Indonesian Journal of Economics, Management, and Accounting
Vol. 4, No. 10, Oktober 2026
Hal 3068-3079
E-ISSN : 3032-0550
P-ISSN : 3032-1891
Site : https://jurnal.intekom.id/index.php/ijema

Dinamika Nilai Tukar Rupiah dalam Hubungannya dengan Faktor Moneter dan Risiko Global

Michael Julius Panjaitan*, Rina Fatmawati, Puti Andiny, Safuridar
Fakultas Ekonomi & Bisnis, Universitas Samudra, Langsa, Indonesia

Article Info

Article history:

Received Oktober 20, 2026
Revised Oktober 26, 2026
Accepted Oktober 28, 2026

Kata Kunci:

Nilai Tukar Rupiah,
BI-Rate,
Jumlah Uang Beredar,
Cadangan Devisa,
ARDL

Keywords:

Rupiah Exchange Rate,
Bi-Rate,
Money Supply,
Foreign Exchange Reserves,
Ardl

ABSTRAK

Pergerakan nilai tukar rupiah berkaitan dengan kondisi moneter domestik dan perubahan risiko pasar global. Penelitian ini menganalisis hubungan BI-Rate, jurmlah uang beredar dalam arti luas (M2), cadangan devisa, dan indeks VIX dengan kurs rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dalam jangka pendek dan jangka panjang. Penelitian menggunakan 43 observasi bulanan selama Januari 2023 hingga Juli 2026. Estimasi Autoregressive Distributed Lag (ARDL) menghasilkan model ARDL(4, 2, 3, 1, 0) berdasarkan Akaike Information Criterion, dengan 39 observasi efektif. Hasil bounds test mendukung keberadaan hubungan jangka panjang. Dalam jangka panjang, BI-Rate dan M2 memiliki hubungan positif dan signifikan dengan kurs, sedangkan cadangan devisa memiliki hubungan negatif dan signifikan. VIX tidak menunjukkan hubungan yang signifikan. Dalam jangka pendek, koefisien perubahan BI-Rate berbeda menurut lag, perubahan M2 bulan berjalan dan lag pertama signifikan positif, serta perubahan cadangan devisa signifikan negatif. Koefisien koreksi kesalahan bernilai −1,029138. Pengujian diagnostik tidak menemukan bukti penyimpangan normalitas, autokorelasi hingga lag kedua, atau heteroskedastisitas. Uji CUSUM dan CUSUM of Squares mendukung stabilitas model. Temuan menunjukkan hubungan faktor moneter domestik dengan kurs pada periode penelitian, tanpa membuktikan kausalitas struktural.

ABSTRACT

Rupiah exchange rate movements are associated with domestic monetary conditions and changes in global market risk. This study examines the short-run and long-run relationships of the BI-Rate, broad money supply (M2), foreign exchange reserves, and the VIX index with the rupiah exchange rate against the US dollar. The analysis uses 43 monthly observations from January 2023 to July 2026. The Akaike Information Criterion selects an ARDL(4, 2, 3, 1, 0) model with 39 effective observations. The bounds test supports a long-run relationship. In the long run, the BI-Rate and M2 are positively and significantly associated with the exchange rate, while foreign exchange reserves have a negative and significant association. VIX is not statistically significant. Short-run BI-Rate coefficients differ across lags; current and first-lag M2 changes are positive and significant, while reserve changes are negative and significant. The error correction coefficient is −1.029138. Diagnostic tests do not reject residual normality, absence of serial correlation up to lag two, or homoskedasticity. CUSUM and CUSUM of Squares support model stability. These findings describe conditional relationships within the sample and do not establish structural causality.

This is an open access article under the CC BY license

Corresponding Author:

Michael Julius Panjaitan
Fakultas Ekonomi & Bisnis, Universitas Samudra
Langsa, Indonesia
Email: michaeljuliuspanjaitan@gmail.com

1. PENDAHULUAN

Stabilitas nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat memiliki peran penting dalam perekonomian Indonesia karena berkaitan dengan biaya perdagangan internasional, pembayaran kewajiban luar negeri, dan keputusan investasi. Pergerakan rupiah mencerminkan interaksi antara kondisi moneter domestik dan perubahan kondisi pasar keuangan global. Dari sisi domestik, suku bunga kebijakan, jumlah uang beredar dalam arti luas (M2), dan cadangan devisa merupakan variabel yang relevan untuk menjelaskan perubahan nilai tukar [1]. Namun, penjelasan yang hanya bertumpu pada faktor domestik belum mencakup tekanan dari perubahan risiko pasar global. Penelitian Maharani & Rahmizal [2] menunjukkan bahwa VIX memiliki pengaruh signifikan terhadap volatilitas rupiah dalam jangka panjang. Temuan tersebut memperkuat kebutuhan untuk mengkaji faktor moneter domestik dan risiko pasar global dalam satu kerangka analisis, dengan tetap membedakan perubahan tingkat kurs dari perubahan volatilitasnya.

Penelitian terdahulu memperlihatkan bahwa hubungan variabel moneter dengan nilai tukar dapat berbeda menurut periode dan horizon analisis. Magdalena et al. [3], melalui pendekatan *Error Correction Model* (ECM), menemukan bahwa *BI-Rate* dan M2 berpengaruh positif terhadap kurs dolar AS atas rupiah dalam jangka panjang. Dalam jangka pendek, BI-Rate berpengaruh positif, sedangkan M2 tidak menunjukkan pengaruh. Sementara itu, Ansar et al. [4] melaporkan bahwa suku bunga dan inflasi berpengaruh signifikan terhadap nilai tukar, tetapi jumlah uang beredar tidak berpengaruh signifikan. Susanti & Amar [5], yang menggunakan data bulanan Januari 2016 hingga Desember 2024, menemukan pengaruh positif dan signifikan *BI-Rate* serta M2 terhadap nilai tukar. Perbedaan temuan tersebut menunjukkan bahwa hubungan likuiditas, suku bunga, dan kurs perlu diuji dengan memperhatikan periode pengamatan serta penyesuaian antarwaktu. Koefisien positif pada kurs yang dinyatakan dalam rupiah per dolar AS menunjukkan kenaikan jumlah rupiah yang diperlukan untuk memperoleh satu dolar, sehingga mencerminkan depresiasi rupiah.

