

ARTIKEL PENELITIAN



Dampak Pertumbuhan Industri terhadap Neraca Perdagangan Manufaktur: Analisis Agregat dan Industri

Febrini Khairunnisa I¹, Hermanto Siregar², Widyastutik³

¹Departemen Ilmu Ekonomi, Fakultas Ekonomi dan Manajemen, IPB University, Jawa Barat 16680, Indonesia

²Perbanas Institute, Jakarta, Indonesia

³International Center for Applied Finance dan Economics (InterCAFE), Jawa Barat 16680, Indonesia

Riwayat Artikel

Diterima:

13 January 2025

Direvisi:

19 May 2025

Disetujui:

31 Juli 2025

Diterbitkan:

31 Juli 2025

Kata Kunci

Pertumbuhan Industri,
Neraca Perdagangan
Manufaktur, Model ARDL



ABSTRAK

Penelitian ini menganalisis dampak pertumbuhan industri yang diukur menggunakan Indeks Produksi Industri (IPI) terhadap neraca perdagangan manufaktur Indonesia selama periode tahun 2014–2024 dengan pendekatan agregat dan industri. Model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) digunakan dengan memasukkan *Wholesale Price Index* (WPI), *Real Effective Exchange Rate* (REER), dan harga minyak dunia serta dua structural break yaitu pandemi COVID-19 dan kebijakan devisa hasil ekspor sebagai variabel kontrol. Hasil penelitian menunjukkan adanya heterogenitas yang signifikan antarindustri. Pada tingkat agregat, peningkatan IPI cenderung memperburuk neraca perdagangan akibat ketergantungan terhadap input impor, sementara pada industri makanan justru terjadi perbaikan seiring dengan ekspansi industri. *Wholesale Price Index* (WPI) mendukung perbaikan neraca perdagangan agregat namun berdampak negatif pada sektor makanan, sedangkan *Real Effective Exchange Rate* (REER) hanya memperbaiki neraca perdagangan dalam jangka panjang. Pandemi COVID-19 berasosiasi dengan perbaikan neraca perdagangan yang bersifat sementara akibat terjadinya kontraksi impor.

Pendahuluan

Industri manufaktur memegang peran strategis dalam perekonomian Indonesia karena kontribusinya yang besar terhadap *output* nasional, penyerapan tenaga kerja, serta adopsi teknologi dan integrasi dalam rantai nilai global yang mendorong proses industrialisasi modern (BPS, 2023). Meskipun peran strukturalnya penting, kinerja industri manufaktur menunjukkan tren yang melemah.

Selama periode tahun 2014–2024, kontribusi sektor manufaktur terhadap PDB terus menurun dari sekitar 21,07% pada 2014 menjadi di bawah 18,89% pada 2024 (World Bank, 2024). Meskipun pertumbuhan sektor manufaktur tetap positif, penurunan kontribusi ini mengindikasikan adanya gejala deindustrialisasi prematur (Rodrik, 2016).

Gejala deindustrialisasi ini menunjukkan bahwa kinerja sektor manufaktur Indonesia mengalami penurunan produktivitas di mana dalam beberapa tahun terakhir, sektor manufaktur ini menghadapi tantangan serius, seperti tren deindustrialisasi, perubahan permintaan global, disrupsi teknologi, dan tekanan kompetitif dari luar negeri (BPS, 2023) yang pada gilirannya berpotensi memperburuk keseimbangan perdagangan neraca perdagangan manufaktur.

Namun diharapkan dalam jangka panjang peningkatan kapasitas produksi dan efisiensi industri akan mendorong pergeseran struktur ekonomi dari sektor primer menuju sektor manufaktur yang berorientasi ekspor. Pergeseran ini diharapkan dapat memperbaiki neraca perdagangan melalui nilai tambah ekspor

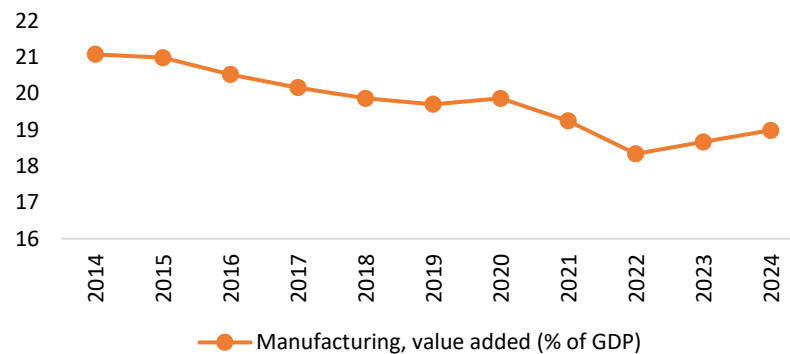
Penulis Utama: Febrini Khairunnisa  febriniimron@gmail.com  Departemen Ilmu Ekonomi, Fakultas Ekonomi dan Manajemen, IPB University

© 2025 Febrini dkk. Artikel ini merupakan artikel akses terbuka yang didistribusikan berdasarkan syarat-syarat Lisensi Creative Commons Attribution-ShareAlike 4.0 Internasional (CC BY-SA 4.0), yang mengizinkan penggunaan, distribusi, dan reproduksi tanpa batasan dalam media apa pun, dengan syarat karya asli dikutip dengan benar dan setiap karya turunan didistribusikan berdasarkan lisensi yang sama.

Pertimbangkanlah sebelum mencetak artikel ini!

(Todaro & Smith, 2015). Meskipun secara teoritis peningkatan *output* riil domestik dapat memperbaiki neraca perdagangan melalui peningkatan ekspor, temuan empiris menunjukkan bahwa hasil yang beragam antarnegara.

Berbagai studi telah meneliti hubungan ini di berbagai negara, seperti di Tiongkok (Pan et al., 2022; Shahid et al., 2022), Vietnam (Truong & Vo, 2023), Pakistan (Ahad & Anwer, 2019), serta negara-negara BRICS (Ahad & Anwer, 2020). Secara umum, hasil penelitian tersebut menunjukkan temuan yang beragam.



Sumber World Bank 2024.

Gambar 1. Persentase Industri Manufaktur terhadap PDB 2014–2024.

Kajian yang secara khusus menganalisis pengaruh pertumbuhan industri terhadap neraca perdagangan manufaktur di Indonesia masih terbatas, karena sebagian besar studi terdahulu berfokus pada determinan makroekonomi lainnya, seperti nilai tukar (Bahmani-Oskooee & Harvey 2015; Wahyudi & Sari 2020), penanaman modal asing (FDI) (Ginting, 2014; Cristanto & Bowo 2021; Indrasari et al., 2024), dan perang dagang (Firdaus et al., 2019), sehingga peran pertumbuhan industri sebagai faktor struktural dalam memengaruhi neraca perdagangan belum banyak dieksplorasi.

Berdasarkan gap tersebut, penelitian ini berfokus untuk menganalisis pengaruh pertumbuhan industri yang diukur menggunakan *Industrial Production Index* (IPI) terhadap neraca perdagangan manufaktur Indonesia. Untuk memperoleh estimasi yang lebih komprehensif, studi ini juga memasukkan sejumlah variabel kontrol, seperti *Real Effective Exchange Rate* (REER) yang berperan penting dalam menjelaskan daya saing harga internasional terhadap neraca perdagangan (Iossifov & Fei, 2019). *Wholesale Price Index* (WPI) yang merefleksikan transmisi potensis tekanan biaya produksi dari aktivitas industri domestik (Ahad & Anwer, 2019; Ahad & Anwer, 2020).

