstan 0% dan satu episode

pengecualian pada 2012, memberikan variasi tidak cukup dalam data untuk mengidentifikasi efek tarif. Hasil ini secara substansial penting sebagai karakterisasi kebijakan perdagangan Indonesia: menegaskan bahwa Indonesia secara sistematis telah mengabaikan perlindungan tarif sebagai instrumen pengelolaan impor kedelai sepanjang periode pascaliberalisasi, sejalan dengan "kunci kebijakan struktural" yang dijelaskan Dartanto dan Usman (2011). Kondisi ini sangat kontras dengan pengalaman negara berkembang lain, termasuk India, Tiongkok, dan beberapa importir biji-bijian Afrika, yang mempertahankan tarif pertanian yang tidak sepele sebagai bagian dari strategi ketahanan pangan (FAO, 2022). Temuan ini memperluas kesimpulan Zikri, Safrida, dan Susanti (2020), yang menunjukkan keunggulan biaya eksportir AS dan Brasil sedemikian besar sehingga kenaikan tarif signifikan pun tidak akan menutup kesenjangan daya saing tanpa peningkatan produktivitas domestik.

4.2. Produksi Dalam Negeri: Penurunan Struktural dan Dampaknya terhadap Impor

Koefisien produksi Model 1 ($\beta_2 = -0,311$, $p = 0,012$) mengonfirmasi hubungan negatif yang diharapkan: peningkatan 10% produksi domestik dikaitkan dengan penurunan 3,1% permintaan impor, *ceteris paribus*. Estimasi elastisitas ini berada pada kisaran yang dilaporkan studi Indonesia sebelumnya — Malik dan Nainggolan (2020) memperkirakan elastisitas $-0,6$ hingga $-0,9$. Penurunan koefisien produksi ketika kontrol makroekonomi dimasukkan ($\beta_2 = -0,005$, $p = 0,954$ pada Model 2) perlu ditafsirkan hati-hati: mencerminkan korelasi negatif moderat antara produksi domestik dan nilai tukar ($r = -0,590$), bukan bahwa produksi domestik tidak relevan secara ekonomi. Masalah kolinearitas ini, meski tidak parah menurut standar VIF (1,722), cukup meningkatkan kesalahan standar koefisien produksi dan mengurangi ketepatan statistiknya dalam model lengkap.

Statistik deskriptif memperkuat signifikansi kebijakan temuan ini: produksi domestik menurun dari 982.598 metrik ton menjadi 212.740 ton (penurunan 78,4%) sementara volume impor meningkat dari 1,29 juta menjadi 2,83 juta ton dalam periode yang sama. Lintasan yang hampir berlawanan ini menegaskan karakter struktural hubungan ketergantungan, mencerminkan efek kumulatif persaingan lahan dengan padi dan jagung, lemahnya layanan penyuluhan, pasokan benih berkualitas rendah, serta tidak adanya harga dasar terjamin bagi petani kedelai yang sebanding dengan padi.

4.3. Peran Nilai Tukar dan Harga Dunia sebagai Konteks Pembanding

Meski bukan fokus utama studi ini, temuan mengenai nilai tukar dan harga dunia penting untuk memahami mengapa efek produksi domestik melemah pada model lengkap. Efek nilai tukar jangka panjang yang positif dan sangat signifikan ($\beta_4 = 1,093$, $p < 0,001$) konsisten dengan mekanisme kendala sisi penawaran: industri pengolahan tempe dan tahu tidak memiliki substitusi domestik yang layak, sehingga depresiasi rupiah tidak dapat dihindari dengan beralih ke pasokan lokal. Dalam jangka pendek (Model 3), koefisien nilai tukar berbalik negatif ($\beta_4 = -0,687$, $p = 0,075$), sejalan dengan efek peralihan pengeluaran konvensional. Harga kedelai dunia menunjukkan efek positif marjinal dalam jangka panjang ($\beta_3 = 0,290$, $p = 0,052$) namun tidak signifikan dalam jangka pendek ($\beta_3 = 0,048$, $p = 0,678$), kemungkinan mencerminkan korelasi harga dunia dengan siklus permintaan global daripada hubungan kausal struktural.