Kajian mengenai cadangan devisa dan faktor eksternal juga memberikan dasar bagi analisis dinamika rupiah. Aisyah et al. [6] menggunakan *Vector Error Correction Model* (VECM) untuk menelaah cadangan devisa, neraca pembayaran, dan jumlah uang beredar selama 2004-2023. Penelitian tersebut menemukan hubungan jangka panjang dan mekanisme penyesuaian menuju keseimbangan, meskipun uji kausalitasnya tidak menemukan hubungan kausal antara cadangan devisa dan kurs. Sitohang & Suharianto [7] menemukan kausalitas Granger dua arah antara kurs dan *BI-Rate,* serta kausalitas satu arah dari kurs menuju cadangan devisa. Temuan ini menunjukkan bahwa hubungan antarvariabel tidak selalu berlangsung satu arah. Dari sisi eksternal, Maharani & Rahmizal [2] menggabungkan ARMA-GARCH dan *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) untuk menganalisis ketidakpastian kebijakan ekonomi global terhadap volatilitas rupiah. Penelitian tersebut memasukkan cadangan devisa, *BI-Rate*, indeks harga konsumen, dan VIX sebagai variabel kontrol. Hasilnya menunjukkan bahwa pengaruh faktor domestik dan global berbeda antara jangka pendek dan jangka panjang.

Kesenjangan yang menjadi fokus penelitian ini terletak pada penggabungan *BI-Rate,* M2, cadangan devisa, dan VIX untuk menjelaskan tingkat nilai tukar rupiah terhadap dolar AS dalam satu model dinamis. Magdalena et al. [3] memusatkan analisis pada *BI-Rate* dan M2, sedangkan Aisyah et al. [6] menelaah cadangan devisa, neraca pembayaran, dan jumlah uang beredar. Maharani & Rahmizal [2] telah memasukkan VIX, tetapi menggunakan volatilitas kurs sebagai variabel terikat dan ketidakpastian kebijakan ekonomi global sebagai variabel utama. Penelitian ini menempatkan VIX sebagai proksi risiko pasar global dan menggunakan logaritma kurs rupiah per dolar AS sebagai variabel terikat. Kontribusi penelitian ini terletak pada penilaian hubungan faktor moneter domestik dan risiko pasar global dengan tingkat kurs dalam satu kerangka dinamis, serta pembedaan respons jangka pendek dan hubungan jangka panjang. Penelitian ini bertujuan menganalisis pengaruh *BI-Rate*, M2, cadangan devisa, dan risiko pasar global terhadap nilai tukar rupiah dalam jangka pendek dan jangka panjang menggunakan pendekatan ARDL. Hasilnya memberikan bukti empiris untuk menilai hubungan kebijakan moneter, likuiditas domestik, cadangan devisa, dan risiko pasar global dengan pergerakan rupiah.

2. METODE

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan data runtut waktu bulanan untuk menganalisis hubungan *BI-Rate*, jumlah uang beredar dalam arti luas (M2), cadangan devisa, dan risiko pasar global dengan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat. Periode penelitian mencakup Januari 2023 hingga Juli 2026, dengan jumlah awal 43 observasi sebelum penyesuaian lag. Analisis menggunakan model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) untuk membedakan hubungan jangka pendek dan jangka panjang. Pendekatan ini memungkinkan pengujian hubungan level ketika variabel memiliki tingkat integrasi I(0), I(1), atau kombinasi keduanya, sepanjang tidak terdapat variabel I(2) [8]. Penggunaan ARDL dalam kajian rupiah juga dilakukan oleh Maharani & Rahmizal [2], meskipun penelitian tersebut berfokus pada volatilitas kurs.

Data dikumpulkan melalui teknik dokumentasi terhadap publikasi statistik dan seri historis variabel penelitian. Data jumlah uang beredar (M2) diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS). Data suku bunga kebijakan (BI Rate), kurs rupiah terhadap dolar Amerika Serikat berdasarkan Jakarta Interbank Spot Dollar Rate (JISDOR), dan cadangan devisa diperoleh dari Bank Indonesia (BI). Sementara itu, data VIX menggunakan seri CBOE Volatility Index (VIXCLS) yang diterbitkan Cboe dan diakses melalui *Federal Reserve Economic Data* (FRED). Seluruh data diselaraskan berdasarkan bulan pengamatan serta diperiksa kelengkapan dan konsistensi satuannya sebelum digunakan dalam estimasi. Definisi operasional variabel disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Definisi operasional variabel penelitian

Variabel	Simbol	Definisi operasional	Satuan dan bentuk
Nilai tukar rupiah	LN_KURS	Jumlah rupiah yang diperlukan untuk memperoleh satu dolar AS	Rupiah/USD, logaritma natural
Suku bunga kebijakan	BIRATE	Suku bunga kebijakan Bank Indonesia yang berlaku pada bulan pengamatan	Persen, tanpa logaritma
Jumlah uang beredar	LN_M2	Jumlah uang beredar dalam arti luas	Miliar rupiah, logaritma natural
Cadangan devisa	LN_CD	Posisi cadangan devisa Indonesia	miliar USD, logaritma natural
Risiko pasar global	VIX	Indeks VIX sebagai proksi risiko pasar global	Poin indeks, tanpa logaritma

Pengolahan data dilakukan menggunakan EViews. Tahap awal meliputi penyusunan data bulanan, pemeriksaan observasi yang hilang, dan transformasi logaritma natural pada kurs, M2, serta

cadangan devisa. BI-Rate dan VIX dipertahankan dalam bentuk asal. Selanjutnya, statistik deskriptif digunakan untuk menggambarkan nilai rata-rata, minimum, maksimum, dan simpangan baku setiap variabel. Karena kurs dinyatakan dalam rupiah per dolar AS, kenaikan LN_KURS menunjukkan depresiasi rupiah, sedangkan penurunannya menunjukkan apresiasi.

Model ARDL dalam bentuk level dituliskan dengan lag yang dapat berbeda untuk setiap variabel [10]. Notasi y_t menyatakan LN_KURS dan x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, x_{4t} masing-masing menyatakan BIRATE, LN_M2, LN_CD, dan VIX.