Pendekatan agregat digunakan untuk melihat gambaran menyeluruh hubungan antara variabel independen dan variabel kontrol terhadap neraca perdagangan manufaktur secara keseluruhan. Namun, karena struktur industri manufaktur Indonesia tidak bersifat homogen, analisis sektoral juga diperlukan. Menurut Durmaz (2015), setiap sektor industri memiliki karakteristik yang berbeda dalam hal struktur biaya, ketergantungan terhadap impor, dan kapasitas ekspor. Oleh karena itu, penelitian ini menganalisis determinan neraca perdagangan baik pada level sektoral maupun agregat. Hasil penelitian Clougherty (2005) menunjukkan bahwa variasi kinerja neraca perdagangan antarsektor dapat memengaruhi arah kebijakan industri secara nasional.

Pemilihan sektor dilakukan dengan merujuk pada data Badan Pusat Statistik (BPS, 2020) mengenai jumlah perusahaan menengah dan besar (IMB) menurut klasifikasi KBLI. Sehingga dipilihlah dua sektor dengan jumlah perusahaan terbanyak dalam industri manufaktur Indonesia yaitu industri makanan (KBLI 10) sebanyak 7.742 perusahaan, dan industri karet, barang dari karet dan plastik (KBLI 22) sebanyak 2.704 perusahaan.

Pendekatan analisis deret waktu diterapkan untuk mengevaluasi dinamika determinan terhadap neraca perdagangan manufaktur yang berbeda antarperiode waktu. Perbedaan dinamika ini diperlukan karena dalam *Infant Industry Argument* bahwa industri baru di negara berkembang pada awalnya belum efisien dan membutuhkan waktu untuk beradaptasi agar mampu bersaing secara internasional. Namun, dalam jangka panjang, peningkatan kapasitas produksi, efisiensi, dan daya saing ekspor diharapkan memperbaiki neraca perdagangan (Krugman et al., 2018).

Di dalam teori *J-curve*, perbaikan neraca perdagangan akibat depresiasi Real Effective Exchange Rate tidak terjadi secara langsung. Hal ini disebabkan oleh penyesuaian volume ekspor dan impor yang memerlukan waktu (Bahmani-Oskooee & Hegerty, 2010).

Kenaikan WPI dan harga minyak juga diperkirakan menurunkan neraca perdagangan dalam jangka pendek karena meningkatnya biaya produksi. Dalam jangka panjang, industri yang mampu menyesuaikan biaya dan meningkatkan efisiensi diperkirakan dapat mengurangi dampak negatif, sehingga efeknya menjadi netral atau lebih moderat (Ahad & Anwer 2020). Dengan demikian berdasarkan rangkaian tersebut, penelitian ini bertujuan untuk menganalisis bagaimana pengaruh pertumbuhan industri terhadap neraca perdagangan manufaktur agregat dan industri makanan (KBLI 10) di Indonesia dalam jangka pendek dan panjang.

Metode Penelitian

Untuk menjawab tujuan penelitian maka digunakan data data time series bulanan selama 10 tahun dari bulan Januari 2014 hingga Desember 2024 dengan 130 observasi. Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang bersumber dari *Federal Reserve Economic Data* (FRED), *Bank for International Settlements* (BIS), Badan Pusat Statistik (BPS), dan *International Trade Centre* (Trade Map). Seluruh variabel, satuan, dan sumber data yang digunakan di dalam penelitian ini dipaparkan pada Tabel 1.

Tabel 1. Definisi Operasional

No.	Nama Variabel	Satuan	Sumber Data
1.	Ekspor dan Impor Manufaktur Agregat dan Industri	Milliar USD	Trade Map
2.	<i>Industrial Production Index</i> (IPI) manufaktur	Indeks	BPS
3.	<i>Whole Sale Price</i> (WPI)	Indeks	FRED
4.	Harga minyak	USD	FRED
5.	Nilai tukar efektif riil (REER)	Indeks	BIS
6.	DSE	-	-
8.	Dcovid	-	-

Neraca perdagangan barang diukur dengan membandingkan nilai unit ekspor dan nilai unit impor dalam mata uang *Dollar* USD sehingga dirumuskan menjadi:

$$\frac{\text{export unit value}}{\text{import unit value}} \dots\dots\dots(1)$$

Metode Pemetaan Neraca Perdagangan

Pemetaan dilakukan secara bertahap dan sistematis. Proses tersebut dimulai dari Klasifikasi Baku Lapangan Usaha Indonesia (KBLI) 2020 yang dikonversi ke *International Standard Industrial Classification* (ISIC) Rev. 4, kemudian dipetakan ke *Central Product Classification* (CPC) Version 2.1, dan selanjutnya diselaraskan dengan kode *Harmonized System* (HS) pada tingkat empat digit (BPS, 2020; UNSD, 2015; UNSD, 2017).

Berdasarkan hasil pemetaan, secara agregat industri manufaktur (KBLI 10–33) mencakup 1.052 kode HS, sedangkan pada tingkat subsektor industri makanan (KBLI 10) mencakup 127 kode HS. Nilai ekspor dan impor yang diperoleh dari hasil pemetaan tersebut kemudian digunakan untuk membentuk variabel neraca perdagangan manufaktur, yang berperan sebagai variabel dependen dalam model ARDL.

Metode Analisis Data

Pemilihan model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) dalam penelitian ini didasarkan pada karakteristik data dan tujuan analisis. Model ARDL, yang diperkenalkan oleh Pesaran et al. (2001), memungkinkan analisis simultan antara dinamika jangka pendek dan hubungan keseimbangan jangka panjang melalui pendekatan *Error Correction Model* (ECM).

Keunggulan utama ARDL adalah fleksibilitasnya terhadap derajat integrasi variabel yang berbeda, baik stasioner pada level $I(0)$ maupun pada diferensial pertama $I(1)$, tanpa memerlukan seluruh variabel berada pada orde integrasi yang sama. Selain itu, model ini tetap efisien dalam ukuran sampel kecil dan mampu mengidentifikasi satu hubungan kointegrasi di antara variabel (Pesaran et al., 2001). Dengan mempertimbangkan data bulanan yang digunakan dan keberadaan variabel campuran $I(0)$ dan $I(1)$, ARDL menjadi pendekatan yang paling tepat untuk mengestimasi hubungan jangka pendek dan panjang dalam penelitian ini.

