



Pengaruh Nilai Tukar dan Suku Bunga Riil Amerika Serikat terhadap Utang Luar Negeri Indonesia Periode 2000–2024: Pendekatan *Error Correction Model*

Geby Natalia Butarbutar, Anisa Nur Shafana, Ibtisaam Ashiil Zidane Nasution, Rut Natal Ria Tarihoran, Sri Zalfa Avrilya, Vivian Ester Panggabean

Departemen Ilmu Ekonomi, Fakultas Ekonomi, Universitas Negeri Medan

gebynatalia.7243240033@mhs.unimed.ac.id, anisa.7243540006@mhs.unimed.ac.id, zidanenasution144@gmail.com,
rutnatalria200@gmail.com, srizalfa.7241240002@mhs.unimed.ac.id, vivianpanggabean@gmail.com

Abstrak

Utang luar negeri (ULN) Indonesia yang berdenominasi valuta asing membuat perekonomian rentan terhadap pelemahan rupiah dan perubahan kondisi keuangan Amerika Serikat (AS). Penelitian ini bertujuan menganalisis pengaruh nilai tukar dan suku bunga riil AS terhadap ULN Indonesia dalam jangka panjang dan jangka pendek. Metode yang digunakan adalah kuantitatif dengan data tahunan 2000–2024 dari World Bank dan Federal Reserve Economic Data (FRED). Analisis memakai Error Correction Model (ECM) Engle–Granger, diawali uji akar unit ADF yang menyamakan orde integrasi seluruh variabel pada second difference, uji kointegrasi, serta uji asumsi klasik. Hasil penelitian menunjukkan bahwa nilai tukar berpengaruh positif dan signifikan terhadap ULN, sedangkan suku bunga riil AS berpengaruh negatif dan signifikan, baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek. Uji Engle–Granger mengindikasikan adanya kointegrasi pada taraf 5 persen, dan koefisien error correction term yang negatif serta signifikan menandakan penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang. Dapat disimpulkan bahwa nilai tukar dan suku bunga riil AS merupakan faktor eksternal penting dalam pergerakan ULN Indonesia. Kebaruan penelitian ini terletak pada penggunaan suku bunga riil AS yang memperhitungkan ekspektasi inflasi sebagai variabel eksternal, sedangkan studi terdahulu umumnya memakai suku bunga nominal atau domestik. Pengelolaan ULN perlu disertai upaya menjaga stabilitas nilai tukar dan mengantisipasi arah kebijakan moneter AS.

Kata kunci: Nilai Tukar, Suku Bunga Riil AS, Utang Luar Negeri, Error Correction Model, Kointegrasi

Abstrak

Indonesia's foreign debt denominated in foreign currencies makes the economy vulnerable to rupiah depreciation and changes in United States financial conditions. This study aims to analyze the effect of the exchange rate and the US real interest rate on Indonesia's foreign debt in the long run and short run. The method used is quantitative with annual data from 2000–2024 sourced from the World Bank and Federal Reserve Economic Data. The analysis employs the Engle–Granger Error Correction Model, preceded by an Augmented Dickey–Fuller unit root test that equates the integration order of all variables at the second difference, cointegration tests, and classical assumption tests. The results show that the exchange rate has a positive and significant effect on foreign debt, whereas the US real interest rate has a negative and significant effect, both in the long run and short run. The Engle–Granger test indicates cointegration at the 5 percent level, and the negative and significant error correction term coefficient signifies adjustment toward long-run equilibrium. It can be concluded that the exchange rate and the US real interest rate are important external factors in Indonesia's foreign debt movements. The novelty of this study lies in using the US real interest rate which accounts for inflation expectations as an external variable, whereas previous studies generally used nominal or domestic interest rates. Foreign debt management needs to be accompanied by efforts to maintain exchange rate stability and anticipate the direction of US monetary policy.

Keywords: Exchange Rate, US Real Interest Rate, Foreign Debt, Error Correction Model, Cointegration

1. Pendahuluan

Utang luar negeri (ULN) masih menjadi salah satu sumber pembiayaan pembangunan yang penting bagi pemerintah dan sektor swasta di Indonesia. Menurut data World Bank (2026a), total stok ULN Indonesia

mencapai US\$421,06 miliar pada tahun 2024, yang mencakup utang jangka panjang sektor publik dan swasta, kredit Dana Moneter Internasional (IMF), serta utang jangka pendek. Bank Indonesia (2026) menilai struktur ULN masih sehat, tercermin dari rasio terhadap produk domestik bruto (PDB) sebesar 29,9 persen dan pangsa utang jangka panjang sebesar 85,7 persen pada triwulan IV 2025. Namun, penilaian berbasis rasio tersebut belum sepenuhnya menggambarkan kerentanan ULN, sebab sebagian besar ULN Indonesia berdenominasi valuta asing, terutama dolar Amerika Serikat (AS), sehingga nilainya sangat dipengaruhi oleh kondisi keuangan global (Afriana et al., 2025).

Salah satu sumber kerentanan tersebut adalah nilai tukar. Ketika utang berdenominasi dolar sementara pendapatan peminjam dalam rupiah, depresiasi rupiah memperberat beban pembayaran pokok dan bunga serta menggerus kekayaan bersih peminjam (Afriana et al., 2025; Céspedes et al., 2000). Pengalaman krisis Asia menunjukkan bahwa depresiasi riil yang tajam pada perekonomian dengan utang berdenominasi dolar dapat memicu kesulitan pembayaran utang dan menaikkan premi risiko (Céspedes et al., 2000). Dengan demikian, pergerakan nilai tukar secara teoretis berkaitan erat dengan perkembangan ULN Indonesia.