Secara umum, model ARDL dapat dituliskan sebagai berikut [8]

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{1i}\,\Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{2i}\,\Delta X_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{3i}\,\Delta X_{2,t-i} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{4i}\,\Delta X_{3,t-i} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{5i}\,\Delta X_{4,t-i}$$

$$+ \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \beta_4 X_{3,t-1} + \beta_5 X_{4,t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

Berdasarkan bentuk umum tersebut, maka model ARDL dalam penelitian ini disesuaikan dengan variabel penelitian sebagai berikut:

$$\Delta \ln KURS_t = \&\alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{1i}\,\Delta \ln KURS_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{2i}\,\Delta BIRATE_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{3i}\,\Delta \ln M2_{t-i}$$

$$+ \sum_{i=1}^{n} \alpha_{4i}\,\Delta \ln CD_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{5i}\,\Delta VIX_{t-i} + \beta_1 \ln KURS_{t-1} + \beta_2 BIRATE_{t-1}$$

$$+ \beta_3 \ln M2_{t-1} + \beta_4 \ln CD_{t-1} + \beta_5 VIX_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

Dalam persamaan tersebut, ln KURS merupakan logaritma natural kurs rupiah per dolar AS; BIRATE merupakan suku bunga kebijakan Bank Indonesia; ln M2 merupakan logaritma natural jumlah uang beredar dalam arti luas; ln CD merupakan logaritma natural cadangan devisa; dan VIX merupakan proksi risiko pasar global. Simbol Δ menunjukkan perubahan pertama, α_0 menunjukkan konstanta, serta α_{1i} hingga α_{5i} menunjukkan koefisien dinamika jangka pendek. Sementara itu, β_1 hingga β_5 merupakan koefisien variabel level tertunda yang membentuk hubungan jangka panjang. Simbol n menunjukkan panjang lag, i menunjukkan indeks lag, t menunjukkan bulan pengamatan, serta ε_t menunjukkan komponen galat.

Ketika hubungan level didukung, representasi koreksi kesalahan untuk model terpilih mengikuti komponen yang ditampilkan pada output ECM:

$$\Delta \ln KURS_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_{1i}\,\Delta \ln KURS_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{2i}\,\Delta BIRATE_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{3i}\,\Delta \ln M2_{t-i}$$

$$+ \sum_{i=0}^{n} \alpha_{4i}\,\Delta \ln CD_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{5i}\,\Delta VIX_{t-i} + \gamma ECT_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

ECT_{t-1} menyatakan penyimpangan terhadap hubungan level dengan penempatan konstanta dan variabel mengikuti parameterisasi EViews Case 2. Persamaan (2) merangkum komponen perubahan yang dilaporkan, bukan penetapan ulang lag VIX dalam hubungan level. Karena VIX memiliki lag nol, tidak adanya baris D(VIX) pada tabel ECM tidak digunakan untuk menyimpulkan bahwa seluruh respons jangka pendek VIX bernilai nol. Koefisien γ dibaca bersama hasil bounds test dan dinamika model.

Tahapan analisis diawali dengan statistik deskriptif untuk menggambarkan karakteristik masing-masing variabel. Selanjutnya, uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) dilakukan pada tingkat level dan

diferensiasi pertama untuk mengetahui tingkat integrasi data. Hipotesis nol dalam pengujian ini menyatakan bahwa seri memiliki akar unit. Apabila nilai probabilitas lebih kecil dari 0,05, hipotesis nol ditolak dan seri dinyatakan stasioner sesuai spesifikasi pengujian. Pemeriksaan ini menjadi dasar untuk memastikan kesesuaian tingkat integrasi variabel dengan pendekatan ARDL. Pengujian akar unit mengacu pada kerangka Dickey-Fuller [9].

Setelah pengujian stasioneritas, pemilihan lag optimum dilakukan berdasarkan *Akaike Information Criterion* (AIC), dengan batas maksimum empat lag untuk variabel dependen dan variabel independent. Model dengan nilai AIC terkecil dipilih dari alternatif spesifikasi yang diestimasi. Kriteria tersebut menyeimbangkan kecocokan model dan jumlah parameter [10].

Hubungan jangka panjang diuji menggunakan *bounds test* pada Case 2, yaitu *restricted constant and no trend*. Statistik F dibandingkan dengan batas bawah I(0) dan batas atas I(1) pada taraf 5%. Nilai F di atas batas atas mendukung penolakan hipotesis nol tidak adanya hubungan level [8]. Karena sampel efektif berjumlah 39, interpretasi juga menggunakan nilai kritis sampel terbatas n = 35 dan n = 40 yang ditampilkan EViews, sejalan dengan perhatian terhadap ukuran sampel kecil [11].

Apabila pengujian mendukung keberadaan kointegrasi, analisis dilanjutkan dengan estimasi hubungan jangka panjang dan dinamika jangka pendek melalui *Error Correction Model* (ECM). Komponen *Error Correction Term* ECT_{t-1} menunjukkan penyimpangan dari keseimbangan jangka panjang pada periode sebelumnya. Koefisien ECT yang negatif dan signifikan mendukung adanya mekanisme koreksi menuju keseimbangan, dengan tetap memperhatikan besaran koefisien serta stabilitas model. Jika kointegrasi tidak didukung, hasil estimasi tidak ditafsirkan sebagai hubungan keseimbangan jangka panjang.

Kelayakan residual diperiksa melalui uji Jarque-Bera, Breusch-Godfrey hingga lag kedua, dan Breusch-Pagan-Godfrey [12]. Stabilitas model diperiksa melalui CUSUM dan CUSUM of Squares pada batas kritis 5% [13]. Interpretasi membedakan koefisien jangka pendek dan jangka panjang serta menggunakan taraf signifikansi 5%. Kenaikan LN_KURS menunjukkan depresiasi rupiah, sedangkan penurunannya menunjukkan apresiasi. Hasil diinterpretasikan sebagai hubungan bersyarat dalam model, bukan bukti kausalitas struktural.

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

3.1 Statistik Deskriptif

Penelitian ini menggunakan 43 observasi bulanan selama Januari 2023 hingga Juli 2026. Statistik deskriptif pada Tabel 2 menunjukkan karakteristik variabel sebelum transformasi logaritma. Kurs memiliki rata-rata Rp16.128,65 per dolar AS, dengan nilai minimum Rp14.661,00 dan maksimum Rp18.058,00. Karena kurs dinyatakan dalam rupiah per dolar AS, nilai yang lebih tinggi menunjukkan pelemahan rupiah. BI-Rate berada pada kisaran 4,75% hingga 6,25%, sedangkan VIX berada pada kisaran 12,67 hingga 31,97. Rentang tersebut menunjukkan variasi kondisi moneter domestik dan risiko pasar global selama periode pengamatan.