Model empiris yang dikembangkan pada penelitian ini mengadopsi kombinasi model yang diaplikasikan pada penelitian yang diuraikan sebagai fungsi dari pertumbuhan industri (Shahid et al., 2022), dan sejumlah variabel kontrol seperti *Real Effective Exchange Rate* (REER) dalam (Yiheiyis & Musila, 2018; Iossifov & Fei, 2019), *Wholesale Price Index* (WPI) (Ahad & Anwer, 2019) dan harga minyak (Ahad & Anwer, 2020), serta *structural break* berupa pandemi COVID-19 dalam analisis (Ing & Vadila, 2022) dan kebijakan ekspor yang direpresentasikan oleh ketentuan devisa hasil ekspor sumber daya alam (DHE-SDA) sesuai Peraturan Pemerintah (PP) Nomor 36 Tahun 2023 tentang Devisa Hasil Ekspor dari Kegiatan Pengusahaan, Pengelolaan, dan/atau Pengolahan Sumber Daya Alam. Selanjutnya, model neraca perdagangan manufaktur dipecah menjadi level industri sesuai dengan Trofimov (2024) didapatkan fungsi sebagai berikut:

$$TB_t = f(IPI_t, OP_t, WPI_t, REER_t, DC_t) \dots \dots \dots (2)$$

$$TB10_t = f(IPI_t, OP_t, REER_t, WPI_t, DC_t, DSE_t) \dots \dots \dots (3)$$

$$TB22_t = f(IPI_t, OP_t, REER_t, WPI_t, DC_t, DSE_t) \dots \dots \dots (4)$$

Satuan variabel pada tabel 1 dalam model memperlihatkan bahwa data yang digunakan memiliki satuan yang berbeda. Maka untuk mengatasi perbedaan skala antarvariabel, digunakan konsep elastisitas, yang mengukur persentase perubahan variabel dependen akibat perubahan 1% pada variabel independen. Pendekatan ini diterapkan dengan mengubah semua variabel ke dalam logaritma natural, sehingga koefisien regresi dapat langsung diartikan sebagai elastisitas (Wooldridge, 2016). Model dalam bentuk log natural adalah sebagai berikut:

$$\ln TB_t = \alpha + \beta_1 \ln IPI_t + \beta_2 \ln OP_t + \beta_3 \ln REER_t + \beta_4 \ln WPI_t + \beta_5 \ln DC_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (5)$$

$$\ln TB10_t = \alpha + \beta_1 \ln IPI_t + \beta_2 \ln OP_t + \beta_3 \ln REER_t + \beta_4 \ln WPI_t + \beta_5 \ln DC_t + \beta_6 \ln DSE_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (6)$$

$$\ln TB22_t = \alpha + \beta_1 \ln IPI_t + \beta_2 \ln OP_t + \beta_3 \ln REER_t + \beta_4 \ln WPI_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (7)$$

Dari persamaan akhir tersebut, dengan mengikuti model dari penelitian (Pesaran et al., 2001), bentuk model ARDL adalah sebagai berikut:

$$\Delta \ln TB_t = a_0 + \beta \ln IPI_{t-1} + \beta \ln OP_{t-1} + \beta \ln REER_{t-1} + \beta \ln WPI_{t-1} + \sum_{i=1}^n \pi_1 \Delta \ln IPI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_2 \Delta \ln OP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_3 \Delta \ln REER_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_4 \Delta \ln WPI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_5 \Delta \ln DC_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (8)$$

$$\Delta \ln TB10_t = a_0 + \beta \ln IPI_{t-1} + \beta \ln OP_{t-1} + \beta \ln REER_{t-1} + \beta \ln WPI_{t-1} + \sum_{i=1}^n \pi_1 \Delta \ln IPI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_2 \Delta \ln OP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_3 \Delta \ln REER_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_4 \Delta \ln WPI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_5 \Delta \ln DC_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_6 \Delta \ln DSE_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (9)$$

$$\Delta \ln TB22_t = a_0 + \beta \ln IPI_{t-1} + \beta \ln OP_{t-1} + \beta \ln REER_{t-1} + \beta \ln WPI_{t-1} + \sum_{i=1}^n \pi_2 \Delta \ln IPI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_3 \Delta \ln OP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_4 \Delta \ln REER_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_3 \Delta \ln WPI_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (10)$$

Di mana:

$\ln TB_t$	: Rasio nilai ekspor terhadap impor dalam neraca perdagangan barang manufaktur secara agregat
$\ln TB10_t$	: Rasio nilai ekspor terhadap impor dalam neraca perdagangan barang industri pengolahan makanan (KBLI 10)
$\ln TB22_t$	: Rasio nilai ekspor terhadap impor dalam neraca perdagangan barang plastik dan karet (KBLI 22)
$\ln IPI_t$	: Index perubahan volume produksi industri di suatu negara yang mengukur tingkat produksi dan kapasitas industri manufaktur
$\ln WPI_t$	: Index perubahan harga grosir yang diterima oleh produsen di sektor manufaktur Indonesia setiap bulan
$\ln OP_t$	: Harga minyak bumi diukur dengan <i>Global price of Brent Crude, US. Dollars per Barrel</i>
$\ln REER_t$	: Indeks yang mengukur daya saing eksternal melalui nilai tukar mata uang terhadap keranjang mata uang mitra dagang utama dengan memperhitungkan harga konsumen relatif, di mana peningkatan nilai indeks mencerminkan apresiasi nilai tukar riil
DC_t	: Harga variabel dummy COVID-19 bernilai 0 sebelum pandemi yaitu sebelum Maret 2020 dan 1 saat Maret 2020 sampai pandemi berlangsung, dan kembali 0, yaitu setelah Desember 2021. Dampak COVID-19 diasumsikan terjadi di jangka pendek
DSE_t	Kebijakan penempatan Devisa Hasil Ekspor dari Sumber Daya Alam (DHE-SDA) sesuai PP No. 36 Tahun 2023, dengan nilai 0 sebelum Agustus 2023 dan 1 setelahnya, variabel tersebut hanya digunakan pada analisis sektoral yang berkaitan langsung dengan ekspor berbasis sumber daya alam
α	: <i>Intercept</i>

$\ln$	: Log natural
ε_t	: <i>Error term</i>
β	: Koefisien ($j = 1, 2, \dots$)
$t-1$	: <i>Lag</i> dari masing-masing variabel independen
t	: <i>Time series</i> (2014-2024)
Δ	: <i>Difference</i> dari masing-masing variabel

Pemilihan Model Terbaik

Pada tahap pemilihan model, diperlukan dasar pertimbangan statistik dalam upaya menentukan pilihan model yang tepat. Hal ini bertujuan untuk memperoleh dugaan yang efisien sehingga dapat menghasilkan dugaan yang terbaik. Adapun uji yang dapat dilakukan untuk menentukan pilihan model yang paling tepat meliputi uji stasioneritas, penentuan *lag optimum*, uji stabilitas dan asumsi klasik.

Tahap kedua dalam penelitian ini adalah uji kointegrasi, penelitian ini menggunakan dua metode uji yang digunakan adalah *bound test* yang digunakan untuk mengidentifikasi adanya hubungan jangka panjang dan korelasi antarvariabel nonstasioner (Pesaran et al., 2001). Uji kointegrasi digunakan untuk menguji keberadaan hubungan jangka panjang antarvariabel ekonomi dalam model penelitian ini.

Menurut (Verbeek, 2004), keberadaan hubungan kointegrasi dalam suatu sistem persamaan mengimplikasikan adanya model koreksi kesalahan (*error correction model*) yang mampu merepresentasikan dinamika jangka pendek secara konsisten dengan hubungan jangka panjang. Pada penelitian ini, pendekatan ARDL memungkinkan penggunaan ECM untuk menangkap proses penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang ketika terjadi ketidakseimbangan dalam jangka pendek.

Hasil dan Pembahasan

Hasil Stasioneritas

Stasioneritas data merupakan syarat penting dalam model ekonometrika untuk analisis data runtut waktu (*time series*) yang bertujuan untuk mencegah hasil uji yang dapat menyesatkan, karena adanya *unit root* (Verbeek, 2004). Data yang tidak stasioner dalam model regresi dapat menghasilkan *spurious regression*, yaitu regresi dengan nilai R^2 yang tinggi namun tanpa hubungan kausal yang berarti (Enders, 2015). Uji stasioneritas dalam penelitian ini menggunakan metode *Augmented Dickey-Fuller* (ADF).