4.4. Perbandingan dengan Literatur Sebelumnya

Tabel 9. Perbandingan dengan Literatur Empiris Sebelumnya tentang Impor Kedelai Indonesia

Studi	Periode	Metode	Efek TAR	Efek PROD	Efek PRICE	Efek EX
Dartanto & Usman (2011)	1990–2008	CGE-Micro sim.	Negatif (CGE)	Tidak diperkirakan	Positif (CGE)	Tidak diperkirakan
Ningrum dkk. (2018)	1993–2016	OLS/Tren	Tidak signifikan	Negatif**	Positif*	Tidak termasuk
Malik & Nainggolan (2020)	2000–2019	OLS/IV	Tidak termasuk	Negatif**	Negatif*	Tidak termasuk
Firdaus (2018)	2000–2016	OLS	Negatif*	Negatif**	Negatif**	Positif**
Zikri dkk. (2020)	2000–2018	OLS/Tren	Tidak signifikan	Negatif***	Positif*	Tidak termasuk
Studi Ini (2025)	2005–2023	OLS + FD + Diag.	Tidak signifikan (semua model)	Negatif (M1); n.s. (M2, M3)	Positif* (M2); n.s. (M3)	Positif* (M2); Negatif* (M3)

Catatan: n.s. = tidak signifikan pada taraf 10%; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. M1/M2/M3 = Model 1, 2, 3. FD = model selisih pertama. CGE = keseimbangan umum yang dapat dihitung. IV = variabel instrumental.

Terdapat kesepakatan luas bahwa produksi dalam negeri memberikan pengaruh negatif signifikan terhadap volume impor pada spesifikasi dasar. Studi ini mengonfirmasi temuan tersebut pada Model 1, namun menunjukkan hasil tersebut tidak kokoh ketika variabel makroekonomi dimasukkan — temuan yang belum pernah didokumentasikan sebelumnya karena studi terdahulu tidak memperkirakan spesifikasi yang memasukkan produksi dan nilai tukar secara bersamaan. Ketidakterkaitan variabel tarif dalam studi ini sejalan dengan Ningrum dkk. (2018) dan Zikri dkk. (2020), namun berbeda dari Firdaus (2018) yang melaporkan efek tarif negatif dan signifikan — perbedaan yang kemungkinan mencerminkan periode sampel Firdaus (hingga 2016) yang mencakup episode tarif singkat 2012, sementara sampel yang lebih besar dan lebih baru dalam studi ini memberikan bukti lebih andal mengenai ketidakrelevanan tarif yang efektif.

4.5. Implikasi Kebijakan

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. Fokus terus-menerus pada pemulihan tarif sebagai jalan menuju swasembada kedelai tidak didukung bukti: bahkan kenaikan tarif substansial tidak mungkin menghasilkan respons produksi domestik yang cukup besar mengingat kendala struktural budi daya kedelai Indonesia. Selain itu, kenaikan tarif menimbulkan biaya kesejahteraan terukur bagi konsumen berpenghasilan rendah melalui transmisi harga pangan (Dartanto & Usman, 2011). 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 padi dan jagung, serta investasi publik dalam infrastruktur irigasi.

Memprioritaskan pemulihan pasokan dalam negeri. Elastisitas produksi Model 1 ($-0,311$) menunjukkan bahwa memulihkan produksi kedelai domestik ke puncak 2009 (sekitar 975.000 metrik ton) dari level 2022–2023 (sekitar 212.000–250.000 metrik ton) akan mengurangi permintaan impor sekitar 4–5%, atau kira-kira 100.000–135.000 metrik ton per tahun, *ceteris paribus*. Meski tidak menghilangkan ketergantungan impor, hal ini akan secara signifikan mengurangi paparan terhadap guncangan pasokan eksternal dan risiko mata uang. Mencapai pemulihan ini memerlukan pembalikan tren luas lahan (dari sekitar 600.000 hektar pertengahan 2000-an menjadi di bawah 250.000 hektar pada 2022) dan hasil panen per hektar yang stagnan pada 1,4–1,6 ton/ha dibandingkan 3,0–3,5 ton/ha di Amerika Serikat.

Diversifikasi rantai pasokan dan cadangan strategis. Ketergantungan impor tinggi ($>80\%$ konsumsi nasional) membuat Indonesia terpapar risiko rantai pasokan yang tidak dapat sepenuhnya diatasi hanya melalui kebijakan produksi domestik dalam jangka waktu kebijakan yang realistis. Diversifikasi sumber impor, pengembangan cadangan penyangga strategis melalui BULOG, dan perjanjian perdagangan bilateral dengan pemasok alternatif merupakan strategi manajemen risiko pelengkap yang tidak memerlukan kenaikan tarif yang mahal secara politik dan menurut bukti saat ini tidak akan efektif.

