

DINAMIKA PENYESUAIAN NILAI TUKAR RUPIAH TERHADAP GUNCANGAN MAKROEKONOMI DOMESTIK DAN GLOBAL: ANALISIS ECM

Muhamad Indiardi¹, Muhammad Rafiq Nur Ikhsan², Muhammad Faheem Daniswara³, Eka Lestari⁴,
Eka Cahya Lintang Permana⁵, Is Aditya Farandy⁶, Muhammad Putra Prawira⁷, Nindya Salma C. A.⁸,
Farel Vega Arvila Yanno⁹, Indah Susilowati¹⁰

^{1,2,3,4,5,6,7,8,9,10} Universitas Diponegoro

¹muhrafiq620@gmail.com, ²ekachya123@gmail.com, ³muhamadindiardi2020@gmail.com,

⁴eka372173@gmail.com, ⁵isadityaf@gmail.com, ⁶farelvegaarvilayanno@gmail.com,

⁷nindyasalma62@gmail.com, ⁸mfahem.daniswara@yahoo.com,

⁹muhammadputraprawira@gmail.com, ¹⁰indahsusilowati@lecturer.undip.ac.id

Abstract

The Rupiah exchange rate against the United States Dollar is a strategic macroeconomic indicator that is highly sensitive to domestic and global economic shocks. Although previous studies have examined exchange rate determinants, evidence integrating domestic and global factors during the COVID-19 pandemic and the subsequent global monetary policy normalization remains limited. This study analyzes the short-run and long-run effects of inflation, BI Rate, foreign exchange reserves, trade balance, the Federal Funds Rate, and the United States Dollar Index (DXY) on the Rupiah exchange rate. Monthly time-series data from January 2019 to December 2025 (84 observations) were obtained from Bank Indonesia, Statistics Indonesia, and the Federal Reserve Economic Data (FRED). The Engle–Granger two-step Error Correction Model (ECM) was employed following the Augmented Dickey–Fuller stationarity test and residual-based cointegration test. The results indicate that, in the long run, inflation and the United States Dollar Index significantly contribute to Rupiah depreciation, whereas the Federal Funds Rate has a significant negative relationship with the Rupiah exchange rate. In the short run, foreign exchange reserves and the trade balance significantly strengthen the Rupiah, while the United States Dollar Index consistently exerts depreciation pressure. The Error Correction Term coefficient of -0.2066 indicates that 20.66% of short-run disequilibrium is corrected each month, implying convergence to long-run equilibrium within four to five months. These findings emphasize the importance of reserve management, export competitiveness, and coordinated monetary policies to enhance exchange rate stability amid global uncertainty.

Keywords: BI Rate, Dollar Index, Error Correction Model, Exchange Rate, Foreign Exchange Reserves.

Pendahuluan

Nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat merupakan salah satu indikator makroekonomi strategis yang mencerminkan stabilitas perekonomian Indonesia sebagai negara dengan sistem perekonomian terbuka. Pergerakan nilai tukar tidak hanya merefleksikan keseimbangan permintaan dan penawaran valuta asing, tetapi juga menjadi indikator penting dalam menilai sensitivitas perekonomian domestik terhadap dinamika ekonomi global. Fluktuasi nilai tukar berimplikasi langsung terhadap harga barang impor, daya saing ekspor, arus modal internasional, stabilitas sektor keuangan, serta tekanan inflasi domestik. Depresiasi rupiah cenderung meningkatkan harga barang impor sehingga memicu *imported inflation*, sedangkan apresiasi rupiah mampu menekan biaya impor, namun berpotensi menurunkan daya saing produk ekspor Indonesia di pasar internasional. Oleh karena itu, stabilitas nilai tukar menjadi salah satu sasaran utama kebijakan moneter karena berkaitan erat dengan pencapaian stabilitas harga, keberlanjutan pertumbuhan ekonomi, serta ketahanan sektor eksternal

DOI: 10.33603/ejpe.v14i2.12501

This is an open access article under the CC–BY-SA license



Dalam beberapa tahun terakhir, dinamika nilai tukar rupiah menunjukkan volatilitas yang semakin tinggi sebagai konsekuensi meningkatnya ketidakpastian ekonomi global, perubahan arah kebijakan moneter negara maju, serta pergeseran arus modal internasional. Kondisi tersebut tercermin dari penurunan cadangan devisa Indonesia dari 154,6 miliar dolar Amerika Serikat pada Januari 2026 menjadi 144,9 miliar dolar Amerika Serikat pada akhir Mei 2026. Sebagai respons terhadap tekanan tersebut, Bank Indonesia menaikkan BI Rate sebesar 50 basis poin menjadi 5,25 persen pada Mei 2026 sebagai upaya menjaga stabilitas nilai tukar dan mengendalikan ekspektasi inflasi. Pada saat yang sama, Federal Reserve masih mempertahankan kecenderungan kebijakan moneter yang ketat dengan proyeksi *Fed Funds Rate* berada pada level tinggi hingga akhir 2026, sementara inflasi domestik tercatat sebesar 2,42 persen pada April 2026. Perkembangan tersebut mengindikasikan bahwa pergerakan nilai tukar rupiah tidak lagi semata-mata ditentukan oleh kondisi fundamental domestik, tetapi juga dipengaruhi secara signifikan oleh perubahan lingkungan ekonomi global. Kompleksitas interaksi kedua kelompok faktor tersebut menuntut adanya kajian empiris yang mampu menjelaskan mekanisme transmisi pengaruh variabel domestik dan global terhadap dinamika nilai tukar rupiah secara lebih komprehensif.

Secara konseptual, dinamika nilai tukar telah dijelaskan melalui berbagai perspektif teori yang saling melengkapi. *Purchasing Power Parity* (PPP) yang diperkenalkan oleh Cassel (1918) menjelaskan bahwa perbedaan tingkat inflasi antarnegara akan mendorong penyesuaian nilai tukar menuju keseimbangan daya beli, sehingga negara dengan tingkat inflasi relatif lebih tinggi cenderung mengalami depresiasi mata uang dalam jangka panjang. Perspektif tersebut diperkuat oleh *Interest Rate Parity* (IRP) dan *International Fisher Effect* (IFE) yang menekankan bahwa perbedaan suku bunga antarnegara memengaruhi ekspektasi perubahan nilai tukar melalui mekanisme perpindahan modal internasional. Dalam kerangka tersebut, perubahan tingkat suku bunga tidak hanya memengaruhi keputusan investasi, tetapi juga menentukan arah arus modal yang pada akhirnya memengaruhi apresiasi maupun depresiasi mata uang domestik.