Tabel 2. Hasil Uji Stasioneritas Variabel

Variabel	P-value	Keputusan
$\ln TBM_t$	0,000	I(1)
$\ln TBM\ KBLI\ 10_t$	0,000	I(0)
$\ln TBM\ KBLI\ 22_t$	0,000	I(1)
$\ln IPI_t$	0,000	I(1)
$\ln WPI_t$	0,000	I(1)
$\ln OP_t$	0,000	I(0)
$\ln REER_t$	0,000	I(0)
$Dcovid$	0,000	I(0)
DSE	0,000	I(0)

Sumber: data sekunder (2025), diolah dengan Eviews 13.

Tabel 2 menyajikan hasil uji stasioneritas untuk seluruh variabel dalam model. Berdasarkan hasil tersebut, semua variabel terbukti memiliki derajat integrasi I(0) atau I(1), sehingga memenuhi syarat utama penerapan model ARDL, tanpa adanya variabel yang terintegrasi pada tingkat I(2) atau lebih.

Penentuan *Lag Optimum*, Uji Kointegrasi, dan Asumsi Klasik

Langkah berikutnya adalah penentuan *lag* optimal dan uji kointegrasi untuk model ARDL. Penentuan *lag* yang optimal diperlukan untuk menemukan jumlah *lag* yang tepat dalam estimasi ARDL, sehingga memungkinkan menghasilkan estimasi yang lebih akurat. Di dalam penelitian ini kriteria yang digunakan adalah kriteria *Akaike Information Criterion* (AIC), di mana semakin rendah nilai AIC maka semakin baik model tersebut (Verbeek, 2004).

Tabel 3. Hasil Pemilihan *Lag Optimal*

<i>Lag</i>	<i>Akaike Information Criterion</i>		
	<i>Agregat</i>	<i>KBLI 10</i>	<i>KBLI 22</i>
0	-11.828	-11.329	-12.420
1	-21.524	-19.903	-21.070
2	-21.843	-20,147*	-21.435
3	-21.895*	-20,095	-21.445*
4	-21.663	-19.942	-21.361
5	-21.594	-20,034	-21.326
6	-21.435	-19.958	-21.322

Keterangan: *) Pemilihan AIC terkecil *lag optimal*.

Sumber: data sekunder (2025), diolah dengan Eviews 13.

Berdasarkan hasil uji *Lag Order Selection Criteria* yang disajikan pada Tabel 3, pemilihan panjang *lag* optimal ditentukan berdasarkan nilai AIC terkecil pada masing-masing model. Hasil pengolahan data menunjukkan bahwa model manufaktur agregat mencapai nilai AIC terkecil pada *lag* ke-3, model manufaktur sektor makanan pada *lag* ke-2, dan model manufaktur sektor karet pada *lag* ke-3. Dengan demikian, *lag* tersebut dipilih sebagai *lag* optimal karena mencerminkan keseimbangan terbaik antara ketepatan model dan kompleksitasnya. Pemilihan *lag* optimal ini menjadi dasar penting dalam tahap estimasi model ARDL selanjutnya, guna memastikan hasil estimasi yang efisien dan tidak mengalami masalah spesifikasi model.

Selanjutnya, penelitian ini menggunakan uji kointegrasi *bound testing cointegration* yang dikembangkan oleh (Pesaran et al., 2001). Model dapat dikatakan terkointegrasi apabila nilai estimasi F-statistik berada dua set nilai kritis dari *upper bound* dan *lower bound*.

Tabel 4. Hasil Uji Kointegrasi *Bound Test*

<i>Critical Bound</i>	<i>Sig 1%</i>	<i>Sig 5%</i>
ARDL TBM Agregat (2,3,0,0,0)		
F- Statistics 8.415171		
I(0) Bound	3.29	2.56
I(1) Bound	4.37	3.49
ARDL TBM KBLI (10) (1,2,0,0,0)		
F- Statistics 11.28479		
I(0) Bound	3.29	2.56
I(1) Bound	4.37	3.49
ARDL TBM KBLI (22) (1,3,1,2,0)		
F-statistic 12.47067		
I(0) Bound	3.29	2.56
I(1) Bound	4.37	3.49

Sumber: data sekunder (2025), diolah dengan Eviews 13.

Hasil pengujian kointegrasi menunjukkan bahwa nilai *F-statistic* melebihi nilai batas atas (*upper bound*) dan batas bawah (*lower bound*) pada tingkat signifikansi 5%. Temuan ini mengindikasikan adanya hubungan jangka panjang antara neraca perdagangan barang dan serangkaian variabel independen yang digunakan dalam model.

Setelah melakukan estimasi model ARDL, langkah selanjutnya adalah memastikan bahwa model tersebut memenuhi syarat kelayakan sebagai alat estimasi. Model ARDL pada dasarnya menggunakan pendekatan *Ordinary Least Squares* (OLS), sehingga penting untuk memastikan bahwa model memenuhi asumsi asumsi klasik sehingga selanjutnya model melibatkan beberapa uji asumsi klasik antara lain uji normalitas, uji autokorelasi, dan uji heterokedasitas.

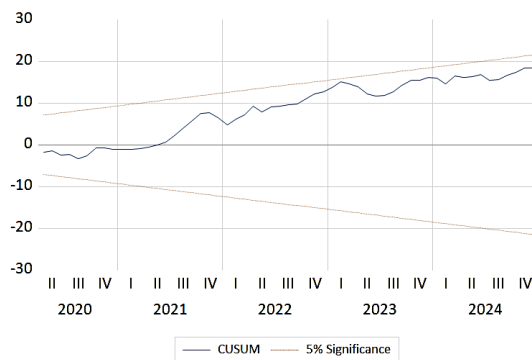
Hasil estimasi model ARDL yang lulus uji diagnostik disajikan pada Tabel 5. Model dinyatakan memenuhi kriteria diagnostik karena seluruh uji asumsi klasik, yaitu *serial correlation*, *functional form*, *normality*, dan *heteroscedasticity*, menunjukkan nilai probabilitas (*p-value*) yang lebih besar dari tingkat signifikansi 5%. Dengan demikian, model ARDL terpilih tidak melanggar asumsi-asumsi klasik, sehingga dapat disimpulkan bahwa hasil regresi bebas dari masalah autokorelasi, *non-normalitas*, dan heteroskedastisitas, serta layak untuk dianalisis lebih lanjut. Selain itu, uji *Ramsey RESET* juga menunjukkan bahwa model tidak mengalami kesalahan spesifikasi (*misspecification*), yang ditunjukkan oleh nilai probabilitas uji yang melebihi 5%.

Tabel 5. Uji Validitas dan Stabilitas

Jenis Uji	Prob. F	Prob. Chi ²
ARDL TBM Agregat (2,3,0,0,0)		
Test Breusch-Pagan-Godfrey	0,925	0,915
Correlation LM Test	0,550	0,506
Normality Test	-	0,462
Ramsey Reset Test	0,141	-
ARDL TBM KBLI (10) (1,2,0,0,0)		
Test Breusch-Pagan-Godfrey	0,228	0,225
Correlation LM Test	0,358	0,325
Normality Test	-	0,000
Ramsey Reset Test	0,183	-
ARDL TBM KBLI (22) (1,3,1,2,0)		
Test Breusch-Pagan-Godfrey	0,205	0,204
Correlation LM Test	0,697	0,658
Normality Test	-	0,000
Ramsey Reset Test	0,671	-

Sumber: data sekunder (2025), diolah dengan EvIEWS 13.