4.6. Keterbatasan dan Arah Penelitian di Masa Depan

Ukuran sampel kecil ($N = 19$ pengamatan tahunan) membatasi daya statistik seluruh uji dan meningkatkan ketidakpastian estimasi koefisien. Penelitian masa depan sebaiknya memanfaatkan data kuartalan jika tersedia secara konsisten dari BPS dan INSW, yang akan meningkatkan presisi estimasi dan memungkinkan pemodelan dinamis yang lebih canggih (VAR/VECM). Studi ini juga tidak membahas potensi endogenitas produksi domestik yang mungkin tertekan oleh volume impor tinggi melalui mekanisme penekanan harga (Malik & Nainggolan, 2020); penelitian mendatang sebaiknya mengeksplorasi variabel instrumental seperti anomali curah hujan dan suhu di provinsi penghasil kedelai utama. Model ini juga tidak memasukkan variabel kebijakan di luar tarif (pengelolaan stok BULOG, kuota impor sporadis, program dukungan harga domestik), dan menganalisis impor kedelai secara agregat tanpa membedakan penggunaan akhir (pengolahan pangan, pakan ternak, industri) yang mungkin menunjukkan elastisitas berbeda.

KESIMPULAN DAN SARAN

Penelitian ini memberikan penilaian empiris komprehensif mengenai efektivitas tarif impor dan produksi domestik sebagai instrumen pengurangan ketergantungan impor kedelai di Indonesia selama periode 2005–2023. Analisis menunjukkan bahwa tarif impor belum menjadi instrumen kebijakan yang efektif untuk memengaruhi volume impor kedelai. Di seluruh spesifikasi model, koefisien tarif tetap tidak signifikan secara statistik, mencerminkan bahwa Indonesia telah mempertahankan tarif kedelai yang hampir terus-menerus nol selama era pascaliberalisasi. Produksi kedelai dalam negeri tetap menjadi faktor penentu struktural yang penting terutama dalam skenario dasar, di mana peningkatan produksi secara signifikan mengurangi permintaan impor, namun penurunan jangka panjang yang terus-menerus dalam produksi nasional telah secara substansial melemahkan kemampuan Indonesia menggantikan impor dengan pasokan dalam negeri.

Studi ini juga memberikan kontribusi metodologis dengan menerapkan diagnostik deret waktu formal — uji akar unit, kointegrasi, spesifikasi model ganda, serta prosedur ketahanan — yang masih terbatas dalam banyak literatur kedelai Indonesia sebelumnya. Dari perspektif kebijakan, temuan ini menyiratkan bahwa mengurangi ketergantungan impor kedelai memerlukan pergeseran strategis dari ketergantungan pada perlindungan berbasis tarif

menuju transformasi sisi penawaran yang komprehensif: peningkatan produktivitas melalui teknologi benih yang lebih baik, pengembangan irigasi, dukungan mekanisasi, layanan penyuluhan, dan insentif harga yang lebih kuat bagi petani. Tanpa revitalisasi substansial kapasitas produksi domestik, ketergantungan Indonesia pada kedelai impor kemungkinan akan terus berlanjut dan mungkin semakin dalam di bawah volatilitas komoditas global dan nilai tukar di masa depan.

Kontribusi Author

Seluruh penulis berkontribusi secara signifikan terhadap penelitian ini. Kontribusi meliputi konseptualisasi penelitian, penyusunan kerangka teori, penelusuran dan analisis literatur, interpretasi hasil, penulisan naskah, revisi ilmiah, serta persetujuan akhir terhadap naskah yang akan dipublikasikan. Seluruh penulis menyatakan telah membaca dan menyetujui versi final artikel.

Acknowledgment (Optional)

Penulis menyampaikan terima kasih kepada Fakultas Ekonomi dan Bisnis Universitas Pancasila atas dukungan yang diberikan dalam pelaksanaan penelitian internal skema fundamental ini.

REFERENSI

- Andrews, D. W. K. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*, 59(3), 817–858. <https://doi.org/10.2307/2938229>
- 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). *Applied econometric time series* (4th ed.). Wiley.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Firdaus, M. (2018). Determinants of soybean import in Indonesia. *International Journal of Social Sciences and Economic Research*, 3(2), 701–714.
- Food and Agriculture Organization (FAO). (2022). *The state of agricultural commodity markets 2022: Agricultural trade, climate change and food security*. FAO. <https://doi.org/10.4060/cb9231en>
- Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, 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). 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)
- Houthakker, H. S., & Magee, S. P. (1969). Income and price elasticities in world trade. *Review of Economics and Statistics*, 51(2), 111–125. <https://doi.org/10.2307/1926720>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *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). *International economics: Theory and policy* (11th ed.). Pearson Education.

- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–618.
- MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563–577.
- 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). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *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). *OECD-FAO Agricultural Outlook 2024–2033*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/4a98c83e-en>
- Stock, J. H. (1987). Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors. *Econometrica*, 55(5), 1035–1056. <https://doi.org/10.2307/1911260>
- Suleiman, N. (2021). Import demand elasticities: A review of the literature. *Journal of Economic Studies*, 48(2), 235–256.
- World Bank. (2024). *World development indicators*. World Bank.
- World Trade Organization (WTO). (2023). *Tariff profile: Indonesia*. WTO.
- 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>