Di sisi lain, mekanisme penyesuaian nilai tukar dalam jangka pendek dijelaskan melalui *Dornbusch Overshooting Model* (1976), yang menyatakan bahwa nilai tukar dapat bereaksi secara berlebihan (*overshooting*) terhadap guncangan moneter akibat adanya *price rigidity* sebelum secara bertahap kembali menuju keseimbangan jangka panjang. Penjelasan tersebut selaras dengan Model Mundell–Fleming yang menempatkan kebijakan moneter dan mobilitas modal sebagai determinan utama dalam perekonomian terbuka, di mana perubahan suku bunga domestik maupun global akan memengaruhi arus modal internasional dan stabilitas nilai tukar. Selanjutnya, *Portfolio Balance Theory* (Branson, 1977) menegaskan bahwa keseimbangan nilai tukar tidak hanya dipengaruhi oleh variabel moneter, tetapi juga oleh keputusan investor dalam mengalokasikan portofolio aset domestik dan asing berdasarkan ekspektasi tingkat pengembalian, risiko, dan likuiditas. Dalam konteks tersebut, besarnya cadangan devisa mencerminkan kapasitas otoritas moneter dalam menjaga stabilitas pasar valuta asing, sedangkan perubahan kondisi eksternal turut membentuk persepsi risiko investor terhadap perekonomian domestik. Selain itu, Avdjiev dkk. (2019) menunjukkan bahwa penguatan dolar Amerika Serikat yang direpresentasikan melalui *Dollar Index* (DXY) merupakan salah satu

faktor risiko global yang berpengaruh terhadap pergerakan arus modal dan stabilitas nilai tukar di negara berkembang. Oleh karena itu, dinamika nilai tukar rupiah dipandang sebagai hasil interaksi antara faktor fundamental domestik, kebijakan moneter, serta tekanan eksternal yang berasal dari perubahan kondisi ekonomi global.

Berbagai penelitian empiris telah mengkaji determinan nilai tukar rupiah dengan menggunakan pendekatan ekonometrika, variabel penelitian, serta cakupan periode observasi yang beragam. Secara umum, hasil penelitian menunjukkan bahwa pergerakan nilai tukar dipengaruhi oleh kombinasi faktor fundamental domestik dan faktor eksternal, meskipun besaran serta arah pengaruhnya masih menunjukkan variasi sesuai karakteristik data dan metode estimasi yang digunakan. Perbedaan tersebut mengindikasikan bahwa dinamika nilai tukar rupiah merupakan fenomena multidimensional yang memerlukan pendekatan empiris yang mampu mengakomodasi hubungan jangka pendek maupun jangka panjang secara simultan.

Anwar dkk. (2022) menunjukkan bahwa kebijakan moneter kontraktif melalui peningkatan BI Rate mampu memperkuat nilai tukar rupiah, meskipun efektivitasnya sangat dipengaruhi oleh kondisi ekonomi global. Dengan menggunakan pendekatan *Vector Autoregression* (VAR) dan *Structural Vector Autoregression* (SVAR), penelitian tersebut berhasil menangkap hubungan dinamis antarvariabel makroekonomi, namun masih berfokus pada indikator domestik sehingga belum mengakomodasi tekanan eksternal yang direpresentasikan oleh *Federal Funds Rate* maupun *Dollar Index* (DXY). Sementara itu, Ibrahim dan Sukmana (2023) menggunakan pendekatan *Generalized Method of Moments* (GMM) berbasis data panel lintas negara untuk menjelaskan hubungan antara suku bunga, arus modal, dan nilai tukar pada negara berkembang. Hasil penelitian mereka menunjukkan bahwa respons nilai tukar terhadap perubahan suku bunga dipengaruhi oleh tingkat keterbukaan ekonomi dan mobilitas modal masing-masing negara. Akan tetapi, penggunaan data panel menyebabkan karakteristik spesifik Indonesia, khususnya mekanisme penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang, belum dapat dijelaskan secara komprehensif.

Penelitian Rakhmat dkk. (2022) menegaskan bahwa cadangan devisa berperan penting sebagai instrumen stabilisasi nilai tukar melalui intervensi Bank Indonesia di pasar valuta asing. Hasil penelitian tersebut menunjukkan bahwa peningkatan cadangan devisa mampu meredam volatilitas nilai tukar, terutama ketika terjadi tekanan eksternal. Namun demikian, penggunaan pendekatan *Ordinary Least Squares* (OLS) belum mampu membedakan pengaruh jangka pendek dan jangka panjang karena tidak mempertimbangkan hubungan kointegrasi antarsesama variabel makroekonomi. Di sisi lain, Amelia dkk. (2025) menggunakan *Vector Error Correction Model* (VECM) dengan variabel eksogen untuk menganalisis dampak ketidakpastian ekonomi global terhadap nilai tukar rupiah. Penelitian tersebut membuktikan bahwa guncangan eksternal memberikan tekanan depresiasi terhadap rupiah, tetapi belum memasukkan *Federal Funds Rate* dan *Dollar Index* sebagai representasi eksplisit kebijakan moneter Amerika Serikat dan penguatan dolar secara global.

Kajian yang dilakukan Siska dkk. (2023) melalui pendekatan *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) mengonfirmasi adanya mekanisme penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang pada pasar keuangan Indonesia. Meskipun demikian, fokus penelitian tersebut diarahkan pada hubungan antara suku bunga dan pasar saham sehingga belum menjadikan nilai tukar sebagai variabel dependen utama. Pada lingkup internasional, Avdjiev dkk. (2019)

menunjukkan bahwa penguatan dolar Amerika Serikat yang direpresentasikan oleh *Dollar Index* (DXY) merupakan salah satu sumber risiko global yang memengaruhi arus modal lintas negara. Peningkatan DXY mendorong investor mengalihkan portofolionya ke aset berbasis dolar Amerika Serikat sehingga memberikan tekanan depresiasi terhadap mata uang negara berkembang, termasuk rupiah. Temuan tersebut mempertegas bahwa dinamika nilai tukar tidak hanya dipengaruhi oleh kondisi fundamental domestik, tetapi juga sangat dipengaruhi oleh perubahan sentimen pasar dan kebijakan moneter global.

Sintesis terhadap berbagai penelitian tersebut menunjukkan bahwa kajian mengenai determinan nilai tukar rupiah telah berkembang secara signifikan, baik dari sisi variabel maupun metode analisis yang digunakan. Namun demikian, masing-masing penelitian masih memiliki fokus yang berbeda sehingga belum mampu memberikan gambaran yang utuh mengenai interaksi simultan antara faktor domestik dan faktor global terhadap dinamika nilai tukar rupiah. Oleh karena itu, pemetaan perkembangan penelitian terdahulu diperlukan untuk menunjukkan posisi penelitian ini dalam literatur yang telah berkembang. Ringkasan karakteristik penelitian terdahulu disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Ringkasan Penelitian Terdahulu (*State of the Art*)

Peneliti (Tahun)	Variabel Utama	Metode	Cakupan Periode	Keterbatasan
Anwar dkk. (2022)	BI Rate, inflasi, kurs	VAR/SVAR	2011–2020	Belum memasukkan indeks dolar AS (DXY) dan Federal Funds Rate serta hanya mencakup periode sebelum pandemi.
Ibrahim & Sukmana (2023)	Suku bunga, capital flow, kurs	GMM Panel	2010–2020	Menggunakan data panel lintas negara sehingga belum menggambarkan dinamika nilai tukar Indonesia secara spesifik dan tidak menggunakan pendekatan ECM.
Rakhmat dkk. (2022)	Kurs, cadangan devisa, inflasi	OLS/Regresi	2015–2021	Belum menguji hubungan jangka panjang melalui kointegrasi dan periode pengamatan relatif singkat.
Amelia dkk. (2025)	Ketidakpastian global, kurs, perdagangan	VECM dengan variabel eksogen	2015–2023	Berfokus pada ketidakpastian global tanpa memasukkan Federal Funds Rate dan DXY secara eksplisit.
Siska dkk. (2023)	Pasar saham Indonesia, suku bunga	ARDL Bounds Test	2010–2022	Menitikberatkan pada pasar saham sehingga nilai tukar bukan variabel dependen utama.
Penelitian ini (2026)	Inflasi, BI Rate, Cadangan Devisa, Neraca	ECM Engle–Granger	2019–2025	Mengisi kesenjangan penelitian dengan mengintegrasikan faktor domestik dan global dalam analisis jangka pendek dan jangka panjang pada periode