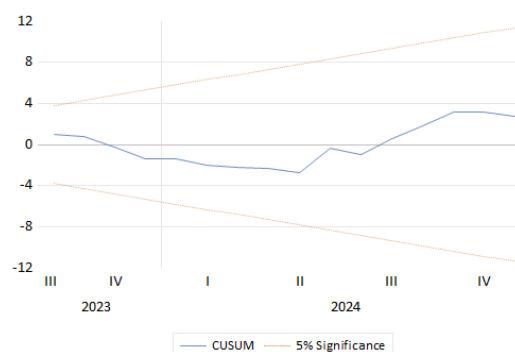
Di dalam pendekatan model ARDL, evaluasi terhadap kestabilan model dilakukan melalui uji stabilitas struktural. Pengujian ini melibatkan dua metode, yaitu uji *Cumulative Sum of Recursive Residuals* (CUSUM) dan *Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals* (CUSUMQ). Kestabilan model ditentukan berdasarkan pola grafik statistik *wr* dan *sr*. Apabila grafik menunjukkan garis yang cenderung linear dan berada di dalam batas interval kritis (ditandai dengan garis merah), maka model dianggap stabil dan memenuhi asumsi normalitas dan signifikansi.



Sumber: data sekunder (2025), diolah dengan EvIEWS 13.

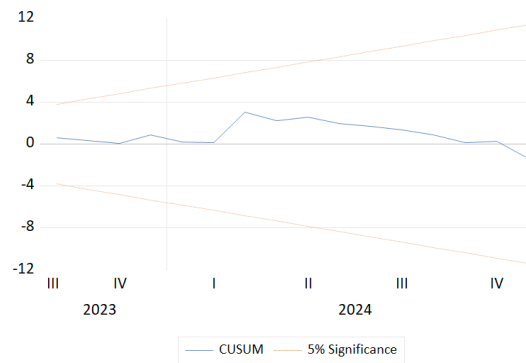
Gambar 2. Hasil Uji CUSUM ARDL Agregat

Sebaliknya, apabila garis CUSUM atau CUSUMQ melampaui batas tersebut, hal ini mengindikasikan adanya ketidakstabilan dalam model dan kemungkinan terdapat pelanggaran terhadap asumsi distribusi normal. Hal ini sejalan dengan panduan yang dikemukakan oleh (Gujarati & Porter, 2013). Adapun hasil pengujian dalam penelitian ini disajikan sebagai berikut.



Sumber: data sekunder (2025), diolah dengan EvIEWS 13.

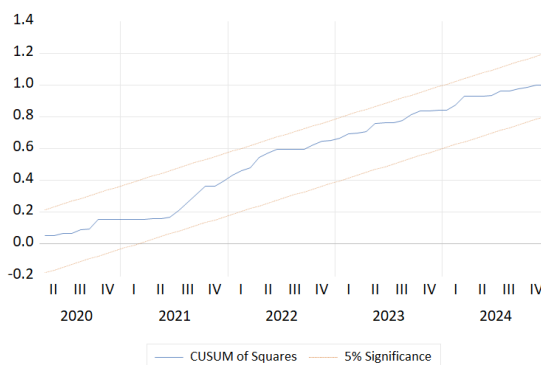
Gambar 3. Hasil Uji CUSUM ARDL Industri Makanan (KBLI 10)



Sumber: data sekunder (2025), diolah dengan Eviews 13.

Gambar 4. Hasil Uji CUSUM ARDL Industri Karet dan Plastik (KBLI 22)

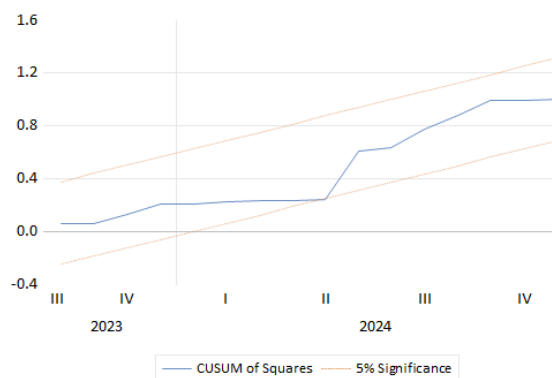
Berdasarkan Gambar 2-4 terlihat bahwa plot kuantitas *wr* pada hasil Uji CUSUM tidak berada di luar garis batas signifikansi 5% dan plot tersebut membentuk suatu garis linear, maka dapat disimpulkan bahwa variabel dalam penelitian ini telah terdistribusi dengan normal. Selanjutnya hasil pengujian CUSUM Q pada penelitian ini dapat lihat pada Gambar 5 - 7.



Sumber: data sekunder (2025), diolah dengan Eviews 13.

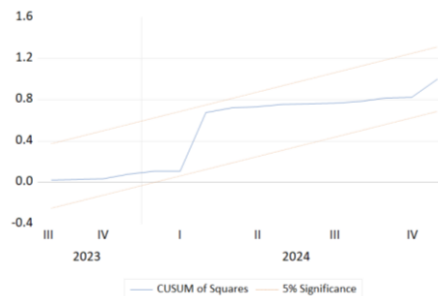
Gambar 5. Hasil Uji CUSUM Q ARDL Agregat

Hasil uji CUSUM Q dalam penelitian ini pada Gambar 5-6 dapat dilihat bahwa plot kuantitas *sr* berada dalam garis aman, yaitu tidak melebihi batas signifikansi 5% yang ditandai dengan warna merah dan plot tersebut membentuk suatu garis linear. Oleh karena itu, dapat disimpulkan dalam penelitian ini variabel terdistribusi secara normal dan stabil.



Sumber: data sekunder (2025), diolah dengan Eviews 13.

Gambar 6. Hasil Uji CUSUM Q ARDL Industri Makanan (KBLI 10)



Sumber: data sekunder (2025), diolah dengan Eviews 13.

Gambar 7. Hasil Uji CUSUM Q ARDL Industri Karet dan Plastik (KBLI 22)

Hasil Estimasi ARDL

Hasil estimasi menunjukkan bahwa pengaruh variabel makroekonomi terhadap neraca perdagangan manufaktur di Indonesia berbeda antara model agregat dan sektoral. Perbedaan arah dan tingkat signifikansi ini mencerminkan adanya heterogenitas struktural antarindustri. Perbedaan tersebut dapat dilihat pada Tabel 6 yang menyajikan perbandingan hasil estimasi model ARDL.