Selain nilai tukar, kebijakan moneter AS juga menjadi faktor eksternal yang memengaruhi pembiayaan negara berkembang. Calvo et al. (1993) menjelaskan bahwa suku bunga di negara maju merupakan faktor pendorong (*push*) arus modal ke negara berkembang, sedangkan Rey (2015) menegaskan bahwa siklus keuangan global dibentuk oleh kebijakan moneter negara pusat sehingga memengaruhi kondisi pembiayaan negara lain. Kenaikan suku bunga riil AS membuat aset berdenominasi dolar lebih menarik, mendorong modal keluar dari Indonesia, dan menekan nilai tukar rupiah. Pada saat yang sama, kenaikan tersebut memperbesar biaya pinjaman luar negeri sehingga dapat menahan permintaan terhadap ULN baru. Jalur biaya pinjaman dan menyusutnya arus pembiayaan global ke negara berkembang ini mendukung dugaan bahwa suku bunga riil AS berpengaruh negatif terhadap ULN, sehingga dugaan tersebut perlu dibuktikan secara empiris. Dalam penelitian ini, suku bunga riil AS yang digunakan adalah suku bunga riil tenor 10 tahun yang diestimasi oleh Federal Reserve Bank of Cleveland (2026) dengan memperhitungkan ekspektasi inflasi, sehingga lebih mencerminkan biaya pembiayaan dan imbal hasil yang sesungguhnya dihadapi kreditur dan investor.

Penelitian terdahulu mengenai determinan ULN Indonesia menunjukkan hasil yang belum seragam. Pengaruh positif nilai tukar terhadap ULN ditemukan oleh Afandi (2022), Paputungan et al. (2025), serta Putra dan Kurniasih (2026), sedangkan Devi et al. (2020) menemukan pengaruh negatif yang dijelaskan melalui peningkatan ekspor akibat depresiasi. Pada sisi suku bunga luar negeri, Fadli et al. (2024) menemukan bahwa *Federal Funds Rate* hanya berpengaruh negatif dan signifikan dalam jangka pendek dan tidak signifikan dalam jangka panjang, sementara Kasmianti et al. (2022) tidak menemukan pengaruh signifikan suku bunga luar negeri dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Penelitian lain menggunakan suku bunga domestik, yaitu suku bunga dalam negeri (Devi et al., 2020) dan BI Rate (Putra & Kurniasih, 2026), sehingga tidak menangkap pengaruh kondisi keuangan AS secara langsung.

Meskipun demikian, masih terdapat kesenjangan penelitian yang perlu dikaji lebih lanjut. Sebagian besar penelitian terdahulu menggunakan suku bunga nominal atau suku bunga domestik, dan dalam penelitian yang ditelaah penulis belum ada yang menguji suku bunga riil AS terhadap ULN Indonesia. Padahal, karena ULN Indonesia didominasi utang jangka panjang, suku bunga riil jangka panjang dinilai lebih sesuai dengan horizon keputusan pembiayaan dibandingkan suku bunga kebijakan jangka pendek. Selain itu, rentang data penelitian terdahulu berbeda-beda, misalnya 1998–2017 pada Devi et al. (2020) dan 2005–2022 pada Fadli et al. (2024), dan temuan mengenai suku bunga luar negeri saling bertentangan antara jangka pendek dan jangka panjang. Kondisi ini menunjukkan bahwa arah dan signifikansi pengaruh nilai tukar dan suku bunga riil AS terhadap ULN Indonesia belum jelas, terutama pada periode yang lebih panjang dan mencakup dinamika terbaru.

Berdasarkan kesenjangan tersebut, penelitian ini bertujuan untuk menganalisis pengaruh nilai tukar dan suku bunga riil AS terhadap ULN Indonesia dalam jangka panjang dan jangka pendek pada periode 2000–2024 dengan pendekatan *Error Correction Model* (ECM) Engle–Granger (Engle & Granger, 1987). Penelitian ini juga menguji apakah terdapat mekanisme penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang. Penelitian ini diharapkan memberikan kontribusi empiris berupa bukti baru mengenai peran suku bunga riil AS sebagai faktor eksternal penentu ULN, serta menjadi bahan pertimbangan bagi pemerintah dan Bank Indonesia dalam mengelola risiko pembiayaan eksternal akibat perubahan nilai tukar dan kebijakan moneter AS.

2. Metode Penelitian

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan data sekunder berbentuk *time series* tahunan periode 2000–2024 sehingga terdapat 25 observasi. Variabel dependen (Y) adalah total stok utang luar negeri (ULN) Indonesia dalam miliar dolar AS, yang bersumber dari World Bank (2026a) melalui indikator *External debt stocks, total (DOD, current US\$)*. Variabel independen pertama (X1) adalah nilai tukar resmi rupiah terhadap dolar AS (rupiah per dolar AS, rata-rata periode) yang bersumber dari World Bank (2026b). Variabel independen kedua (X2) adalah suku bunga riil AS tenor 10 tahun (persen) yang diestimasi oleh Federal Reserve Bank of Cleveland (2026) dan diperoleh dari *Federal Reserve Economic Data* (FRED) dengan kode REINTRATREARAT10Y. Data suku bunga tersedia dalam frekuensi bulanan sehingga dikonversi menjadi data tahunan dengan menghitung rata-rata tahunan. Seluruh variabel tidak ditransformasikan ke dalam logaritma natural.