Perdagangan, Federal Funds Rate, DXY	pascapandemi serta normalisasi kebijakan moneter global.
--	---

Berdasarkan sintesis penelitian terdahulu sebagaimana dirangkum pada Tabel 1, masih terdapat beberapa kesenjangan penelitian yang perlu mendapat perhatian. Pertama, sebagian besar penelitian masih menganalisis faktor fundamental domestik dan faktor global secara terpisah sehingga belum mampu menjelaskan mekanisme interaksi kedua kelompok variabel tersebut dalam memengaruhi dinamika nilai tukar rupiah secara simultan (Anwar dkk., 2022; Amelia dkk., 2025). Kedua, pendekatan ekonometrika yang banyak digunakan, seperti *Vector Autoregression* (VAR), *Structural Vector Autoregression* (SVAR), *Ordinary Least Squares* (OLS), maupun *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL), umumnya berfokus pada identifikasi hubungan dinamis atau keseimbangan jangka panjang, tetapi belum memberikan interpretasi yang eksplisit mengenai mekanisme penyesuaian (*speed of adjustment*) setelah terjadi guncangan makroekonomi (Rakhmat dkk., 2022; Siska dkk., 2023). Ketiga, sebagian besar penelitian menggunakan periode observasi yang relatif terbatas sehingga belum mampu merepresentasikan secara utuh dinamika nilai tukar pada tiga fase penting, yaitu periode sebelum pandemi COVID-19, masa pandemi beserta berbagai kebijakan stimulus, dan fase normalisasi kebijakan moneter global. Keempat, penggunaan *Dollar Index* (DXY) sebagai proksi kekuatan dolar Amerika Serikat di pasar global masih relatif terbatas dan umumnya belum diintegrasikan secara komprehensif dengan variabel fundamental domestik, seperti inflasi, BI Rate, cadangan devisa, dan neraca perdagangan, dalam satu kerangka *Error Correction Model* (ECM) (Avdjiev dkk., 2019).

Berangkat dari kesenjangan tersebut, penelitian ini mengembangkan model empiris yang mengintegrasikan inflasi, BI Rate, cadangan devisa, neraca perdagangan, *Federal Funds Rate*, dan *Dollar Index* (DXY) dalam kerangka *Error Correction Model* (ECM) dua tahap Engle–Granger. Pendekatan ini memungkinkan identifikasi hubungan keseimbangan jangka panjang sekaligus mekanisme penyesuaian jangka pendek melalui koefisien *Error Correction Term* (ECT), sehingga mampu menjelaskan arah, besaran, dan kecepatan penyesuaian nilai tukar rupiah setelah mengalami guncangan makroekonomi. Dengan demikian, penelitian ini menawarkan perspektif yang lebih komprehensif dibandingkan penelitian terdahulu melalui integrasi faktor domestik dan global dalam satu model empiris, sekaligus mengevaluasi dinamika nilai tukar selama periode Januari 2019 hingga Desember 2025 yang mencakup fase sebelum pandemi COVID-19, masa pandemi, dan normalisasi kebijakan moneter global.

Berdasarkan landasan teoritis dan sintesis hasil penelitian terdahulu tersebut, penelitian ini bertujuan untuk menganalisis pengaruh jangka panjang dan jangka pendek inflasi, BI Rate, cadangan devisa, neraca perdagangan, *Federal Funds Rate*, dan *Dollar Index* (DXY) terhadap nilai tukar rupiah, serta mengidentifikasi kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*) menuju keseimbangan jangka panjang melalui pendekatan *Error Correction Model* (ECM). Pengujian terhadap hubungan antarvariabel tersebut diharapkan dapat memberikan bukti empiris yang memperkaya literatur mengenai determinan nilai tukar pada negara berkembang sekaligus menjadi dasar dalam perumusan kebijakan stabilisasi nilai tukar di Indonesia.

Metode Penelitian

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan desain penelitian eksplanatori (*explanatory research*) untuk menganalisis pengaruh faktor-faktor makroekonomi domestik dan global terhadap dinamika nilai tukar rupiah. Data yang digunakan merupakan data sekunder berbentuk runtun waktu (*time series*) bulanan selama periode Januari 2019 hingga Desember 2025 sehingga menghasilkan 84 observasi. Pemilihan periode pengamatan didasarkan pada pertimbangan bahwa rentang waktu tersebut merepresentasikan tiga fase penting dalam dinamika perekonomian Indonesia, yaitu periode sebelum pandemi COVID-19 (2019), masa krisis dan berbagai kebijakan stimulus ekonomi selama pandemi (2020–2021), serta fase normalisasi kebijakan moneter global yang ditandai dengan kenaikan suku bunga acuan oleh Federal Reserve (2022–2025). Data penelitian diperoleh dari sumber resmi yang memiliki kredibilitas tinggi, yaitu Bank Indonesia (BI) untuk data nilai tukar rupiah, BI Rate, dan cadangan devisa, Badan Pusat Statistik (BPS) untuk data inflasi dan neraca perdagangan, serta *Federal Reserve Economic Data* (FRED) yang dikelola oleh Federal Reserve Bank of St. Louis untuk data *Federal Funds Rate* dan *Dollar Index* (DXY).

Variabel dependen dalam penelitian ini adalah nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat (KURS) yang diukur menggunakan kurs tengah Bank Indonesia pada akhir setiap bulan dalam satuan rupiah per dolar Amerika Serikat (Rp/USD). Sementara itu, variabel independen terdiri atas enam indikator makroekonomi, yaitu inflasi (INF), BI Rate (BIR), cadangan devisa (DEV), neraca perdagangan (NPD), *Federal Funds Rate* (FED), dan *Dollar Index* (DXY). Inflasi diukur berdasarkan tingkat inflasi bulanan Indonesia dalam satuan persentase, BI Rate diukur berdasarkan tingkat suku bunga kebijakan Bank Indonesia dalam satuan persentase, cadangan devisa diukur berdasarkan total cadangan devisa Indonesia dalam satuan miliar dolar Amerika Serikat, neraca perdagangan diukur berdasarkan selisih nilai ekspor dan impor barang dalam satuan miliar dolar Amerika Serikat, *Federal Funds Rate* diukur berdasarkan tingkat suku bunga acuan Amerika Serikat dalam satuan persentase, sedangkan *Dollar Index* diukur menggunakan nilai indeks yang merepresentasikan kekuatan dolar Amerika Serikat terhadap enam mata uang utama dunia. Definisi operasional dan pengukuran masing-masing variabel disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2. Operasionalisasi Variabel Penelitian

Variabel	Definisi	Pengukuran
VARIABEL DEPENDEN:		
NILAI TUKAR RUPIAH (Y)	Nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Dalam nilai numerik, yaitu nilai Serikat yang menunjukkan jumlah rupiah kurs rupiah terhadap dolar yang dibutuhkan untuk memperoleh 1 Amerika Serikat dalam satuan USD.	
VARIABEL INDEPENDEN:		
INFLASI (X1)	Kenaikan harga barang dan jasa secara Dalam nilai numerik, yaitu tingkat umum di Indonesia dalam periode tertentu. inflasi bulanan Indonesia dalam satuan persen (%).	