Tabel 6. Hasil Estimasi Koefisien Model ARDL: Jangka Pendek dan Jangka Panjang

Variabel	Agregat	KBLI 10	KBLI 22
<i>LNTBM(-1)*</i>	-0,738***	—	—
<i>LNTB10(-1)*</i>	—	-0,702***	—
<i>LNTB22(-1)*</i>	—	—	-0,715***
<i>LNIP1(-1)</i>	-0,614***	0,934*	-0,681**
<i>LNREER***</i>	0,769***	1.254*	-0,048
<i>LNOIL**</i>	0,018	-0,022	-0,100**
<i>LNWPI</i>	0,723***	-1.885**	-0,840**
<i>C</i>	-1.266	-1.266	8.008***
<i>D(LNTBM(-1))</i>	-0,151*	—	—
<i>D(LNIP1)**</i>	-0,360**	0,7481**	0,044
<i>D(LNIP1(-1))</i>	0,529**	0,5551	0,525**
<i>D(LNIP1(-2))</i>	—	0,2279**	—
<i>D(LNOIL)</i>	—	—	-0,015
<i>D(LNOIL(-1))</i>	—	—	0,184
<i>DCOVID**</i>	0,054***	0,207**	0,051***
<i>DSE</i>	—	0,158	0,023
<i>COINTEQ***</i>	-0,738***	-0,702***	-0,715***
<i>R-squared</i>	0,5363	0,382	0,398
<i>Adjusted R-squared</i>	0,4970	0,335	0,342
<i>Prob(F-statistic)</i>	0,0000	0,000	0,000

Keterangan: *, **, *** masing-masing mewakili tingkat signifikansi 1%, 5%, dan 10%.

Sumber: data sekunder (2025), diolah dengan Eviews 13.

Hasil analisis menunjukkan bahwa dampak pertumbuhan industri terhadap neraca perdagangan manufaktur agregat maupun industri tidak sesuai hipotesa *infant industry* karena dampak Indeks Produksi Industri (IPI) pada neraca perdagangan manufaktur agregat, industri makanan (KBLI 10) dan industri karet dan plastik (KBLI 22) dalam jangka pendek menunjukkan pengaruh positif signifikan, namun dalam jangka panjang menunjukkan arah yang berbeda. Dalam jangka panjang pertumbuhan industri dapat memperburuk neraca perdagangan manufaktur agregat dan industri karet dan plastik (KBLI 22) seperti di beberapa analisis sektoral pada neraca perdagangan di Turki (Durmaz, 2015). Ini mengindikasikan peningkatan kapasitas produksi domestik manufaktur secara agregat serta industri karet dan plastik (KBLI 22) belum mampu memenuhi kebutuhan dalam negeri sehingga harus melakukan impor.

Sebaliknya, pada sektor makanan, hasil menunjukkan pertumbuhan industri dapat memperbaiki neraca perdagangan industri makanan (KBLI 10), baik dalam jangka pendek maupun panjang. Temuan serupa juga terlihat di Tiongkok (Shahid et al., 2022). Hal ini sejalan dengan posisinya sebagai industri terbesar dalam memberikan nilai tambah tertinggi di sektor manufaktur sebesar Rp 753,6 triliun atau 22,13% dari total nasional (BPS, 2023). Hal mencerminkan daya saing industri. Temuan penelitian Pan et al. (2022) menunjukkan bahwa kemampuan suatu negara memperbaiki neraca perdagangan sangat bergantung pada kekuatan struktur industrinya yang berdaya saing dapat meningkatkan ekspor.

Dalam jangka panjang peningkatan satu persen pada REER akan meningkatkan neraca perdagangan manufaktur agregat sebesar 0,769% pada taraf signifikansi 1%, dan sektor makanan sebesar 1.254% pada taraf signifikansi 10%. Temuan ini mengindikasikan bahwa dalam jangka panjang apresiasi nilai tukar riil berasosiasi dengan perbaikan neraca perdagangan manufaktur yang sejalan analisis Khatoon et al. (2021) di Bangladesh.

Dari sisi struktural, hubungan positif tersebut dapat dikaitkan dengan karakteristik perdagangan Indonesia yang sangat bergantung pada impor bahan baku dan barang penolong yang mencakup sekitar 70% dari total impor (BPS, 2024). Menurut Khatoon et al. (2021) struktur impor negara Bangladesh yang 46% merupakan impor barang antara menyebabkan apresiasi nilai tukar justru memberikan dampak positif terhadap neraca perdagangan.

Kharroubi (2011) menegaskan bahwa sensitivitas neraca perdagangan terhadap REER sangat bergantung pada struktur industri, di mana pada sektor dengan kandungan impor dalam ekspor (*Import Content of Exports / ICE*) yang tinggi, dampak negatif apresiasi REER cenderung termitigasi melalui penurunan biaya input impor, sehingga dalam jangka panjang apresiasi nilai tukar riil dapat berasosiasi dengan perbaikan neraca perdagangan akibat komplementaritas impor ekspor dan terbatasnya substitusi input domestik.

Selanjutnya, WPI menunjukan pengaruh yang signifikan hanya dalam jangka panjang dengan hasil yang bervariasi. Pada level agregat, WPI berhubungan positif dengan neraca perdagangan manufaktur, selaras dengan temuan (Ahad & Anwer, 2020) di Rusia dan di Pakistan (Ahad & Anwer, 2019). Sebaliknya pada dua model di level industri, WPI berpengaruh negatif terhadap neraca perdagangan. konsisten dengan hasil di India (Ahad & Anwer, 2020).

Harga minyak dunia (Oil) hanya berpengaruh signifikan pada model neraca perdagangan KBLI 22. Keterkaitan yang kuat antara harga minyak dan kinerja perusahaan plastik mencerminkan tingginya ketergantungan industri tersebut terhadap bahan baku berbasis minyak (Gu et al., 2020).

Selanjutnya dampak harga minyak ini berubah dalam jangka panjang di mana peningkatan harga minyak akan menurunkan neraca perdagangan sektor tersebut sebesar 0,100% pada taraf signifikansi 5%. Perubahan arah ini mencerminkan mulai tertransmisinya kenaikan harga minyak terhadap biaya produksi domestik, terutama karena bahan baku utama industri plastik dan karet sintetis berasal dari turunan minyak bumi (petrokimia) (Zhang & Ji, 2019).

Koefisien variabel *dummy* tidak ditafsirkan secara langsung sebagai perubahan nilai absolut. Oleh karena itu, nilai koefisien perlu dikonversi ke dalam bentuk perubahan persentase agar menghasilkan interpretasi ekonomi yang tepat (Wooldridge, 2016). Berdasarkan hasil estimasi pada model pertama (manufaktur agregat), koefisien *dummy* pandemi sebesar 0,0540 menunjukkan bahwa periode pandemi COVID-19 berasosiasi dengan peningkatan neraca perdagangan barang manufaktur Indonesia sekitar 5,5%, dengan asumsi variabel lain konstan dan signifikan pada taraf 1%. Selanjutnya, pada model kedua yang berfokus pada industri makanan, koefisien *dummy* pandemi sebesar 0,207 menunjukkan peningkatan neraca perdagangan industri tersebut sebesar 23,1%, signifikan pada taraf 5%.

Estimasi menunjukkan bahwa pandemi COVID-19 berasosiasi dengan perbaikan neraca perdagangan manufaktur agregat dan industri makanan (KBLI 10). Perbaikan tersebut terutama mencerminkan kontraksi impor akibat pembatasan aktivitas dan gangguan rantai pasok (Ing & Vadila, 2022).