Analisis menggunakan *Error Correction Model* (ECM) pendekatan Engle dan Granger (1987) untuk membedakan hubungan jangka panjang dan jangka pendek, dengan bantuan perangkat lunak EViews 12. Tahap pertama adalah uji stasioneritas dengan *Augmented Dickey–Fuller* (ADF) (Dickey & Fuller, 1979) pada tingkat level, *first difference*, dan *second difference*, dengan panjang lag ditentukan otomatis berdasarkan *Schwarz Information Criterion* (SIC) dengan lag maksimum lima. Untuk menyamakan orde integrasi seluruh variabel, model dibentuk pada *second difference*. Tahap kedua adalah estimasi model jangka panjang dengan *Ordinary Least Squares* (OLS) pada tingkat level:

$$ULN_t = \beta_0 + \beta_1 X1_t + \beta_2 X2_t + e_t \quad (1)$$

Tahap ketiga adalah uji kointegrasi Engle–Granger (Engle & Granger, 1987) dengan nilai kritis MacKinnon (1996), yang menguji hipotesis nol bahwa variabel tidak terkointegrasi dengan ULN sebagai variabel terikat. Residual model jangka panjang dinamakan error correction term (ECT). Tahap keempat adalah estimasi model jangka pendek dengan memasukkan ECT periode sebelumnya:

$$\Delta^2 ULN_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta^2 X1_t + \alpha_2 \Delta^2 X2_t + \lambda ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Karena penggunaan *second difference* dan ECT periode sebelumnya, model jangka pendek diestimasi pada 23 observasi (2002–2024). Koefisien λ diharapkan negatif dan signifikan yang menunjukkan adanya penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang.

Kelayakan model diuji dengan uji asumsi klasik pada model jangka panjang dan jangka pendek, yaitu uji normalitas residual dengan Jarque–Bera (Jarque & Bera, 1987), uji multikolinearitas dengan *Variance Inflation Factor* (VIF) (Gujarati & Porter, 2009), uji autokorelasi dengan Breusch–Godfrey (Breusch, 1978; Godfrey, 1978), dan uji heteroskedastisitas dengan Glejser (Glejser, 1969). Pengujian hipotesis dilakukan dengan uji t (parsial), uji F (simultan), dan koefisien determinasi (R^2) pada tingkat signifikansi 5 persen.

2.1 Pengembangan Hipotesis

Berdasarkan kajian teori dan hasil penelitian sebelumnya, perkembangan utang luar negeri (ULN) dipengaruhi oleh faktor eksternal, terutama pergerakan nilai tukar dan kondisi keuangan Amerika Serikat (AS). Nilai tukar dan suku bunga riil AS merupakan dua indikator yang diyakini memiliki peran dalam perubahan ULN Indonesia, baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek.

a. Hipotesis Pengaruh Nilai Tukar terhadap Utang Luar Negeri

Nilai tukar menunjukkan harga satu mata uang terhadap mata uang lain. Karena sebagian besar ULN Indonesia berdenominasi valuta asing, terutama dolar AS, pelemahan rupiah memperbesar beban pembayaran pokok dan bunga utang dalam rupiah (Afriana et al., 2025; Céspedes et al., 2000). Kondisi ini mendorong kebutuhan pembiayaan yang lebih besar sehingga ULN cenderung meningkat. Hubungan positif antara nilai tukar dan ULN juga ditemukan oleh Afandi (2022), Paputungan et al. (2025), serta Putra dan Kurniasih (2026), meskipun Devi et al. (2020) menemukan arah yang berlawanan.

H1: Nilai tukar memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap ULN Indonesia dalam jangka panjang dan jangka pendek.

b. Hipotesis Pengaruh Suku Bunga Riil AS terhadap Utang Luar Negeri

Suku bunga riil AS mencerminkan imbal hasil aset dolar setelah memperhitungkan ekspektasi inflasi. Kenaikan suku bunga riil AS membuat aset di AS lebih menarik sehingga memicu aliran modal keluar dari negara berkembang (Calvo et al., 1993; Rey, 2015). Kenaikan tersebut juga memperbesar biaya pinjaman luar negeri sehingga menahan permintaan terhadap ULN baru. Temuan Fadli et al. (2024) mendukung arah negatif ini dalam jangka pendek, meskipun Kasmianti et al. (2022) tidak menemukan pengaruh yang signifikan.

H2: Suku bunga riil AS memiliki pengaruh negatif dan signifikan terhadap ULN Indonesia dalam jangka panjang dan jangka pendek.

c. Hipotesis Pengaruh Nilai Tukar dan Suku Bunga Riil AS terhadap Utang Luar Negeri secara Simultan

Selain pengaruh secara terpisah, nilai tukar dan suku bunga riil AS juga diduga secara bersama-sama memengaruhi ULN. Kenaikan suku bunga AS menekan mata uang negara berkembang, sedangkan depresiasi rupiah meningkatkan nilai kewajiban luar negeri. Keduanya bekerja melalui kondisi keuangan internasional yang sama sehingga perlu diuji secara bersama.

H3: Nilai tukar dan suku bunga riil AS secara simultan memiliki pengaruh signifikan terhadap ULN Indonesia.

d. Hipotesis Mekanisme Koreksi Kesalahan (*Error Correction Term*)

Dalam model ECM, penyimpangan ULN dari keseimbangan jangka panjang akan dikoreksi secara bertahap pada periode berikutnya. Koefisien *error correction term* (ECT) yang negatif dan signifikan menunjukkan adanya mekanisme penyesuaian tersebut (Engle & Granger, 1987).

H4: Koefisien ECT memiliki nilai negatif dan signifikan.