BI RATE (X2)	Suku bunga acuan yang ditetapkan oleh Bank Indonesia sebagai instrumen BI Rate dalam satuan persen (%). kebijakan moneter domestik.	
NERACA PERDAGANGAN (X3)	Selisih antara nilai ekspor dan impor.	Dalam satuan mata uang atau miliar USD.
FED RATE (X4)	Suku bunga acuan Amerika Serikat yang ditetapkan oleh The Federal Reserve.	Dalam nilai numerik, yaitu tingkat Fed Rate dalam satuan persen (%).
DOLLAR INDEX (X5)	Indeks yang menggambarkan kekuatan dolar Amerika Serikat terhadap beberapa mata uang utama dunia.	Dalam nilai numerik, yaitu angka Dollar Index atau DXY.
CADANGAN DEvisa (X6)	Aset luar negeri yang dimiliki oleh otoritas moneter untuk menjaga stabilitas eksternal dan nilai tukar.	Dalam nilai numerik, yaitu jumlah cadangan devisa Indonesia dalam satuan miliar dolar Amerika Serikat.
ERROR (ε)	Faktor lain di luar model yang dapat memengaruhi nilai tukar rupiah tetapi tidak dimasukkan dalam penelitian.	Tidak diukur secara langsung.

Analisis empiris dalam penelitian ini menggunakan pendekatan *Error Correction Model* (ECM) dua tahap *Engle–Granger*. Pemilihan metode ini didasarkan pada karakteristik data penelitian yang memungkinkan identifikasi hubungan keseimbangan jangka panjang sekaligus mekanisme penyesuaian jangka pendek menuju kondisi keseimbangan. Dibandingkan dengan pendekatan regresi linier konvensional, ECM mampu mengakomodasi hubungan dinamis antarvariabel yang memiliki hubungan kointegrasi sehingga estimasi yang dihasilkan tidak hanya menjelaskan pengaruh jangka panjang, tetapi juga mengukur kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*) melalui koefisien *Error Correction Term* (ECT). Dengan demikian, pendekatan ini dinilai paling sesuai untuk mencapai tujuan penelitian, yaitu menganalisis pengaruh faktor makroekonomi domestik dan global terhadap nilai tukar rupiah baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang.

Hubungan antarvariabel dalam penelitian ini diformulasikan ke dalam fungsi umum sebagai berikut:

$$KURS = f(INF, BIR, DEV, NPD, FED, DXY)$$

Persamaan regresi jangka panjang (Tahap 1 OLS):

$$KURSt = \beta_0 + \beta_1 INF_t + \beta_2 BIR_t + \beta_3 DEV_t + \beta_4 NPD_t + \beta_5 FED_t + \beta_6 DXY_t + \varepsilon_t$$

Persamaan ECM jangka pendek (Tahap 2):

$$\Delta KURS_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta INF_t + \beta_2 \Delta BIR_t + \beta_3 \Delta NPD_t + \beta_4 \Delta DEV_t + \beta_5 \Delta FED_t + \beta_6 \Delta DXY_t + \gamma ECT(-1) + \varepsilon_t$$

Keterangan:

Δ	= Operator first difference (selisih tingkat pertama)
t	= Periode waktu pengamatan
β_0, α_0	= Konstanta
$\beta_1-\beta_6$	= koefisien regresi variabel independen jangka panjang
$\alpha_1-\alpha_6$	= koefisien regresi variabel independen jangka pendek
ECT_{t-1}	= Error Correction Term pada periode sebelumnya
γ	= koefisien penyesuaian (<i>speed of adjustment</i>), yang secara teoritis harus bernilai negatif dan signifikan secara statistik
ε_t, e_t	= Error term (unsur gangguan)

Pada model tersebut, Δ adalah operator diferensiasi pertama, $ECT (-1)$ adalah Error Correction Term periode sebelumnya yang diperoleh dari residual persamaan jangka panjang, γ adalah koefisien penyesuaian (*speed of adjustment*) yang secara teoritis harus bernilai negatif dan signifikan secara statistik agar mekanisme koreksi kesalahan berfungsi, dan e_t adalah *error term*. Seluruh proses pengolahan dan analisis data dilakukan menggunakan perangkat lunak EViews. Tahapan analisis diawali dengan pengujian stasioneritas untuk mengidentifikasi orde integrasi masing-masing variabel menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Pengujian dilakukan pada tingkat level dan *first difference* dengan spesifikasi model yang memuat konstanta tanpa tren deterministik. Penentuan panjang lag optimum didasarkan pada nilai *Akaike Information Criterion* (AIC) dengan lag maksimum sebanyak 12 periode yang merepresentasikan satu tahun observasi bulanan. Hipotesis nol dalam uji ADF menyatakan bahwa data mengandung *unit root* atau tidak stasioner, sehingga hipotesis nol ditolak apabila nilai statistik ADF lebih kecil daripada nilai kritis MacKinnon pada taraf signifikansi 5 persen. Seluruh variabel yang memenuhi syarat integrasi pada orde yang sama selanjutnya digunakan dalam tahapan pengujian kointegrasi.

Keberadaan hubungan keseimbangan jangka panjang antarvariabel diuji menggunakan pendekatan kointegrasi Engle-Granger dua tahap. Pada tahap pertama, persamaan jangka panjang diestimasi menggunakan metode *Ordinary Least Squares* (OLS) untuk memperoleh residual model. Selanjutnya, residual tersebut diuji kembali menggunakan uji ADF. Residual yang terbukti stasioner pada tingkat level menunjukkan bahwa variabel-variabel penelitian memiliki hubungan kointegrasi sehingga memenuhi prasyarat penerapan *Error Correction Model* (ECM). Dengan demikian, keberadaan hubungan keseimbangan jangka panjang menjadi dasar dalam pembentukan model penyesuaian jangka pendek melalui *Error Correction Term* (ECT).

Setelah hubungan kointegrasi terkonfirmasi, estimasi hubungan jangka panjang dilakukan menggunakan metode *Ordinary Least Squares* (OLS), sedangkan estimasi hubungan jangka pendek dilakukan melalui *Error Correction Model* (ECM) dengan memasukkan seluruh variabel dalam bentuk *first difference* beserta *Error Correction Term* (ECT) yang dilag satu periode. Koefisien ECT menjadi parameter utama dalam model karena menunjukkan kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*) nilai tukar rupiah menuju keseimbangan jangka panjang setelah terjadi guncangan. Secara teoritis, koefisien ECT diharapkan bernilai negatif dan signifikan secara statistik, yang menunjukkan bahwa penyimpangan dari keseimbangan jangka panjang akan dikoreksi secara bertahap pada periode berikutnya.

Untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan memenuhi asumsi ekonometrika, dilakukan serangkaian uji diagnostik. Uji autokorelasi dilakukan menggunakan *Breusch–Godfrey Lagrange Multiplier* (LM Test), sedangkan uji heteroskedastisitas dilakukan menggunakan *Breusch–Pagan–Godfrey Test*. Selanjutnya, potensi multikolinearitas antarvariabel independen dievaluasi menggunakan *Variance Inflation Factor* (VIF). Stabilitas model terhadap kemungkinan perubahan struktur selama periode pengamatan dianalisis menggunakan *Chow Breakpoint Test* dengan titik patahan (*breakpoint*) pada Januari 2020 yang merepresentasikan awal terjadinya pandemi COVID-19 di Indonesia. Hasil keseluruhan pengujian tersebut menjadi dasar dalam menilai validitas model ECM yang digunakan untuk menjelaskan pengaruh faktor-faktor makroekonomi domestik dan global terhadap dinamika nilai tukar rupiah.

Hasil dan Pembahasan

Uji Stasioneritas (Augmented Dickey-Fuller Test)

Hasil uji ADF pada Tabel 3 menunjukkan bahwa pada tingkat level, seluruh variabel tidak stasioner (nilai probabilitas lebih besar dari 0,05), kecuali neraca perdagangan yang menunjukkan hasil marginal (prob. 0,0229). Setelah dilakukan diferensiasi pertama, seluruh variabel menjadi stasioner dengan nilai probabilitas jauh di bawah 0,05, mengkonfirmasi bahwa seluruh variabel terintegrasi pada orde I (1). Hasil ini memenuhi prasyarat untuk melanjutkan ke uji kointegrasi dan estimasi ECM.

Tabel 3. Hasil Uji Stasioneritas (Augmented Dickey-Fuller Test)

Variabel	Level		First Difference		Keterangan
	ADF Stat.	Prob.	ADF Stat.	Prob.	
Nilai Tukar	-1,701208	0,4269	-8,335378	0,0000	I(1)
Inflasi	-2,481458	0,1238	-3,330406	0,0167	I(1)
Cadangan Devisa	-1,515131	0,5212	-8,130071	0,0000	I(1)
Neraca Perdagangan	-3,210859	0,0229	-16,07619	0,0001	I(0)
Suku Bunga	-1,615717	0,4701	-4,455449	0,0005	I(1)
US Dollar Index	-1,916771	0,3232	-8,992437	0,0000	I(1)
Fed Funds Rate	-0,617764	0,8601	-7,548791	0,0000	I(1)

Sumber: Hasil pengolahan EViews (2026).

Uji Kointegrasi

Tabel 4 menyajikan hasil uji kointegrasi menggunakan dua pendekatan. Uji residual Engle-Granger menunjukkan nilai ADF residual sebesar -4,3167, yang lebih kecil dari nilai kritis 5% (-2,8968) dengan probabilitas 0,0008. Hasil ini menolak hipotesis nol adanya unit root pada residual, mengkonfirmasi bahwa residual model stasioner pada level I (0) dan terdapat hubungan kointegrasi jangka panjang antarvariabel. Sebagai pemeriksaan ketangguhan (robustness check), uji Johansen dilakukan dan hasilnya tidak mengkonfirmasi kointegrasi pada taraf 5%. Perbedaan ini merupakan fenomena yang lazim dan dapat terjadi akibat perbedaan power uji: uji Johansen lebih sensitif terhadap spesifikasi lag dan ukuran sampel, sementara uji Engle-Granger lebih robust untuk sistem satu persamaan dengan jumlah observasi 84. Mengacu pada literatur (Engle & Granger, 1987), keputusan kointegrasi penelitian ini berlandaskan pada hasil uji residual yang terbukti signifikan.

Tabel 4. Hasil Uji Kointegrasi

Metode Pengujian	Statistik	Nilai	Prob.	Kesimpulan
		Kritis 5%		
ADF Residual (ECT)	-4,316689	-2,896779	0,0008	Terkointegrasi
Johansen Trace (None)	116,9569	125,6154	0,1492	Tidak Terkointegrasi
Johansen Max-Eigen (None)	37,37852	46,23142	0,3199	Tidak Terkointegrasi

Sumber: Hasil pengolahan EViews (2026).

Estimasi Regresi Jangka Panjang (OLS)

Model jangka panjang secara keseluruhan signifikan dengan nilai F-statistik 37,780 (prob. 0,0000). Nilai R^2 sebesar 0,7464 menunjukkan bahwa 74,64% variasi nilai tukar rupiah dijelaskan oleh keenam variabel independen, sementara 25,36% sisanya dijelaskan oleh faktor di luar model. Nilai Durbin-Watson 0,766 mengindikasikan adanya autokorelasi positif fenomena yang lazim pada regresi OLS dengan data level time series dan menjadi justifikasi tambahan penggunaan ECM pada estimasi jangka pendek.

Variabel inflasi berpengaruh positif dan signifikan (koefisien. 260,16; prob. 0,0000): setiap kenaikan inflasi satu poin persentase diikuti oleh depresiasi rupiah sebesar Rp260,16/USD dalam jangka panjang, konsisten dengan mekanisme PPP. Variabel BI Rate menunjukkan koefisien positif dan signifikan (koefisien. 244,18; prob. 0,0000). Meskipun arahnya bertentangan dengan prediksi IRP, hasil ini mencerminkan fenomena endogenitas kebijakan: Bank Indonesia cenderung menaikkan BI Rate sebagai respons reaktif terhadap depresiasi rupiah yang telah terjadi, bukan sebagai langkah antisipatif. Oleh karena itu, hubungan yang teramati merupakan respons kebijakan, bukan kausalitas dari BI Rate ke nilai tukar. Dollar Index berpengaruh positif dan signifikan (koefisien. 62,76; prob. 0,0000), mengkonfirmasi peran DXY sebagai global risk factor. Fed Rate menunjukkan koefisien negatif signifikan (koefisien. -400,58; prob. 0,0000) hasil yang tidak sesuai hipotesis awal dan akan dibahas lebih lanjut pada Bagian 5. Cadangan devisa dan neraca perdagangan tidak signifikan dalam jangka panjang, mengindikasikan bahwa pengaruh kedua variabel ini bersifat jangka pendek.

Tabel 5. Hasil Estimasi Regresi Jangka Panjang (OLS)

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Inflasi	260,163	56,49333	4,6052	0

Suku Bunga	244,185	54,51712	4,47904	0
Cadangan Devisa	0,01197	0,010413	1,14978	0,2538
Neraca Perdagangan	-0,0082	0,037021	-0,2201	0,8263
Fed Rate	-400,58	56,00024	-7,1532	0
US Dollar Index	62,7567	11,28845	5,55937	0
Konstanta (C)	5499,57	956,8952	5,74731	0
R-squared	0,746444			
Adjusted R-squared	0,726687			
F-statistic (Prob.)	37,78016 (0,0000)			
Durbin-Watson stat	0,766138			

Sumber: Hasil pengolahan EViews (2026).

Catatan: Nilai Durbin-Watson sebesar 0,7661 mengindikasikan adanya autokorelasi positif pada model jangka panjang, yang merupakan fenomena umum pada regresi OLS dengan data level time series. Keberadaan autokorelasi ini menjadi salah satu justifikasi penggunaan ECM pada tahap selanjutnya, karena ECM bekerja pada data diferensiasi pertama yang lebih bersih dari masalah autokorelasi.