Tabel 2. Statistik deskriptif variabel penelitian

Variabel	Rata-rata	Minimum	Maksimum	Simpangan baku
KURS	16.128,65	14.661,00	18.058,00	827,6146
BIRATE	5,627907	4,750000	6,250000	0,498128
M2	9.206.555	8.271.838	10.432.757	682.991,9
CD	146,2752	133,1400	157,1000	6,585975
VIX	17,41767	12,67000	31,97000	3,599320

Sumber: Hasil pengolahan data menggunakan Eviews 12
Catatan: N = 43. KURS dalam rupiah/USD; BIRATE dalam persen; M2 dalam miliar rupiah; CD dalam miliar USD; VIX dalam poin indeks.

3.2 Uji Stasioneritas

Hasil uji *Augmented Dickey-Fuller* pada Tabel 3 menunjukkan bahwa LN_KURS, BIRATE, LN_M2, dan LN_CD tidak stasioner pada tingkat level, tetapi stasioner setelah diferensiasi pertama. Sementara itu, VIX sudah stasioner pada tingkat level. Kombinasi variabel I(0) dan I(1), tanpa indikasi variabel I(2) berdasarkan pengujian tersebut, mendukung penggunaan pendekatan ARDL.

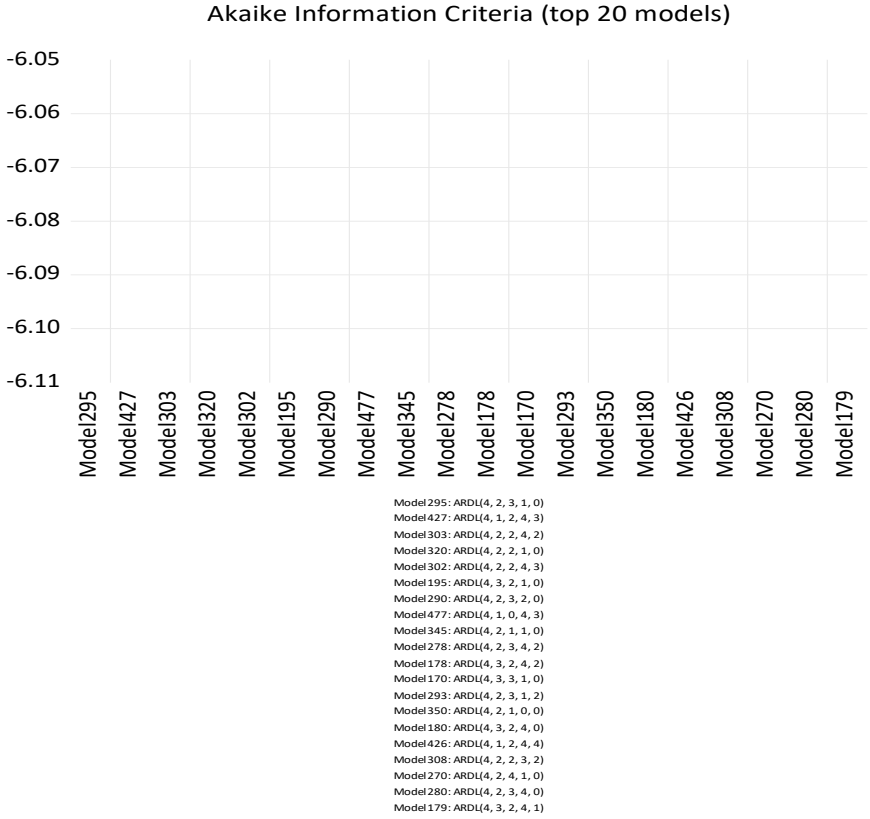
Tabel 3. Hasil uji stasioneritas ADF

Variabel	Statistik ADF level	Probabilitas	Statistik ADF diferensiasi pertama	Probabilitas	Orde integrasi
LN_KURS	−0,346999	0,9088	−5,735763	0,0000	I(1)
BIRATE	−1,476245	0,5355	−4,210377	0,0019	I(1)
LN_M2	1,037512	0,9962	−7,273857	0,0000	I(1)
LN_CD	−1,701182	0,4234	−5,119011	0,0001	I(1)
VIX	−3,640558	0,0089	−7,361129	0,0000	I(0)

Sumber: Hasil pengolahan data menggunakan Eviews 12
Catatan: probabilitas 0,0000 merupakan pembulatan perangkat lunak, bukan probabilitas yang tepat sama dengan nol.

3.3 Pemilihan Lag Optimum

Pemilihan lag optimum dilakukan menggunakan *Akaike Information Criterion* (AIC), dengan batas maksimum empat lag untuk variabel dependen dan variabel penjelas. model ARDL(4, 2, 3, 1, 0) terpilih berdasarkan nilai AIC terbesar. Spesifikasi tersebut mencakup empat lag LN_KURS, dua lag BIRATE, tiga lag LN_M2, satu lag LN_CD, serta VIX tanpa lag. Setelah penyesuaian lag, estimasi menggunakan 39 observasi bulanan selama Mei 2023 hingga Juli 2026. Model terpilih selanjutnya digunakan untuk menguji hubungan jangka panjang dan mengestimasi dinamika jangka pendek.



Sumber: Hasil pengolahan data menggunakan Eviews 12
Gambar 1.Uji Lag Optimum

3.4 Uji Kointegrasi

Pengujian kointegrasi menggunakan *bounds test* pada spesifikasi *restricted constant and no trend*, dengan 39 observasi efektif setelah penyesuaian lag. Tabel 4 menunjukkan bahwa statistik F sebesar 5,787435 melampaui batas atas I(1) pada taraf signifikansi 5%, baik menggunakan acuan sampel n = 40 maupun n = 35. Hasil tersebut menolak hipotesis nol tidak adanya hubungan level dan mendukung keberadaan hubungan jangka panjang dalam model.