3. Hasil dan Pembahasan

Hasil

Uji Stasioneritas

Uji akar unit *Augmented Dickey–Fuller* (ADF) (Dickey & Fuller, 1979) dengan intersep dan lag otomatis (SIC) pada Tabel 1 menunjukkan bahwa seluruh variabel tidak stasioner pada level (probabilitas > 0,05). Pada *first difference*, nilai tukar dan suku bunga riil AS sudah stasioner (probabilitas 0,0011 dan 0,0059), sedangkan ULN belum stasioner pada $\alpha = 5\%$ (probabilitas 0,0577). ULN baru stasioner pada *second difference* (probabilitas 0,0002), demikian pula nilai tukar (0,0000) dan suku bunga riil AS (0,0013).

Tabel 1. Ringkasan Uji Akar Unit Dickey–Fuller

Variabel	Level t-stat	Prob.	1st Diff. t-stat	Prob.	2nd Diff. t-stat	Prob.
ULN (Y)	−0,2677	0,9157	−2,9265	0,0577	−5,6054	0,0002
Nilai tukar (X_1)	−0,1775	0,9290	−4,7137	0,0011	−6,5794	0,0000
Suku bunga riil AS (X_2)	−2,1692	0,2217	−3,9906	0,0059	−4,7596	0,0013

Sumber: Hasil olahan EViews. Hipotesis nol: variabel memiliki akar unit; stasioner jika probabilitas < 0,05.

DOI: <https://doi.org/10.69693/ijmst.v4i3.14196>

Lisensi: Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0)

Karena ULN baru stasioner pada *second difference*, seluruh variabel diselaraskan pada orde tersebut sehingga model memakai $\Delta^2 Y$, $\Delta^2 X_1$, dan $\Delta^2 X_2$. Langkah ini memiliki tiga landasan. Pertama, dalam literatur kointegrasi multivariat, orde acuan d ditetapkan pada orde integrasi tertinggi di antara variabel, dan Flores dan Szafarz (1996) memperluas definisi kointegrasi untuk sistem yang variabelnya berintegrasi paling tinggi pada orde d (Majsterek, 2012). Kedua, ULN adalah variabel stok bernilai nominal, dan variabel semacam ini cenderung berintegrasi pada orde lebih tinggi daripada variabel harga atau tingkat seperti nilai tukar dan suku bunga (Haldrup, 1998, sebagaimana dirangkum Majsterek, 2012). Ketiga, pada proses $I(2)$ guncangan bertahan pada perubahan variabel, sehingga koefisien model jangka pendek dapat ditafsirkan sebagai hubungan antar-percepatan perubahan (Majsterek, 2012).

Estimasi Jangka Panjang

Tabel 2. Hasil Estimasi Persamaan Jangka Panjang (Variabel Terikat: Y)

Variabel	Koefisien	Std. error	t-statistik	Prob.
Konstanta (C)	-152,3894	29,9903	-5,0813	0,0000
Nilai tukar (X_1)	0,039198	0,002307	16,9885	0,0000
Suku bunga riil AS (X_2)	-34,3762	7,3523	-4,6756	0,0001

Sumber: Hasil olahan EViews. $R^2 = 0,9443$; $Adjusted R^2 = 0,9392$; F -statistik = 186,3593 (Prob. 0,0000); Durbin-Watson = 1,3639; $N = 25$ (2000–2024).

Persamaan jangka panjang yang diperoleh adalah $\hat{Y} = -152,3894 + 0,0392X_1 - 34,3762X_2$. Pengujian menggunakan taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ dengan H_0 : koefisien sama dengan nol.

a. Nilai Tukar (X_1). Nilai tukar berpengaruh signifikan terhadap ULN dalam jangka panjang (probabilitas $0,0000 < 0,05$) dengan koefisien positif sebesar 0,039198. Artinya, depresiasi rupiah sebesar Rp1.000 per dolar AS berasosiasi dengan kenaikan ULN sekitar US\$39,2 miliar, dengan asumsi variabel lain tetap. Hasil ini mendukung H1 dan sejalan dengan teori bahwa utang berdenominasi valuta asing membuat pelemahan rupiah memperberat beban pembayaran (Afriana et al., 2025; Céspedes et al., 2000), serta konsisten dengan Afandi (2022) dan Paputungan et al. (2025). Karena ULN diukur dalam dolar AS, hubungan positif ini lebih tepat dibaca sebagai keterkaitan antara pelemahan rupiah dan kebutuhan pembiayaan eksternal yang lebih besar.

b. Suku Bunga Riil AS (X_2). Suku bunga riil AS berpengaruh signifikan terhadap ULN dalam jangka panjang (probabilitas $0,0001 < 0,05$) dengan koefisien negatif sebesar -34,3762. Artinya, kenaikan suku bunga riil AS satu poin persen berasosiasi dengan penurunan ULN sekitar US\$34,4 miliar, dengan asumsi variabel lain tetap. Hasil ini mendukung H2. Kenaikan suku bunga riil AS memperbesar biaya pinjaman luar negeri sehingga menahan permintaan ULN baru, dan mendorong modal keluar dari negara berkembang (Calvo et al., 1993; Rey, 2015). Pengaruh signifikan dalam jangka panjang ini berbeda dengan Fadli et al. (2024) yang hanya menemukannya dalam jangka pendek, kemungkinan karena suku bunga riil tenor 10 tahun lebih sesuai dengan horizon pembiayaan ULN jangka panjang.

c. Uji Simultan dan Koefisien Determinasi. Statistik F sebesar 186,3593 dengan probabilitas 0,0000 ($< 0,05$) menolak hipotesis nol sehingga H3 terdukung; nilai tukar dan suku bunga riil AS secara bersama-sama berpengaruh signifikan terhadap ULN Indonesia dalam jangka panjang. Nilai R^2 sebesar 0,9443 ($Adjusted R^2$ 0,9392) menunjukkan bahwa 94,43 persen variasi ULN dapat dijelaskan oleh kedua variabel tersebut, sedangkan 5,57 persen sisanya dijelaskan oleh faktor lain di luar model. Karena variabel tidak stasioner pada level, nilai R^2 yang tinggi ini dibaca dengan hati-hati; adanya indikasi kointegrasi pada Tabel 3 mengurangi kekhawatiran terhadap regresi lancung (Engle & Granger, 1987).