Estimasi Model ECM Jangka Pendek

Model ECM diestimasi menggunakan 83 observasi setelah penyesuaian diferensiasi. Model secara keseluruhan signifikan (F-statistik 8,795; prob. 0,0000) dengan kemampuan penjelasan 40,98% nilai yang wajar untuk model dalam bentuk diferensiasi pertama. Nilai Durbin-Watson 1,8947 mengindikasikan tidak terdapat autokorelasi serius pada model ECM, mengkonfirmasi perbaikan kualitas residual dibandingkan model jangka panjang.

koefisien ECT (-1) bernilai -0,2066 dan signifikan (prob. 0,0148), memvalidasi keberadaan mekanisme koreksi kesalahan. Nilai ini mengindikasikan bahwa setiap bulannya, sekitar 20,66% ketidakseimbangan jangka pendek terkoreksi secara otomatis menuju keseimbangan jangka panjang setara dengan estimasi waktu konvergensi 4 -5 bulan pasca-guncangan. Variabel cadangan devisa (koefisien. -0,0536; prob. 0,0000) dan neraca perdagangan (koefisien. -0,0528; prob. 0,0082) berpengaruh negatif dan signifikan, mengkonfirmasi H3 dan H4. Dollar Index tetap berpengaruh positif dan signifikan (koefisien. 32,67; prob. 0,0166), konsisten dengan temuan jangka panjang. Fed Rate berpengaruh negatif dan signifikan (koefisien. -229,92; prob. 0,0391), serupa dengan jangka panjang. BI Rate dan inflasi tidak signifikan dalam jangka pendek, mengindikasikan pengaruhnya lebih bersifat kumulatif jangka panjang.

Tabel 6. Hasil Estimasi ECM Jangka Pendek

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D (Suku Bunga)	281,7877	224,8002	1,253503	0,2139
D(Cadangan Devisa)	-0,053591	0,011678	-4,588934	0,0000
D(Neraca Perdagangan)	-0,052798	0,019457	-2,713587	0,0082
D(Fed Rate)	-229,9196	109,4981	-2,099758	0,0391

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(US Dollar Index)	32,66892	13,33727	2,449446	0,0166
ECT(-1)	-0,206617	0,082858	-2,493624	0,0148
Konstanta (C)	47,89014	34,42404	1,391183	0,1682
R-squared	0,409803			
Adjusted R-squared	0,363208			
F-statistic (Prob.)	8,795091 (0,0000)			
Durbin-Watson stat	1,894724			

Keterangan: * signifikan pada taraf 1%; ** signifikan pada taraf 5%.

Sumber: Hasil pengolahan EViews (2026).

Uji Diagnostik

Uji Autokorelasi (Breusch-Godfrey LM Test)

Tabel 7. Uji Autokorelasi (Breusch-Godfrey LM Test)

Indikator Uji	Nilai Statistik	Probabilitas	Kesimpulan
F-statistic	25,1673	0	Terdapat Autokorelasi
Obs*R-squared	33,7346	0	Terdapat Autokorelasi

Sumber: Hasil pengolahan EViews (2026).

Uji Breusch-Godfrey menunjukkan adanya autokorelasi pada model. Keberadaan autokorelasi pada data makroekonomi bulanan merupakan fenomena yang lazim dan tidak mengakibatkan bias pada koefisiensi estimasi (Gujarati & Porter, 2009). Dalam konteks penelitian ini, autokorelasi diakui sebagai keterbatasan yang mempengaruhi efisiensi estimator namun tidak membatalkan validitas koefisien. Penelitian mendatang disarankan menerapkan koreksi robust standard errors (Newey-West HAC) untuk memperoleh inferensi statistik yang lebih akurat.

Uji Heteroskedastisitas (Breusch-Pagan-Godfrey)

Tabel 8. Uji Heteroskedastisitas (Breusch-Pagan-Godfrey)

Indikator Uji	Nilai Statistik	Probabilitas	Kesimpulan
F-statistic	2,637198	0,0174	Terdapat Heteroskedastisitas
Obs*R-squared	16,34906	0,0221	Terdapat Heteroskedastisitas
Scaled Explained SS	37,91398	0	Terdapat Heteroskedastisitas

Sumber: Hasil pengolahan EViews (2026).

Hasil uji Breusch-Pagan-Godfrey mengindikasikan adanya heteroskedastisitas. Sesuai dengan Gujarati dan Porter (2009), heteroskedastisitas tidak menyebabkan bias pada koefisien regresi, namun mengurangi efisiensi estimator OLS dan dapat mempengaruhi validitas uji t dan

F. Untuk mengatasi masalah ini, penelitian mendatang disarankan menggunakan White-Huber robust standard errors atau metode Generalized Least Squares (GLS).

Uji Stabilitas Struktural (*Chow Test*)

Tabel 9. Uji Chow (Chow Breakpoint Test: Januari 2020)

Indikator Uji	Nilai Statistik	Probabilitas	Kesimpulan
F-statistic	0,207032	0,9887	Tidak Terdapat Patahan Struktural
Log likelihood ratio	2,038092	0,9798	Tidak Terdapat Patahan Struktural
Wald Statistic	1,656256	0,9898	Tidak Terdapat Patahan Struktural

Sumber: Hasil pengolahan EViews (2026).

Uji Chow pada titik henti Januari 2020 menunjukkan bahwa seluruh nilai probabilitas lebih besar dari 0,05, sehingga hipotesis nol tidak adanya patahan struktural diterima. Model regresi stabil secara struktural meskipun mencakup periode pandemi Covid-19 indikasi bahwa hubungan fundamental antara variabel makroekonomi dan nilai tukar rupiah bersifat relatif stabil sepanjang periode pengamatan.

Uji Multikolinearitas (VIF)

Tabel 10. Uji Multikolinearitas (Variance Inflation Factor)

Variabel Independen	Nilai Tolerance	Nilai VIF	Kesimpulan
Inflasi (INF)	0,537	1,862	Bebas Multikolinearitas
BI Rate (BIR)	0,838	1,194	Bebas Multikolinearitas
Neraca Perdagangan (NPD)	0,569	1,759	Bebas Multikolinearitas
Cadangan Devisa (DEV)	0,269	3,718	Bebas Multikolinearitas
Fed Rate (FED)	0,191	5,246	Bebas Multikolinearitas
Dollar Index (DXY)	0,152	6,557	Bebas Multikolinearitas

Sumber: Hasil pengolahan EViews (2026).

Seluruh variabel independen memiliki nilai Tolerance di atas 0,10 dan nilai VIF di bawah 10, mengkonfirmasi tidak adanya gejala multikolinearitas yang serius. Nilai VIF Fed Rate (5,246) dan Dollar Index (6,557) yang relatif lebih tinggi mengindikasikan adanya korelasi moderat di antara kedua variabel global tersebut hal yang dapat dimaklumi mengingat keduanya sama-sama mencerminkan kondisi kebijakan moneter Amerika Serikat dan kekuatan dolar secara global.