Tabel 4. Hasil bounds test

Acuan sampel	Statistik F	Batas bawah I(0)	Batas atas I(1)	Keputusan
n = 40	5,787435	2,893	4,000	Menolak H_0
n = 35	5,787435	2,947	4,088	Menolak H_0

Sumber: Hasil pengolahan data menggunakan Eviews 12
Catatan: jumlah observasi efektif adalah 39. Nilai n = 35 dan n = 40 merupakan acuan nilai kritis sampel terbatas, bukan dua sampel estimasi. H_0 menyatakan tidak terdapat hubungan level.

3.5 Hasil Estimasi Jangka Pendek

Estimasi jangka pendek pada Tabel 5 menunjukkan bahwa perubahan kurs berkaitan dengan perubahan kurs pada tiga bulan sebelumnya. Seluruh koefisien lag perubahan kurs bernilai positif dan signifikan pada taraf 5%. Hasil ini menunjukkan adanya dinamika antarwaktu dalam penyesuaian nilai tukar setelah memperhitungkan variabel lain dalam model.

Tabel 5. Hasil estimasi jangka pendek

Variabel	Koefisien	t-Statistik	Probabilitas
D(LN_KURS(−1))	0,626167	4,560368	0,0001
D(LN_KURS(−2))	0,396217	3,312455	0,0029
D(LN_KURS(−3))	0,444501	3,838964	0,0008
D(BIRATE)	0,022730	2,149961	0,0418
D(BIRATE(−1))	−0,042940	−3,674416	0,0012
D(LN_M2)	0,646906	3,937289	0,0006
D(LN_M2(−1))	0,425700	2,851323	0,0088
D(LN_M2(−2))	0,313023	1,979828	0,0593
D(LN_CD)	−0,395186	−5,356467	0,0000
CointEq(−1)	−1,029138	−6,477569	0,0000

Sumber: Hasil pengolahan data menggunakan Eviews 12
Catatan: D menunjukkan diferensiasi pertama. Probabilitas ECT dilaporkan sesuai output dan ditafsirkan bersama pengujian kointegrasi.

Perubahan *BI-Rate* pada bulan berjalan memiliki koefisien positif sebesar 0,022730 dan signifikan. Secara pendekatan, kenaikan *BI-Rate* sebesar 1% berkaitan dengan kenaikan kurs sekitar 2,27%, dengan faktor lain tetap. Sebaliknya, perubahan BI-Rate satu bulan sebelumnya memiliki koefisien negatif sebesar -0,042940 dan signifikan. Perbedaan tanda menunjukkan bahwa hubungan suku bunga dengan kurs berubah menurut jeda waktu. Koefisien tersebut menggambarkan komponen respons dinamis, bukan keseluruhan dampak kebijakan suku bunga.

Koefisien positif pada bulan berjalan sejalan dengan Hakim & Aji [14], karena keduanya menunjukkan bahwa kenaikan BI-Rate berkaitan dengan kenaikan kurs dalam jangka pendek. Kesamaan arah ini dapat mencerminkan bahwa suku bunga kebijakan juga bergerak sebagai respons terhadap tekanan nilai tukar, sehingga koefisien positif tidak otomatis berarti kenaikan suku bunga

menyebabkan pelemahan rupiah. Sebaliknya, hasil ini berbeda dari Adnan [15], yang menemukan hubungan negatif dan tidak signifikan. Perbedaan tersebut bukan sekadar pertentangan angka, hasil yang berbeda dapat muncul karena periode sampel, variabel kontrol, spesifikasi model, atau jeda respons yang digunakan tidak sama. Kerangka penyesuaian pasar aset dan harga barang dari Dornbusch [16] memberi konteks untuk membedakan respons antarhorizon, tetapi hasil ini sendiri tidak membuktikan mekanisme overshooting.

Perubahan M2 pada bulan berjalan memiliki koefisien positif sebesar 0,646906. Kenaikan M2 sebesar 1% berkaitan dengan kenaikan kurs sekitar 0,647% dalam jangka pendek. Perubahan M2 satu bulan sebelumnya juga signifikan, sedangkan perubahan pada lag kedua tidak signifikan pada taraf 5%. Sementara itu, perubahan cadangan devisa memiliki koefisien negatif sebesar -0,395186. Artinya, kenaikan cadangan devisa sebesar 1% berkaitan dengan penurunan kurs sekitar 0,395%, yang mencerminkan penguatan rupiah. Hasil tersebut sejalan dengan Ritonga [17], yang menemukan pengaruh positif dan signifikan jumlah uang beredar terhadap kurs dalam jangka pendek. Kesamaan arah dan signifikansi itu mendukung interpretasi bahwa perubahan likuiditas dapat tercermin pada kurs dalam waktu relatif dekat. Rahayu [18] juga melaporkan bahwa pengaruh jumlah uang beredar dapat berbeda antar-lag, sehingga pola signifikansi yang berubah menurut jeda waktu dalam penelitian ini masih masuk akal secara dinamis.

Koefisien koreksi kesalahan sebesar -1,029138 menunjukkan respons yang berlawanan arah dengan penyimpangan keseimbangan periode sebelumnya. Nilai absolut yang sedikit melebihi satu mengindikasikan kemungkinan penyesuaian yang melampaui keseimbangan atau *overshooting*. Namun, keberadaan beberapa lag perubahan kurs membuat kecepatan penyesuaian tidak dapat disimpulkan hanya dari koefisien tersebut. Sebagai pembanding, Annisa & Yuliawan [19] melaporkan ECT negatif dan signifikan sebesar -0,314825. Kesamaan tanda mendukung adanya mekanisme koreksi, sedangkan perbedaan besaran menunjukkan kecepatan penyesuaian yang dapat berbeda antar model.Penilaian konvergensi tetap memerlukan pemeriksaan dinamika dan stabilitas model secara keseluruhan.

Perbedaan tanda koefisien BI-Rate antarwaktu menunjukkan bahwa respons bulan berjalan tidak mewakili seluruh penyesuaian. Kerangka penyesuaian pasar aset dan harga barang Dornbusch [16] memberi dasar untuk membedakan horizon tersebut, tetapi koefisien ECT yang melewati -1 bukan pengujian langsung teori *overshooting Dornbusch*. Hubungan positif perubahan M2 konsisten dengan saluran moneter [20]. Berbeda dari hasil M2 jangka pendek yang dilaporkan Magdalena et., al [3], penelitian ini menemukan signifikansi pada bulan berjalan dan lag pertama, perbedaan periode dan spesifikasi membatasi penyamaan hasil.