Uji Kointegrasi

Keberadaan hubungan jangka panjang diuji dengan uji kointegrasi Engle–Granger (Engle & Granger, 1987) yang menggunakan nilai kritis MacKinnon (1996), dengan hipotesis nol bahwa variabel tidak terkointegrasi. Hasilnya disajikan pada Tabel 3.

Tabel 3. Hasil Uji Kointegrasi Engle–Granger

Variabel terikat	tau-statistic	Prob.	z-statistic	Prob.
ULN (Y)	−4,1514	0,0482	−27,0282	0,0021
Nilai tukar (X_1)	−4,3194	0,0354	−29,1254	0,0006
Suku bunga riil AS (X_2)	−2,7061	0,4146	−16,9682	0,1062

Sumber: Hasil olahan EViews. H_0 : variabel tidak terkointegrasi; persamaan kointegrasi dengan konstanta; lag otomatis berdasarkan SIC (maksimum 4), terpilih lag 1; 23 observasi setelah penyesuaian; probabilitas MacKinnon (1996).

Persamaan jangka panjang pada Tabel 2 memiliki ULN sebagai variabel terikat, sehingga baris ULN (Y) menjadi acuan utama. Uji tersebut menghasilkan tau-statistic −4,1514 (probabilitas 0,0482) dan z-statistic −27,0282 (probabilitas 0,0021), keduanya lebih kecil dari 0,05 sehingga hipotesis nol tidak adanya kointegrasi ditolak pada $\alpha = 5\%$. Hal ini mengindikasikan bahwa ULN, nilai tukar, dan suku bunga riil AS memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang, meskipun bukti dari tau-statistic berada dekat dengan batas signifikansi. Bukti kointegrasi juga tidak seragam antar-normalisasi: signifikan ketika nilai tukar menjadi variabel terikat (probabilitas 0,0354), tetapi tidak ketika suku bunga riil AS menjadi variabel terikat (probabilitas 0,4146). Dengan adanya indikasi kointegrasi, *error correction term* (ECT) periode sebelumnya dimasukkan ke dalam model jangka pendek untuk mengukur kecepatan penyesuaian ULN menuju keseimbangan jangka panjang.

Estimasi Jangka Pendek (ECM)

Tabel 4. Hasil Estimasi ECM (Variabel Terikat: $D(Y,2)$)

Variabel	Koefisien	Std. error	t-statistik	Prob.
Konstanta (C)	1,4152	2,1858	0,6474	0,5251
$D(X_{1,2})$ nilai tukar	0,006798	0,003144	2,1625	0,0435
$D(X_{2,2})$ suku bunga riil AS	−15,8818	3,6109	−4,3983	0,0003
ECT(−1)	−0,2826	0,1304	−2,1667	0,0432

Sumber: Hasil olahan EViews. $R^2 = 0,5121$; Adjusted $R^2 = 0,4351$; F-statistik = 6,6480 (Prob. 0,0030); Durbin–Watson = 1,7204; N = 23 (2002–2024).

Persamaan jangka pendek yang diperoleh adalah $\Delta^2\hat{Y} = 1,4152 + 0,0068\Delta^2X_1 - 15,8818\Delta^2X_2 - 0,2826ECT(-1)$. Karena variabel dinyatakan dalam *second difference*, koefisien menggambarkan hubungan antara percepatan perubahan variabel bebas dan percepatan perubahan ULN.

a. Nilai Tukar $D(X_{1,2})$. Percepatan perubahan nilai tukar berpengaruh signifikan terhadap percepatan perubahan ULN dalam jangka pendek (probabilitas $0,0435 < 0,05$) dengan koefisien positif sebesar 0,006798. Artinya, depresiasi rupiah yang lebih cepat dibanding tahun sebelumnya sebesar Rp1.000 per dolar AS berasosiasi dengan

pertambahan ULN yang lebih besar sekitar US\$6,8 miliar dibanding pertambahan tahun sebelumnya, dengan asumsi variabel lain tetap. Hasil ini mendukung H1 dan konsisten dengan temuan Paputungan et al. (2025) serta Putra dan Kurniasih (2026) bahwa nilai tukar berpengaruh positif dalam jangka pendek, sejalan dengan teori bahwa pelemahan rupiah memperberat beban utang berdenominasi valuta asing (Afriana et al., 2025; Céspedes et al., 2000).

b. Suku Bunga Riil AS $D(X_2, 2)$. Percepatan perubahan suku bunga riil AS berpengaruh signifikan terhadap percepatan perubahan ULN dalam jangka pendek (probabilitas $0,0003 < 0,05$) dengan koefisien negatif sebesar $-15,8818$. Artinya, kenaikan suku bunga riil AS yang lebih cepat sebesar satu poin persen dibanding tahun sebelumnya berasosiasi dengan pertambahan ULN yang lebih kecil sekitar US\$15,9 miliar dibanding pertambahan tahun sebelumnya, dengan asumsi variabel lain tetap. Hasil ini mendukung H2 dan sejalan dengan Fadli et al. (2024) yang menemukan pengaruh negatif suku bunga AS dalam jangka pendek, serta dengan mekanisme bahwa kenaikan suku bunga AS memperbesar biaya pinjaman dan mendorong modal keluar dari negara berkembang (Calvo et al., 1993; Rey, 2015).