Pembahasan

Inflasi dan Nilai Tukar: Konfirmasi Purchasing Power Parity

Temuan bahwa inflasi berpengaruh positif dan signifikan terhadap nilai tukar rupiah dalam jangka panjang (koefisien. 260,16) merupakan konfirmasi empiris yang kuat atas prediksi teori Purchasing Power Parity. Secara mekanis, inflasi domestik yang lebih tinggi relatif terhadap Amerika Serikat menggerus daya beli rupiah secara relatif, sehingga mendorong depresiasi nilai tukar menuju tingkat keseimbangan baru yang mencerminkan paritas daya beli. Hasil ini konsisten dengan Anwar dkk. (2022) yang mendokumentasikan jalur imported inflation di Indonesia, serta memperkuat argumen bahwa pengendalian inflasi bukan hanya tujuan kebijakan moneter tersendiri, tetapi juga instrumen kunci stabilisasi nilai tukar jangka panjang.

Ketidaksignifikanan inflasi dalam jangka pendek mengindikasikan bahwa mekanisme transmisi PPP bersifat gradual. Efek perubahan harga terhadap nilai tukar baru terakumulasi secara penuh dalam cakrawala waktu beberapa bulan hingga tahun, sehingga respons nilai tukar terhadap guncangan inflasi tidak bersifat instan. Temuan ini konsisten dengan literatur yang mendokumentasikan bahwa PPP lebih valid sebagai proposisi jangka panjang dibandingkan jangka pendek (Taylor & Taylor, 2004).

BI Rate: Endogenitas Kebijakan Moneter

Koefisien positif BI Rate dalam jangka panjang (244,18) yang bertentangan dengan prediksi IRP merupakan temuan yang memerlukan interpretasi hati-hati. Fenomena ini mencerminkan endogenitas kebijakan moneter Bank Indonesia: dalam konteks Indonesia sebagai small open economy, Bank Indonesia cenderung menaikkan BI Rate sebagai respons reaktif terhadap tekanan depresiasi rupiah yang sudah terjadi, bukan sebagai langkah antisipatif proaktif. Dengan kata lain, arah kausalitas yang dominan dalam jangka panjang berjalan dari depresiasi rupiah ke kenaikan BI Rate bukan sebaliknya.

Temuan ini sejalan dengan Ibrahim dan Sukmana (2023) yang menyoroti kompleksitas kalibrasi kebijakan moneter di negara berkembang dalam menghadapi tekanan eksternal. Dari perspektif Mundell-Fleming, efektivitas kebijakan moneter kontraktif dalam mengapresiasi nilai tukar sangat bergantung pada tingkat mobilitas modal dan kredibilitas bank sentral ketika tekanan depresiasi bersifat struktural dan digerakkan oleh faktor global, instrumen suku bunga saja mungkin tidak cukup untuk membalikkan tren. Implikasinya, Bank Indonesia perlu mengombinasikan instrumen suku bunga dengan intervensi langsung di pasar valuta asing dan komunikasi forward guidance yang kredibel.

Cadangan Devisa dan Neraca Perdagangan: Penstabil Jangka Pendek

Hasil penelitian mengkonfirmasi bahwa cadangan devisa (koefisien. -0,054; $p < 0,01$) dan surplus neraca perdagangan (koefisien. -0,053; $p < 0,01$) merupakan penstabil efektif nilai tukar dalam jangka pendek. Pengaruh cadangan devisa konsisten dengan Portfolio Balance Theory: peningkatan cadangan devisa memperkuat sinyal kapasitas Bank Indonesia untuk melakukan intervensi pasar, meningkatkan kepercayaan investor terhadap stabilitas rupiah, dan mengurangi tekanan spekulatif. Setiap kenaikan cadangan devisa sebesar satu miliar USD diikuti oleh apresiasi rupiah sekitar Rp53,6/USD dalam jangka pendek.

Surplus neraca perdagangan memperkuat rupiah melalui mekanisme yang lebih langsung: peningkatan surplus menambah pasokan dolar AS di pasar valuta asing domestik, sehingga secara alami menekan nilai tukar rupiah melalui mekanisme penawaran-permintaan. Temuan ini konsisten dengan flow model of exchange rate dan menegaskan pandangan Rakhmat dkk. (2022) mengenai pentingnya kinerja ekspor dalam menjaga stabilitas nilai tukar.

Ketidaksignifikanan kedua variabel dalam jangka panjang menunjukkan bahwa dalam ekuilibrium jangka panjang, pengaruh keduanya terdisipasi surplus perdagangan yang persisten akan mendorong apresiasi yang pada gilirannya mengurangi surplus itu sendiri (loop adjustment), sementara cadangan devisa merupakan instrumen respons kebijakan yang berfluktuasi dan tidak bersifat stok permanen yang terus meningkat.

Dollar Index: Faktor Risiko Global yang Konsisten

Pengaruh Dollar Index yang positif dan signifikan baik dalam jangka panjang (koefisien. 62,76) maupun jangka pendek (koefisien. 32,67) merupakan konfirmasi empiris peran DXY sebagai global risk factor terhadap mata uang negara berkembang. Setiap kenaikan DXY satu

poin indeks diikuti oleh depresiasi rupiah sebesar Rp62,76/USD dalam jangka panjang dan Rp32,67/USD dalam jangka pendek. Besaran pengaruh jangka panjang yang hampir dua kali lipat jangka pendek mengindikasikan bahwa dampak struktural penguatan dolar baru terakumulasi penuh dalam horizon waktu yang lebih panjang.

Temuan ini konsisten dengan Avdjiev dkk. (2019) yang mendokumentasikan bahwa DXY merupakan faktor risiko sistemik global yang mempengaruhi arus investasi dan nilai tukar emerging markets secara bersamaan. Implikasi penting dari temuan ini adalah bahwa depresiasi rupiah tidak selalu mencerminkan kelemahan fundamental Indonesia, tetapi dapat semata-mata merupakan manifestasi dari penguatan dolar AS secara global informasi yang relevan untuk menghindari kebijakan moneter yang berlebihan reaktif.

Fed Rate: Efek Kontra-Siklus Selama Periode 2019-2025

koefisien Fed Rate yang negatif dan signifikan baik dalam jangka panjang (-400,58) maupun jangka pendek (-229,92) merupakan temuan yang paling menarik secara akademis dan memerlukan penjelasan mendalam. Secara teoritis, kenaikan Fed Rate diharapkan memicu aliran modal keluar dari emerging markets dan melemahkan mata uang seperti rupiah (hipotesis H5). Namun hasil ini menunjukkan arah yang berlawanan.

Penjelasan ekonomi dari temuan ini terletak pada karakteristik periode sampel 2019-2025 yang mencakup tiga fase dengan dinamika berbeda. Pertama, pada fase Fed Rate rendah historis (2020-2021), rupiah justru mengalami tekanan depresiasi akibat ketidakpastian pandemi dan pelarian ke safe haven USD, bukan akibat Fed Rate tinggi. Kedua, pada fase kenaikan agresif Fed Rate (2022-2023) ketika Fed menaikkan suku bunga dari 0,25% ke 5,25%, Indonesia justru menikmati surplus neraca perdagangan yang sangat besar akibat lonjakan harga komoditas ekspor (batu bara, minyak sawit, nikel). Surplus komoditas ini menciptakan efek kontra-siklus yang secara parsial mengimbangi atau bahkan mendominasi tekanan depresiatif dari kenaikan Fed Rate. Ketiga, kemungkinan terdapat efek lag yang tidak tertangkap secara tepat dalam model bulanan sederhana ini.