3.6 Hasil Estimasi Jangka Panjang

Hasil estimasi pada Tabel 6 menunjukkan bahwa BI-Rate dan M2 memiliki hubungan positif dan signifikan dengan kurs dalam jangka panjang. Cadangan devisa memiliki hubungan negatif dan signifikan, sedangkan VIX tidak signifikan pada taraf 5%.

Tabel 6. Hasil estimasi jangka panjang

Variabel	Koefisien	Statistik t	Probabilitas
BIRATE	0,028513	5,020868	0,0000
LN_M2	0,805926	14,47635	0,0000
LN_CD	−0,199122	−2,798209	0,0100
VIX	0,0000454	0,077397	0,9389
Konstanta	−2,412059	−3,392362	0,0024

Sumber: Hasil pengolahan data menggunakan Eviews 12

BI-Rate memiliki koefisien sebesar 0,028513. Berdasarkan pendekatan semilogaritma, kenaikan BI-Rate sebesar 1% berkaitan dengan kenaikan kurs sekitar 2,85% dalam jangka panjang. Hubungan positif ini belum membuktikan bahwa kenaikan suku bunga menyebabkan depresiasi rupiah. Salah satu kemungkinan penjelasannya adalah respons kebijakan terhadap tekanan kurs, ketika kenaikan suku bunga berlangsung bersamaan dengan pelemahan rupiah. Mekanisme tersebut belum diuji secara terpisah dalam penelitian ini. Temuan signifikansi suku bunga sejalan dengan Ansar et al [4] , meskipun kesamaan tersebut tidak otomatis menunjukkan kesamaan arah dan besaran pengaruh.

Arah positif BI-Rate juga sejalan dengan temuan [5], yang membahas kemungkinan respons suku bunga terhadap tekanan depresiasi. Perbandingan tersebut mendukung relevansi penjelasan respons kebijakan, tetapi tidak membuktikan bahwa mekanisme yang sama telah diidentifikasi oleh model ini. Sebaliknya, Adnan [15] menemukan hubungan negatif dan signifikan, sedangkan Rahayu [18] tidak menemukan pengaruh jangka panjang yang signifikan. Hasil Adnan [15] benar-benar berbeda dari sisi arah koefisien, sedangkan hasil Rahayu [18] terutama berbeda dari sisi kekuatan bukti statistik. Perbedaan ini dapat terjadi karena respons suku bunga terhadap tekanan kurs, kondisi inflasi, rentang waktu pengamatan, serta variabel kontrol berbeda antarmodel. Dengan demikian, temuan penelitian ini menunjukkan hubungan positif jangka panjang dalam sampel yang dianalisis, bukan hukum yang selalu berlaku pada setiap periode.

M2 memiliki koefisien sebesar 0,805926. Kenaikan M2 sebesar 1% berkaitan dengan kenaikan kurs sekitar 0,806% dalam jangka panjang. Arah hubungan ini konsisten dengan penjelasan moneter bahwa peningkatan pasokan uang yang tidak diimbangi permintaan uang dapat menekan nilai mata uang domestik. Namun, model ini belum menguji saluran harga dan permintaan uang secara langsung. Hasil ini mendukung penelitian Hakim & Aji [14] yang melaporkan hubungan positif M2 dengan kurs. Namun, hasil tersebut berbeda dengan Ansar et al., [4], yang menemukan bahwa jumlah uang beredar tidak signifikan terhadap nilai tukar. Perbedaan periode pengamatan, frekuensi data, dan spesifikasi model dapat menjadi kemungkinan penjelasan atas perbedaan temuan tersebut.

Cadangan devisa memiliki koefisien sebesar -0,199122. Kenaikan cadangan devisa sebesar 1% berkaitan dengan penurunan kurs sekitar 0,199% dalam jangka panjang. Secara ekonomi, cadangan devisa dapat mendukung pemenuhan kebutuhan valuta asing dan memperkuat kepercayaan terhadap ketahanan eksternal. Arah negatif yang muncul dalam jangka pendek maupun jangka panjang menunjukkan konsistensi hubungan cadangan devisa dengan penguatan rupiah pada model ini. Namun, hasil tersebut belum mengidentifikasi saluran pengaruh secara langsung maupun menyingkirkan kemungkinan hubungan timbal balik antara kurs dan cadangan devisa.

Perbandingan cadangan devisa perlu membedakan hubungan koefisien dari kausalitas Granger. Aisyah et al., [6] tidak menemukan hubungan kausal antara cadangan devisa dan kurs dalam pengujian mereka, sementara model ini menunjukkan koefisien cadangan devisa yang signifikan. Kedua hasil tidak dapat dinyatakan bertentangan secara langsung karena menguji pertanyaan dan spesifikasi yang berbeda. Temuan kausalitas dari kurs menuju cadangan devisa dalam Sihotang [7] juga mengingatkan bahwa hubungan timbal balik perlu dipertimbangkan

VIX memiliki probabilitas sebesar 0,9389 sehingga penelitian ini belum menemukan bukti statistik mengenai hubungan jangka panjang VIX dengan tingkat kurs. Temuan tersebut berbeda dengan Maharani & Rahmizal [2], yang menemukan bahwa VIX signifikan terhadap volatilitas rupiah dalam jangka panjang. Perbedaan ini perlu dipahami berdasarkan variabel terikat: penelitian tersebut mengukur volatilitas, sedangkan penelitian ini mengukur tingkat kurs. Risiko global dapat berkaitan dengan besarnya fluktuasi tanpa menghasilkan hubungan yang sama terhadap tingkat kurs. Oleh karena itu, ketidaksignifikanan VIX dalam model ini tidak dapat diartikan sebagai ketiadaan peran risiko global terhadap rupiah.

3.7 Uji Diagnostik

Pengujian diagnostik meliputi normalitas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas residual. Tabel 7 menunjukkan bahwa seluruh probabilitas pengujian lebih besar dari 0,05. Dengan demikian, pengujian tidak menolak hipotesis nol normalitas residual, tidak adanya autokorelasi hingga lag kedua, dan homoskedastisitas pada taraf signifikansi 5%.