Pada seluruh model ARDL yang diestimasi, nilai *Cointegration Equation* (Cointeq) atau *Error Correction Term* (ECT) yang bernilai negatif mengindikasikan bahwa seluruh model bergerak menuju keseimbangan jangka panjang, sehingga model dapat dikatakan valid. Berdasarkan hasil estimasi, nilai ECT untuk model manufaktur agregat dan sektor makanan, dengan tanda negatif tersebut menunjukkan adanya mekanisme koreksi yang kuat terhadap ketidakseimbangan jangka pendek menuju keseimbangan jangka panjang. Nilai koefisien tersebut mengindikasikan bahwa sekitar 73,8%, 70,2%, dan 71,5% dari deviasi ketidakseimbangan pada periode sebelumnya disesuaikan kembali pada setiap periode pengamatan (bulanan).

Simpulan

Berdasarkan estimasi model jangka pendek dan jangka panjang, pertumbuhan industri terbukti berpengaruh signifikan terhadap pada model agregat maupun industri makanan (KBLI 10), dengan arah dan besaran pengaruh yang berbeda. Perbedaan signifikan antara estimasi pada level agregat dan industri makanan (KBLI 10) menunjukkan adanya bias agregasi (*aggregation bias*), di mana pendekatan berbasis data agregat berpotensi menutupi variasi respons antarindustri.

Pertumbuhan industri berpengaruh signifikan pada seluruh model dalam jangka pendek maupun jangka panjang, meskipun arah dan besaran pengaruhnya berbeda. Perbedaan tersebut terlihat dari perbedaan kinerja jangka panjang antarsektor.

Secara agregat pada industri manufaktur dan KBLI 22 mencatatkan pengaruh jangka panjang yang negatif, mengindikasikan struktur produksi yang masih bergantung pada impor, sementara KBLI 10 justru menunjukkan pengaruh jangka panjang positif yang mencerminkan kapasitas produksi yang lebih kuat dan daya saing ekspor yang lebih baik.

Dinamika neraca perdagangan tidak dapat ditangani melalui kebijakan yang seragam, regulator dan pelaku industri perlu mempertimbangkan karakteristik industri manufaktur yang spesifik agar formulasi kebijakan dan pengambilan keputusan tidak terjebak pada simplifikasi berlebihan yang dapat mengurangi efektivitas intervensi.

Diperlukan pendalaman struktur produksi pada sektor manufaktur, baik secara agregat dan khususnya pada industri KBLI 22. Strategi ini perlu didukung oleh penguatan kapasitas produksi domestik serta substitusi impor yang terintegrasi dalam rantai pasok.

Kebijakan Tingkat Komponen Dalam Negeri (TKDN) dapat diposisikan sebagai instrumen jangka pendek untuk mendorong penggunaan input lokal. Namun dalam jangka panjang, permintaan terhadap produk dalam negeri perlu ditopang oleh kesiapan teknologi dan efisiensi industri, agar pertumbuhan manufaktur tidak hanya bersifat kuantitatif, tetapi juga berdaya saing secara berkelanjutan, sehingga mampu berkontribusi positif terhadap neraca perdagangan dan mencegah munculnya *pseudo-infant industry*.

Pertumbuhan industri yang menunjukkan dampak positif jangka panjang, seperti pada neraca perdagangan industri makanan (KBLI 10), dapat diarahkan melalui strategi ekspansi pasar dan peningkatan daya saing ekspor. Kebijakan tersebut perlu diikuti dengan penguatan rantai pasok dan sektor hulu berbasis sumber daya domestik, sehingga peningkatan kapasitas produksi dan nilai tambah industri domestik dapat tercapai. Hal ini akan mendukung perbaikan dan bahkan surplus neraca perdagangan secara berkelanjutan.

Depresiasi *Real Effective Exchange Rate* (REER) hanya akan efektif memperbaiki neraca perdagangan apabila struktur manufaktur tidak didominasi oleh impor bahan baku. Selain kebijakan stabilisasi nilai tukar, fokus kebijakan sebaiknya diarahkan pada peningkatan daya saing agar tidak rentan terhadap guncangan eksternal salah satunya variabel nilai tukar. Penggunaan nilai tukar rupiah terhadap mitra bukan dengan dolar (*Local Currency Transaction*) dapat dijanggi pada berbagai aktivitas ekspor dan impor Indonesia dengan mitra dagangnya.

Pengendalian laju kenaikan *Wholesale Price Index* (WPI) perlu dilakukan, mengingat meskipun inflasi relatif stabil, peningkatan WPI atau index harga grosir manufaktur yang berkelanjutan berpotensi melemahkan daya saing ekspor serta memperburuk kinerja neraca perdagangan manufaktur.

Kebijakan efisiensi energi perlu diperkuat pada sektor manufaktur yang terdampak seperti sektor karet. Pemerintah dapat memberikan insentif penggunaan teknologi hemat energi, mendorong diversifikasi sumber energi industri, serta memperbaiki sistem logistik dan transportasi. Langkah ini diharapkan dapat menekan biaya produksi, meningkatkan daya saing ekspor, serta memperkuat ketahanan industri terhadap fluktuasi harga komoditas global.

Kontribusi Penulis

FK: Konseptualisasi, Metodologi, Perangkat Lunak, Penyelidikan, Penulisan-Revisi & Penyuntingan; HS: Penulisan - Revisi & Penyuntingan, Pengawasan; WDY: Penulisan - Revisi & Penyuntingan.

Pernyataan Penulisan AI

Selama proses penyusunan karya ini, para penulis menggunakan Grammarly untuk merumuskan ulang dan memeriksa kalimat-kalimat. Setelah menggunakan layanan ini, para penulis sepenuhnya bertanggung jawab atas isi publikasi ini.

Konflik Kepentingan

Tidak ada konflik kepentingan yang perlu diungkapkan.

Ucapan Terima Kasih

Penulis mengucapkan terima kasih kepada tim Buletin Ilmiah Litbang Perdagangan BRIN serta kontribusi dan bantuan dari seluruh pihak yang terlibat dalam penulisan karya ini.