Edwards (2010) mendokumentasikan bahwa transmisi kenaikan suku bunga AS terhadap nilai tukar emerging markets tidak bersifat mekanis dan seragam, melainkan bergantung pada kondisi fundamental masing-masing negara. Dalam konteks Indonesia, kekuatan surplus komoditas 2022-2023 tampak lebih dominan daripada efek depresiatif Fed Rate dalam periode sampel ini. Eksplorasi lebih lanjut menggunakan analisis sub-sample, model nonlinear (NARDL), atau pendekatan regime-switching disarankan untuk mengurai kompleksitas hubungan ini pada penelitian mendatang.

Speed of Adjustment: Ketahanan Pasar Valuta Asing Indonesia

koefisien ECT (-1) sebesar -0,2066 yang signifikan secara statistik merupakan kontribusi metodologis utama penelitian ini. Nilai ini mengindikasikan bahwa pasar valuta asing Indonesia memiliki kemampuan penyesuaian diri sebesar 20,66% per bulan terhadap ketidakseimbangan, setara dengan waktu konvergensi sekitar 4 -5 bulan menuju keseimbangan jangka panjang setelah mengalami guncangan. Kecepatan penyesuaian ini dapat diinterpretasikan sebagai proksi ketahanan (resilience) pasar valuta asing: semakin besar koefisien ECT dalam nilai absolut, semakin cepat pasar kembali ke ekuilibrium dan semakin tinggi ketahanannya terhadap guncangan.

Angka 4 sampai 5 bulan konvergensi memberikan implikasi kebijakan konkret: intervensi Bank Indonesia melalui cadangan devisa atau instrumen suku bunga perlu

dipertahankan setidaknya selama periode tersebut agar memberikan efek stabilisasi yang optimal. Temuan ini juga konsisten dengan mekanisme Dornbusch Overshooting: guncangan awal menghasilkan deviasi yang lebih besar dari keseimbangan jangka panjang, namun pasar secara gradual mengoreksi deviasi tersebut dalam horizon 4 -5 bulan.

Simpulan

Penelitian ini menyimpulkan bahwa dinamika nilai tukar rupiah dipengaruhi oleh kombinasi faktor makroekonomi domestik dan global dengan karakteristik pengaruh yang berbeda dalam jangka pendek dan jangka panjang. Dalam jangka panjang, inflasi, BI Rate, Federal Funds Rate, dan Dollar Index menjadi determinan utama pembentukan keseimbangan nilai tukar, sedangkan cadangan devisa dan neraca perdagangan tidak menunjukkan pengaruh yang bersifat permanen. Dalam jangka pendek, perubahan cadangan devisa, neraca perdagangan, Federal Funds Rate, dan Dollar Index berperan dalam memengaruhi pergerakan nilai tukar, sementara inflasi dan BI Rate belum memberikan pengaruh yang berarti. Penelitian ini juga membuktikan adanya hubungan keseimbangan jangka panjang antarvariabel serta mekanisme penyesuaian yang memungkinkan nilai tukar rupiah kembali menuju kondisi keseimbangan setelah terjadi guncangan makroekonomi. Temuan tersebut menunjukkan bahwa stabilitas nilai tukar merupakan hasil interaksi antara kondisi fundamental domestik dan dinamika ekonomi global yang bekerja melalui mekanisme penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang.

Referensi

- Amelia, D., Sulyanto, Nugraha, G. C., & Suyono, B. C. (2025). Analysis of global economic uncertainty impact on Indonesia's financial and trade volatility using Vector Error Correction Model with exogenous variables. *Barekeng: Jurnal Ilmu Matematika dan Terapan*, 19 (1), 1 -10.
- Anwar, C. J., Okot, N., Suhendra, I., & Sutjipto, H. (2022). Response of exchange rate to monetary policy shocks: An evidence from Indonesia. *International Journal of Economics and Finance Studies*, 14 (2), 150 -165.
- Arintoko, A., Gunawan, D. S., Sambodo, H., & Priyono, R. (2026). How do global energy and food prices and exchange rates affect inflation? An application of a Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model for Indonesia. *International Journal of Analysis and Applications*, 24, 45 -60.
- Avdjiev, S., Bruno, V., Koch, C., & Shin, H. S. (2019). The dollar exchange rate as a global risk factor: Evidence from investment. *IMF Economic Review*, 67, 151 -173. <https://doi.org/10.1057/s41308-019-00074-4>
- Branson, W. H. (1977). Asset markets and relative prices in exchange rate determination. *Sozialwissenschaftliche Annalen*, 1, 69 -89.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84 (6), 1161 -1176. <https://doi.org/10.1086/260506>

- Edwards, S. (2010). The international transmission of interest rate shocks: The Federal Reserve and emerging markets in Latin America and Asia. *Journal of International Money and Finance*, 29 (4), 685 -703. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.02.004>
- 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>
- Fleming, J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *IMF Staff Papers*, 9 (3), 369 -380.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill Education.
- Ibrahim, M. H., & Sukmana, R. (2023). Monetary policy and exchange rate in a large emerging economy. *Global Business Review*, 24 (3), 512 -528.
- Iqbal, M., Elianda, Y., Akbar, A., & Nurhadiyanti. (2022). USA -China trade war: Economic impact on Indonesia. *Journal of Public Affairs*, 22 (4), e2654.
- Kia, A. (2013). Determinants of the real exchange rate in a small open economy: Evidence from Canada. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 23, 163 -178. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2012.09.002>
- Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14 (1 -2), 3 -24. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(83\)90017-X](https://doi.org/10.1016/0022-1996(83)90017-X)
- Muflikhah, S., Prastyo, D. D., & Akbar, M. S. (2025). Analysis of the impact of global uncertainty on the Indonesian economy with Impulse Response Function in the Structural Vector Autoregressive Models. *2025 International Conference on Smart Computing, IoT and Machine Learning (SIML)*, 112 -118.
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29 (4), 475 -485. <https://doi.org/10.2307/139336>
- Omega, R. K., Shaleha, N., & Astuti, R. P. (2025). Pengendalian inflasi dan deflasi oleh bank sentral melalui kebijakan moneter. *Menulis: Jurnal Penelitian Nusantara*, 1 (5), 221 -226. <https://doi.org/10.59435/menulis.v1i5.256>
- Rakhmat, Warjiyo, P., & Sadli, A. M. (2022). The influence of exchange rate and foreign capital on the performance of inflation targeting framework in Indonesia. *International Journal of Sustainable Development and Planning*, 17 (3), 841 -852.
- Siska, E., Duraipandi, O., & Widodo, P. (2023). Determinants of Indonesian stock market development: Implementation of an ARDL bound testing approach. *Investment Management and Financial Innovations*, 20 (2), 210 -222.
- Taylor, A. M., & Taylor, M. P. (2004). The purchasing power parity debate. *Journal of Economic Perspectives*, 18 (4), 135 -158. <https://doi.org/10.1257/0895330042632744>

Valentine, P., Sabilayana, S., Zulfa, A., Nasution, L. N., & Sakuntala, D. (2024). Minimum wage, inflation, interest rate and household consumption in Indonesia. *International Journal of Accounting, Management, and Economics Research*, 2 (1), 173 -182.