Tabel 7. Hasil uji diagnostik residual

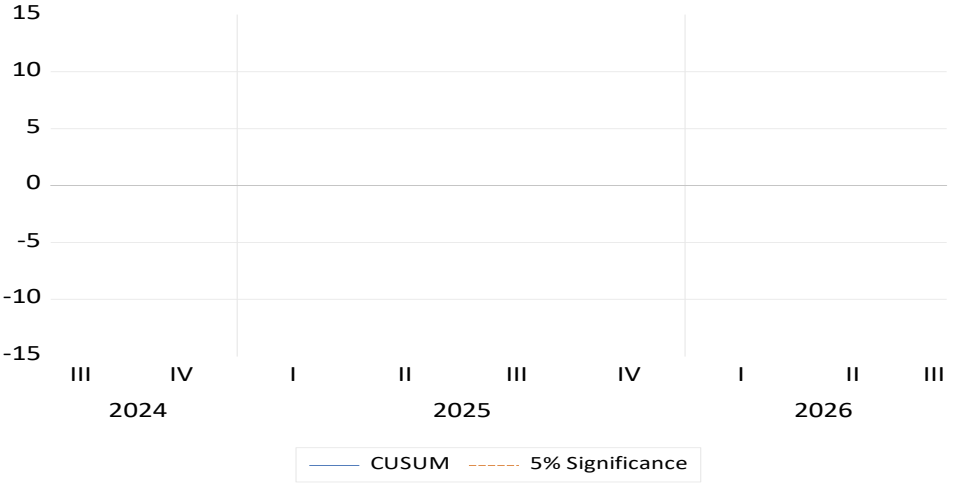
Pengujian	Statistik uji	Probabilitas	Keputusan pada taraf 5%
Jarque–Bera	1,698079	0,427826	Tidak menolak H_0 normalitas residual
Breusch–Godfrey	3,308708	0,1912	Tidak menolak H_0 tidak ada autokorelasi
Breusch–Pagan–Godfrey	11,00153	0,6859	Tidak menolak H_0 homoskedastisitas

Sumber: Hasil pengolahan data menggunakan Eviews 12
*Catatan: statistik normalitas adalah Jarque–Bera; statistik Breusch–Godfrey dan Breusch–Pagan–Godfrey adalah Obs*R-squared. Uji autokorelasi mencakup hingga lag kedua.*

Uji Jarque–Bera menghasilkan statistik sebesar 1,698079 dengan probabilitas 0,427826. Hasil ini menunjukkan bahwa pengujian tidak menemukan penyimpangan yang signifikan dari distribusi normal pada residual model. Uji Breusch–Godfrey menghasilkan probabilitas 0,1912 sehingga tidak ditemukan bukti autokorelasi residual hingga lag kedua. Sementara itu, probabilitas Breusch-Pagan-Godfrey sebesar 0,6859 menunjukkan bahwa pengujian tidak menemukan bukti heteroskedastisitas. Ketiga hasil tersebut mendukung kecukupan model pada aspek residual yang diuji.

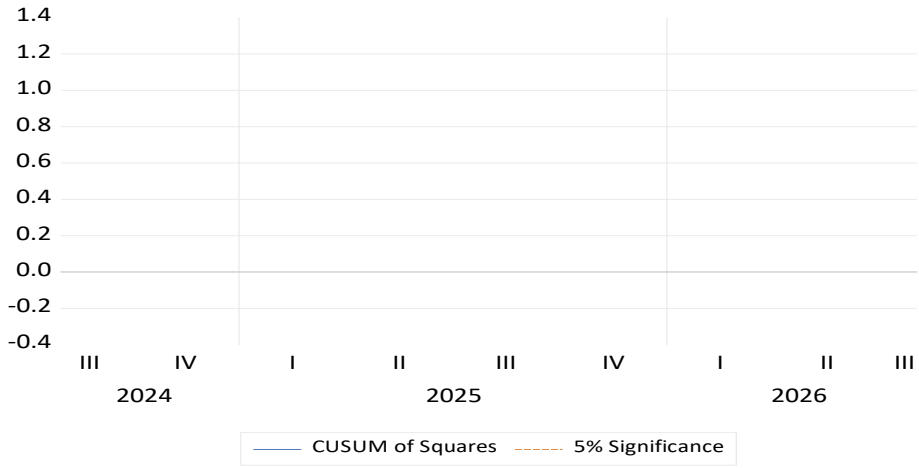
3.8 Uji Stabilitas model

Stabilitas model diperiksa melalui uji *Cumulative Sum* (CUSUM) dan *Cumulative Sum of Squares* (CUSUM of Squares). Gambar 2 menunjukkan bahwa kurva CUSUM tetap berada di antara batas kritis 5% sepanjang rentang pengujian. Hasil ini tidak memberikan indikasi ketidakstabilan parameter berdasarkan uji CUSUM.



Sumber: Hasil pengolahan data menggunakan Eviews 12
Gambar 2. Hasil uji stabilitas CUSUM

Hasil CUSUM of Squares pada Gambar 3 juga menunjukkan bahwa kurva tetap berada di antara batas kritis 5%. Meskipun kurva meningkat selama rentang pengujian, pergerakannya tidak melewati batas kritis. Dengan demikian, uji CUSUM of Squares tidak memberikan indikasi ketidakstabilan model. Kedua pengujian tersebut mendukung kestabilan model ARDL(4, 2, 3, 1, 0) selama rentang pengujian.



Sumber: Hasil pengolahan data menggunakan Eviews 12

Gambar 3. Hasil uji stabilitas CUSUM of Squares

Hasil diagnostik dan pengujian stabilitas mendukung penggunaan model untuk membahas hubungan antarvariabel dalam periode penelitian. Meskipun demikian, interpretasi tetap perlu mempertimbangkan jumlah observasi efektif yang terbatas, yaitu 39 observasi. Hubungan jangka panjang yang diperoleh merupakan hasil estimasi berdasarkan periode penelitian, sehingga penerapannya pada periode lain memerlukan pengujian lebih lanjut.