Daftar Pustaka

- Akbostanci, E. (2004). Dynamics of the trade balance: The Turkish J-curve. *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(5), 57–73. <https://www.jstor.org/stable/27750410>
- Adiningsih, H., Siregar, H., & Hasanah, H. (2013). Does the J-curve phenomenon exist in the Indonesia's bilateral trade balances with major trading countries? *ASEAN Journal of Economics, Management and Accounting*, 1(1), 13-22.
- Ahad, M., & Anwer, Z. (2019). Asymmetrical Relationship between Oil Price Shocks and Trade Deficit: Evidence from Pakistan. *Journal of International Trade and Economic Development*, 29(2), 163-180. <https://doi.org/10.1080/09638199.2019.1655782>
- Ahad, M., & Anwer, Z. (2020). Asymmetric impact of oil price on trade balance in BRICS countries: Multiplier dynamic analysis. *International Journal of Finance and Economics*, 26(2), 2177-2197. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1900>
- Arouri, M., Tiwari, A.K., & Teulon, F. (2014). Oil prices and trade balance: A frequency domain analysis for India. *Economics Bulletin*, 34(2), 663-680. <http://www.accessecon.com/Pubs/EB/2014/Volume34/EB-14-V34-I2-P62.pdf>
- Badan Pusat Statistik. (2020). *Klasifikasi Baku Lapangan Usaha Indonesia (KBLI) 2020*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- Badan Pusat Statistik. (2023). *Statistik Industri Manufaktur Indonesia 2023*. Jakarta: BPS. Diunduh 10 Juni 2025 dari <https://www.bps.go.id/publication/2025/07/31/19e60551bde44c9ff6aefcba/statistik-industri-manufaktur-indonesia-2023.html>
- Baek, J., & Yoon, J.H. (2023). Shocks of crude oil prices and world trade policy uncertainty: How much do they matter for China's trade balance with its three largest partners? *Economic Analysis and Policy*, 78, 914–921. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2023.04.037>
- Bahmani-Oskooee, M., & Harvey, H. (2015). The J-curve: Evidence from industry-level data between the U.S. and Indonesia. *The International Trade Journal*, 29(2), 103–114. <https://doi.org/10.1080/08853908.2015.1005779>
- Bahmani-Oskooee, M., & Hegerty, S.W. (2010). The J- and S-curves: A survey of the recent literature. *Journal of Economic Studies*, 37(6), 580–596. <https://doi.org/10.1108/01443581011086639>
- Clougherty, J.A. (2005). Industry trade balance and domestic merger policy: Empirical evidence from U.S. merger policy for manufacturing sectors. *Contemporary Economic Policy*, 23(3), 404–415. <https://doi.org/10.1093/cep/byi030>
- Cristanto, F.A., & Bowo, P.A. (2021). Determinants of Indonesian trade balance: A VECM analysis approach. *Economics Development Analysis Journal*, 10(4), 463–474. <https://doi.org/10.15294/edaj.v10i4.45909>
- Durmaz, N. (2015). Industry level J-Curve in Turkey. *Journal of Economic Studies*, 42(4), 689–706. <https://doi.org/10.1108/JES-08-2013-0122>
- Enders W. (2015). *Applied econometric time series* (4th ed.). Hoboken, N.J.: Wiley.
- Firdaus, M., Satriani, R., Amaliah, S., Salam, F.A., & Fazri, M. (2019). Defisit neraca perdagangan: J-curve, Perang dagang dan Model Salter Corden. *Jurnal Ekonomi Indonesia*, 8(2), 245-265. <https://doi.org/10.52813/jei.v8i2.34>
- Ginting, A.M. (2014). Perkembangan neraca perdagangan dan faktor-faktor yang mempengaruhinya. *Buletin Ilmiah Litbang Perdagangan*, 8(1), 51-72. <https://doi.org/10.30908/bilp.v8i1.85>
- Gujarati, D.N., & Porter, D.C. (2013). *Basic econometrics* (5th ed.). New York: McGraw Hill Inc.
- Gu, F., Wang, J., Guo, J., & Fan, Y. (2020). Dynamic linkages between international oil price, plastic stock index and recycled plastic markets in China. *International Review of Economics & Finance*, 68, 167-179. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.06.006>
- Ho, S.-H., Nguyen, T.-T., & To-The, N. (2023). On the asymmetric effects of real exchange rate on trade flows: new evidence from US–Vietnam trade balance at the industry level. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 28(3), 949–971. <https://doi.org/10.1080/13547860.2021.1884346>
- Indrasari, D. R., Soelistyo, A., & Anjaningrum, W. D. (2024). Determinants of Indonesia's trade balance: A VECM model approach. *Jurnal Ilmiah Bisnis dan Ekonomi Asia*, 18(2), 193-204. <https://doi.org/10.32815/jibeka.v18i2.2012>
- Ing, L. Y., & Vadila, Y. (2022). COVID-19: Impacts on Indonesia's trade. *ERIA Discussion Paper Series*. No. 415. Economic Research Institute of ASEAN and East Asia (ERIA).
- Iossifov, P.K., & Fei, X. (2019). Real effective exchange rate and trade balance adjustment. *IMF Working Papers* 2019(131). <https://doi.org/10.5089/9781498312738.001>

- Krugman, P.R., Obstfeld, M., & Melitz, M.J. (2018). *International economics, Theory and policy*, Global Edition. Eleventh Edition. Harlow, England: Pearson Education Limited
- Peraturan Pemerintah Republik Indonesia (PP) Nomor 36 Tahun 2023 tentang Devisa Hasil Ekspor dari Kegiatan Pengusahaan, Pengelolaan, dan/atau Pengolahan Sumber Daya Alam. <https://jdih.maritim.go.id/cfind/source/files/pp/2023/pp-nomor-36-tahun-2023>
- Pan, L., Amin, A., Zhu, N., Chandio, A.A., Naminse, E.Y., & Shah, A.H. (2022). Exploring the asymmetrical influence of economic growth, oil price, consumer price index and industrial production on the trade deficit in China. *Sustainability*, 14(23), 15534. <https://doi.org/10.3390/su142315534>
- Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bound testing approaches to the analysis of long run relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://www.jstor.org/stable/2678547>
- Ramadona. (2016). Pengaruh perubahan nilai tukar terhadap neraca perdagangan Indonesia. (Tesis Master). Bogor: Institut Pertanian Bogor.
- Rodrik, D. (2016). Premature deindustrialization. *Journal of Economic Growth*, 21, 1-33 <https://doi.org/10.1007/s10887-015-9122-3>
- Shahid, R., Shijie, L., & Shah, A. H. (2022). Developing long- and short-run nexus between industrial growth, economic growth, and trade balance of China. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(12), 17772–17786. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-17104-2>
- Sugema, I. (2005). The determinants of trade balance and adjustment to the crisis in Indonesia. Centre for International Economic Studies Working Papers 2005-08, University of Adelaide, Centre for International Economic Studies.
- Todaro, M.P., & Smith, S.C. (2015). *Economic development* (12th ed.). Harlow, England: Pearson Education.
- Trofimov, I.D. (2024). The J-curve effect in agricultural commodity trade: An empirical study of South East Asian economies. *Review of Economics and Political Science*, 9(4), 358–381. <https://doi.org/10.1108/REPS-05-2023-0038>
- United Nations Statistics Division. (2015). Correspondence table between the International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (ISIC) Rev. 4 and the Central Product Classification (CPC) version 2.1. Diakses 10 Juni 2025 dari https://unstats.un.org/unsd/classifications/Econ/tables/ISIC/ISIC4_CPCv21/readme.txt
- United Nations Statistics Division. (2017). Correlation and Conversion Tables Used in UN Comtrade – General Note (CPC Version 2.1 and HS 2017). Diakses 10 Juni 2025 dari <https://unstats.un.org/unsd/classifications/Econ/cor-notes/HS2017%20conversion%20to%20earlier%20HS%20versions%20and%20other%20classifications.pdf>
- Verbeek, M. (2004). *A guide to modern econometrics* (2nd ed.). Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Wahyudi, S.T., & Sari S. 2020. (2019). The relationship between exchange rate and trade balances: An empirical study on Indonesia. *Advances in Economics, Business and Management Research*, 144, 217–221. <https://doi.org/10.2991/aebmr.k.200606.036>
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics: A modern approach* (6th ed.). Cengage Learning.
- World Bank. (2024). *World development indicators* (DataBank). Diunduh 10 November 2025 dari <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Yiheyis, Z., & Musila, J. (2018). The dynamics of inflation, exchange rates and the trade balance in a small economy: The case of Uganda. *International Journal of Development Issues*, 17(2), 246-264. <https://doi.org/10.1108/IJDI-12-2017-0209>.
- Zhang, D., & Ji, Q. (2019). Modelling the dynamic dependence between crude oil prices and the stock prices of clean energy and technology companies: Evidence from a VAR-DCC-GARCH approach. *Energy*, 189, 116350. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2019.116350>.