c. Koreksi Kesalahan ECT(-1). Koefisien ECT(-1) sebesar $-0,2826$ bernilai negatif, berada di antara -1 dan 0 , dan signifikan (probabilitas $0,0432 < 0,05$), sehingga H4 terdukung. Artinya, sekitar 28,3 persen ketidakseimbangan ULN pada tahun sebelumnya dikoreksi menuju keseimbangan jangka panjang dalam satu tahun, atau secara kasar diperlukan sekitar 3,5 tahun untuk penyesuaian penuh. Karena variabel terikat berbentuk *second difference*, koefisien ini dibaca sebagai kekuatan tarikan terhadap percepatan perubahan ULN, dan menjadi pendukung tambahan adanya hubungan jangka panjang (Engle & Granger, 1987).

d. Uji Simultan dan Koefisien Determinasi. Statistik F sebesar 6,6480 dengan probabilitas 0,0030 ($< 0,05$) menunjukkan bahwa percepatan perubahan nilai tukar, suku bunga riil AS, dan ECT(-1) secara simultan berpengaruh signifikan terhadap percepatan perubahan ULN, sehingga H3 terdukung. Nilai R^2 sebesar 0,5121 (Adjusted R^2 0,4351) lebih rendah daripada model jangka panjang, yang wajar karena variabel dalam bentuk selisih lebih sulit dijelaskan daripada variabel level yang bertren. Konstanta tidak signifikan (probabilitas 0,5251).

Uji Asumsi Klasik

Kelayakan model jangka panjang dan jangka pendek diperiksa melalui uji normalitas, multikolinearitas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas pada taraf signifikansi 5 persen.

Uji Normalitas

Tabel 5. Hasil Uji Normalitas Residual (Jarque–Bera)

Model	Statistik Jarque–Bera	Prob.	Kesimpulan
Jangka panjang	0,4287	0,8071	Normal
Jangka pendek	1,2535	0,5343	Normal

Sumber: Hasil olahan EVIEWS. Kriteria: residual berdistribusi normal jika probabilitas $> 0,05$ (Jarque & Bera, 1987).

Probabilitas Jarque–Bera sebesar 0,8071 pada model jangka panjang dan 0,5343 pada model jangka pendek, keduanya lebih besar dari 0,05. Dengan demikian hipotesis nol residual berdistribusi normal tidak ditolak, sehingga asumsi normalitas terpenuhi pada kedua model.

Uji Multikolinearitas

Tabel 6. Hasil Uji Multikolinearitas (Variance Inflation Factor)

Model	Centered VIF maksimum	Kriteria	Kesimpulan
Jangka panjang	1,0654	< 10	Tidak ada multikolinearitas
Jangka pendek	2,1289	< 10	Tidak ada multikolinearitas

Sumber: Hasil olahan EViews. Kriteria: tidak terdapat multikolinearitas jika $VIF < 10$ (Gujarati & Porter, 2009).

Nilai *Centered* VIF tertinggi adalah 1,0654 pada model jangka panjang dan 2,1289 pada model jangka pendek, jauh di bawah 10. Dengan demikian tidak terdapat multikolinearitas antarvariabel bebas pada kedua model.

Uji Autokorelasi

Tabel 7. Hasil Uji Autokorelasi (Breusch–Godfrey Serial Correlation LM Test)

Model	F-statistik	Prob. F	Prob. Chi-Square	Kesimpulan
Jangka panjang	1,3629	0,2787	0,2233	Tidak ada autokorelasi
Jangka pendek	0,5294	0,5984	0,5096	Tidak ada autokorelasi

Sumber: Hasil olahan EViews. H_0 : tidak ada autokorelasi serial hingga 2 lag; kriteria probabilitas $> 0,05$ (Breusch, 1978; Godfrey, 1978).

Seluruh probabilitas, baik Prob. F (0,2787 dan 0,5984) maupun Prob. Chi-Square (0,2233 dan 0,5096), lebih besar dari 0,05. Hipotesis nol tidak adanya autokorelasi tidak ditolak, sehingga tidak terdapat autokorelasi pada model jangka panjang maupun jangka pendek.

Uji Heteroskedastisitas

Tabel 8. Hasil Uji Heteroskedastisitas (Glejser)

Model	F-statistik	Prob. F	Prob. Chi-Square	Kesimpulan
Jangka panjang	0,7700	0,4751	0,4414	Homoskedastis
Jangka pendek	1,9896	0,1497	0,1388	Homoskedastis

Sumber: Hasil olahan EViews. H_0 : homoskedastisitas; kriteria probabilitas $> 0,05$ (Glejser, 1969).

Probabilitas uji Glejser pada model jangka panjang (0,4751 dan 0,4414) dan jangka pendek (0,1497 dan 0,1388) seluruhnya lebih besar dari 0,05. Hipotesis nol homoskedastisitas tidak ditolak, sehingga tidak terdapat heteroskedastisitas pada kedua model.

Secara keseluruhan, kedua model memenuhi seluruh asumsi klasik sehingga estimasi jangka panjang maupun jangka pendek layak diinterpretasikan.