4. KESIMPULAN

Model ARDL(4, 2, 3, 1, 0) mendukung keberadaan hubungan jangka panjang antara kurs rupiah dan variabel penjelas dalam periode penelitian. BI-Rate dan M2 berhubungan positif dan signifikan dengan kurs, sedangkan cadangan devisa berhubungan negatif dan signifikan. Hubungan jangka panjang VIX tidak signifikan. Dalam jangka pendek, hubungan BI-Rate berbeda menurut lag; perubahan M2 bulan berjalan dan lag pertama berhubungan positif, sedangkan perubahan cadangan devisa berhubungan negatif. Koefisien koreksi kesalahan mengindikasikan penyesuaian terhadap penyimpangan keseimbangan, dengan dinamika yang tidak dapat diringkas sebagai penyelesaian penyesuaian dalam satu bulan. Pengujian residual dan stabilitas mendukung kecukupan model pada aspek yang diperiksa. Temuan ini menegaskan relevansi pemantauan likuiditas domestik dan posisi cadangan devisa dalam analisis kurs, tetapi tidak memberikan dasar untuk menyimpulkan bahwa kenaikan BI-Rate menyebabkan depresiasi. Generalisasi dibatasi oleh 39 observasi efektif dan spesifikasi yang digunakan.

REFERENSI

[1] D. T. Utami and F. S. Islami, "Pengaruh variabel-variabel makro terhadap nilai tukar rupiah," *Dialekt. J. Ekon. dan Ilmu Sos.*, vol. 6, no. 2, pp. 134–146, 2021, doi: 10.36636/dialektika.v6i2.831.

[2] H. Maharani and M. Rahmizal, "Pengaruh ketidakpastian kebijakan ekonomi global terhadap volatilitas nilai tukar rupiah," *Media Ris. Ekon. Pembang.*, vol. 3, no. 4, 2026.

[3] F. Magdalena, A. Widayatsari, and Darmayuda, "Analisis pengaruh BI Rate dan jumlah uang beredar (M2) terhadap kurs dolar AS atas rupiah di Indonesia tahun 2005-2021," *JIP (Jurnal Ind. dan Perkotaan)*, vol. 19, no. 1, pp. 86–92, 2023, doi: 10.31258/jip.19.1.86-92.

[4] R. F. Ansar, N. Muhajra, and E. Z. Solikahan, "Analisis pengaruh inflasi, suku bunga dan jumlah uang beredar terhadap nilai tukar," *JAMBURA J. Ilm. Manaj. dan Bisnis*, vol. 7, no. 2, pp. 772–779, 2024, doi: 10.37479/jimb.v7i2.27466.

[5] I. Susanti and S. Amar, "Pengaruh BI Rate, inflasi, dan jumlah uang beredar terhadap Rupiah pada era digital payment di Indonesia," *Media Ris. Ekon. Pembang.*, vol. 3, no. 2, pp. 127–135, 2026, [Online]. Available: https://medrep.ppj.unp.ac.id/index.php/MedREP/login

[6] D. N. Aisyah, D. Pratomo, O. Supriyaningsih, and A. R. Setyanto, "Pengaruh cadangan devisa , neraca pembayaran , dan jumlah uang beredar terhadap tren nilai tukar rupiah," vol. 4, no. 2, pp. 212–224, 2024.
[7] G. S. Sitohang and J. Suharianto, "Analisis hubungan kausalitas cadangan devisa, kurs, dan BI Rate di Indonesia: Pendekatan Granger causality test," *Econ. J. Ekon. dan Bisnis*, vol. 3, no. 2, pp. 9–17, 2026, doi: 10.63545/economist.v3i2.226.
[8] M. H. Pesaran, Y. Shin, and R. J. Smith, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *J. Appl. Econom.*, vol. 16, no. 3, pp. 289–326, 2001, doi: 10.1002/jae.616.
[9] D. A. D. dan W. A. Fuller, "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root," *J. Am. Stat. Assoc.*, vol. 74, no. 366, pp. 427–431, 1979, doi: 10.1080/01621459.1979.10482531.
[10] H. Akaike, "A new look at the statistical model identification," *IEEE Trans. Automat. Contr.*, vol. 19, no. 6, pp. 716–723, 1974, doi: 10.1109/TAC.1974.1100705.
[11] P. K. Narayan, "The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests," *Appl. Econ.*, vol. 37, no. 17, pp. 1979–1990, 2005, doi: 10.1080/00036840500278103.
[12] D. N. Gujarati and D. C. Porter, *Basic Econometrics*, 5th edition. McGraw-Hill Education, 2009.
[13] E. R. L. Brown, J. Durbin, "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time," *J. R. Stat. Soc. Ser. B*, vol. 7, no. 2, pp. 149–163, 1975, doi: 10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x.
[14] Y. R. Hakim and T. S. Aji, "Factors Affecting the Exchange Rate of the Indonesian Rupiah Against the United States Dollar : January 2013 - December 2023," vol. 4, no. 5, pp. 2043–2062, 2025.
[15] L. A. Muhammad Adnan, Tajul 'Ula, "Analisis Nilai Tukar Rupiah Di Indonesia," *JIBES J. Ilm. Basis Ekon. dan Bisnis*, vol. 3, no. 1, pp. 66–78, 2024, doi: 10.22373/jibes.v3i1.4948.
[16] R. Dornbusch, "Expectations and exchange rate dynamics," *J. Polit. Econ.*, vol. 84, no. 6, pp. 1161–1176, 1976, doi: 10.1086/260506.
[17] N. T. Raja Rian Ritonga, Hijri Juliansyah, Murtala, "Faktor-faktor yang memengaruhi kurs rupiah," *J. Ekon. Pertan. Unimal E-ISSN*, vol. 08, no. 02, pp. 51–63, 2025, doi: 10.29103/jepu.v8i2.2611952.
[18] S. Rahayu, "Exchange Rate and Covid-19 Pandemic: The Empirical Evidence from Indonesia," *Indones. J. Dev. Econ.*, vol. 6, no. 2, pp. 232–243, 2023, doi: 10.15294/efficient.v6i2.59842.
[19] E. Annisa and D. Yuliawan, "Rupiah Exchange Rate Dynamics : Evidence From Tourism , Monetary Factors , And Oil Price Volatility," *JIEM J. Informatic, Educ. Manag.*, vol. 8, no. 2, pp. 475–488, 2026, doi: 10.61992/jiem.v8i2.
[20] J. A. Frenkel, "A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence," *Scand. J. Econ.*, vol. 78, no. 2, pp. 200–224, 1976.