Pembahasan

Pengaruh Nilai Tukar terhadap ULN

Nilai tukar berpengaruh positif dan signifikan terhadap ULN dalam jangka panjang ($\beta = 0,0392$; $p = 0,0000$) maupun jangka pendek ($\alpha = 0,0068$; $p = 0,0435$), sehingga H1 terdukung. Artinya, semakin lemah rupiah, semakin besar posisi ULN Indonesia. Dalam jangka panjang, pelemahan Rp1.000 per dolar AS berasosiasi dengan kenaikan ULN sekitar US\$39,2 miliar. Arah ini sejalan dengan jalur efek neraca: ULN umumnya berdenominasi valuta asing, sedangkan sumber pembayarannya sebagian besar dalam rupiah, sehingga pelemahan rupiah membengkakkan beban pokok dan bunga dan debitur membutuhkan pembiayaan tambahan, termasuk untuk refinansi (Afriana et al., 2025; Céspedes et al., 2000). Namun, karena ULN diukur dalam dolar AS, efek penilaian secara teori justru menurunkan nilai ULN ketika dolar menguat. Tanda positif ini karenanya lebih mencerminkan kebutuhan pembiayaan dan tren yang bergerak bersama: sepanjang 2000–2024 kurs resmi melemah dari Rp8.421,78 menjadi di atas Rp15.000 per dolar AS (World Bank, 2026b), sementara ULN naik dari US\$144,05 miliar menjadi US\$421,06 miliar (World Bank, 2026a). Hubungan ini karenanya tidak boleh dibaca sebagai bukti sebab-akibat searah.

Dalam jangka pendek, karena variabel berbentuk *second difference*, pengaruh nilai tukar dibaca sebagai percepatan: pelemahan rupiah yang semakin cepat diikuti pertambahan ULN yang semakin cepat. Tingkat signifikansinya lebih rendah daripada jangka panjang, yang wajar karena ULN tidak berubah seketika, sebab penarikan dan pelunasan mengikuti jadwal perjanjian. Temuan ini konsisten dengan Afandi (2022) dan Paputungan et al. (2025) yang menemukan pengaruh positif, serta dengan Fadli et al. (2024) dan Putra dan Kurniasih (2026) pada jangka panjang. Pada jangka pendek, Putra dan Kurniasih (2026) juga menemukan nilai tukar signifikan, sedangkan Fadli et al. (2024) tidak, yang kemungkinan berkaitan dengan perbedaan periode (2005–2022) dan variabel yang disertakan. Hasil berbeda ditunjukkan Devi et al. (2020) yang menemukan pengaruh negatif karena depresiasi meningkatkan ekspor sehingga kebutuhan utang berkurang. Perbedaan arah ini menunjukkan bahwa jalur efek neraca dan jalur ekspor dapat bekerja bersamaan. Hasil penelitian ini tampak lebih sejalan dengan jalur efek neraca, meskipun kedua jalur tersebut tidak diuji secara langsung dalam penelitian ini.

Pengaruh Suku Bunga Riil AS terhadap ULN

Suku bunga riil AS berpengaruh negatif dan signifikan terhadap ULN dalam jangka panjang ($\beta = -34,3762$; $p = 0,0001$) maupun jangka pendek ($\alpha = -15,8818$; $p = 0,0003$), sehingga H2 terdukung. Kenaikan satu poin persen suku bunga riil AS berasosiasi dengan penurunan ULN sekitar US\$34,4 miliar dalam jangka panjang. Hasil ini sejalan dengan teori siklus keuangan global (Rey, 2015) dan peran suku bunga negara maju sebagai faktor eksternal pendorong (*push*) arus modal (Calvo et al., 1993). Ketika suku bunga riil AS naik, aset dolar menjadi lebih menarik sehingga modal bergeser dari negara berkembang, sementara biaya pinjaman dan refinansi dalam dolar ikut naik sehingga penerbitan utang baru oleh pemerintah maupun swasta menjadi lebih mahal dan cenderung ditunda atau dikurangi. Sebaliknya, ketika suku bunga riil AS rendah, likuiditas global melimpah dan pembiayaan ke negara berkembang lebih mudah diperoleh (Rey, 2015). Karena nilai tukar sudah dikendalikan dalam model, koefisien ini mencerminkan jalur biaya pinjaman dan arus modal di luar jalur kurs.

Dalam jangka pendek, kenaikan suku bunga riil AS yang semakin cepat diikuti pertambahan ULN yang semakin kecil, sejalan dengan Fadli et al. (2024) yang menemukan *Federal Funds Rate* berpengaruh negatif dalam jangka pendek karena Indonesia cenderung menahan diri meminjam saat suku bunga The Fed tinggi. Pada jangka panjang hasilnya berbeda, sebab Fadli et al. (2024) tidak menemukan pengaruh signifikan dan Kasmianti et al. (2022) tidak menemukan pengaruh suku bunga luar negeri pada kedua horizon. Perbedaan ini dapat berasal dari penggunaan suku bunga nominal, periode yang berbeda, dan dugaan Fadli et al. (2024) bahwa SIBOR lebih menentukan karena Singapura merupakan pemberi pinjaman terbesar. Kemungkinan lain, suku bunga riil tenor 10 tahun yang memperhitungkan ekspektasi inflasi lebih sesuai dengan horizon pembiayaan ULN jangka panjang sehingga pengaruhnya terdeteksi. Studi dengan suku bunga domestik, yaitu Devi et al. (2020) dan Putra dan Kurniasih (2026), juga menemukan pengaruh negatif jangka panjang. Variabelnya berbeda sehingga tidak dapat dibandingkan langsung, tetapi arah yang sama menguatkan dugaan bahwa biaya pinjaman yang lebih tinggi menekan akumulasi ULN. Besarnya koefisien (sekitar 13 persen dari rata-rata ULN sampel per poin

persen) menunjukkan variabel ini kemungkinan juga menangkap kondisi keuangan global yang lebih luas, sehingga lebih tepat dibaca sebagai indikator kondisi pembiayaan, bukan penentu tunggal ULN.

Pengaruh Simultan Nilai Tukar dan Suku Bunga Riil AS terhadap ULN

Nilai tukar dan suku bunga riil AS secara bersama-sama (simultan) berpengaruh signifikan terhadap ULN Indonesia, baik dalam jangka panjang ($F = 186,3593$; $p = 0,0000$) maupun jangka pendek ($F = 6,6480$; $p = 0,0030$). Kemampuan penjelasan model jangka panjang tergolong sangat tinggi ($R^2 = 0,9443$), yang sebagian didorong oleh tren kenaikan bersama antara ULN dan nilai tukar sepanjang 2000–2024. Pada model jangka pendek, R^2 turun menjadi 0,5121 (Adjusted R^2 0,4351). Penurunan ini wajar karena diferensiasi kedua menghilangkan tren, sehingga yang tersisa adalah fluktuasi percepatan perubahan. Variasi ULN yang belum dijelaskan model kemungkinan dipengaruhi faktor lain, seperti PDB, defisit anggaran, ekspor, dan inflasi yang berpengaruh pada penelitian terdahulu (Devi et al., 2020; Fadli et al., 2024; Paputungan et al., 2025; Putra & Kurniasih, 2026).

Mekanisme Koreksi Kesalahan (ECT)

Koefisien ECT(−1) yang negatif dan signifikan (−0,2826; $p = 0,0432$) mengindikasikan adanya mekanisme penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang: sekitar 28,3 persen ketidakseimbangan ULN pada tahun sebelumnya dikoreksi dalam satu tahun, atau secara kasar sekitar 3,5 tahun untuk penyesuaian penuh. Temuan ini mendukung hasil uji kointegrasi Engle–Granger (tau-statistic −4,1514; $p = 0,0482$), meskipun bukti tersebut berada dekat batas signifikansi sehingga perlu dibaca hati-hati. Nilai ECT ini berada di antara Devi et al. (2020) sebesar −0,1767 dan Paputungan et al. (2025) sebesar −0,3445, serta lebih kecil daripada Fadli et al. (2024) sebesar −0,5799, yang seluruhnya signifikan; sebaliknya, Putra dan Kurniasih (2026) memperoleh ECT −0,0776 yang tidak signifikan. Penyesuaian yang bertahap sesuai dengan sifat ULN sebagai kewajiban berjangka panjang yang terikat jadwal penarikan dan jatuh tempo. Karena variabel terikat berbentuk second difference, koefisien ini dibaca sebagai kekuatan tarikan terhadap percepatan perubahan ULN, bukan kecepatan penyesuaian level yang baku. Implikasinya, guncangan nilai tukar dan suku bunga AS dapat memengaruhi ULN selama beberapa tahun, sehingga pengelolaan ULN perlu berorientasi jangka panjang.

4. Kesimpulan

Hasil penelitian menunjukkan bahwa nilai tukar dan suku bunga riil AS berpengaruh signifikan terhadap utang luar negeri (ULN) Indonesia periode 2000–2024. Nilai tukar berpengaruh positif terhadap ULN, baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek, sedangkan suku bunga riil AS berpengaruh negatif pada kedua horizon waktu tersebut. Kedua variabel juga berpengaruh signifikan secara simultan, dan terdapat indikasi hubungan keseimbangan jangka panjang dengan mekanisme koreksi kesalahan yang signifikan, di mana sekitar 28,3 persen ketidakseimbangan dikoreksi dalam satu tahun. Kondisi ini menunjukkan bahwa depresiasi nilai tukar cenderung diikuti oleh peningkatan ULN, sedangkan kenaikan suku bunga riil AS cenderung diikuti oleh penurunannya. Dengan demikian, nilai tukar dan kebijakan moneter AS menjadi aspek penting yang perlu diperhatikan dalam pengelolaan ULN Indonesia, sehingga stabilitas nilai tukar dan antisipasi arah suku bunga AS perlu menjadi bagian dari kebijakan pengelolaan utang luar negeri. Penelitian selanjutnya disarankan menambah periode atau memakai data triwulanan, menambahkan variabel kontrol seperti PDB, inflasi, dan defisit anggaran, serta membandingkan hasil dengan metode lain seperti ARDL.

Reference

1. Afandi, M. F. (2022). Pengaruh nilai tukar, suku bunga dan inflasi terhadap utang luar negeri Indonesia tahun 2001–2020. *Jurnal Ilmu Ekonomi*, 6(3), 391–403. <https://doi.org/10.22219/jie.v6i3.22297>
2. Afriana, W., Damanhuri, D. S., Taryono, & Amanah, S. (2025). Currency risk and debt maturity: Their effects on the resilience of Indonesia's foreign exchange reserves. *Signifikan: Jurnal Ilmu Ekonomi*, 14(2), 537–548. <https://doi.org/10.15408/sjie.v14i2.46526>
3. Bank Indonesia. (2026). *Utang luar negeri Indonesia triwulan IV 2025 tetap terjaga* (Siaran Pers No. 28/42/DK0m). https://www.bi.go.id/id/publikasi/ruang-media/news-release/Pages/sp_284226.aspx
4. Bank Indonesia, & Kementerian Keuangan Republik Indonesia. (2019). *Statistik utang luar negeri Indonesia: Juni 2019*. Bank Indonesia. <https://www.bi.go.id/en/statistik/ekonomi-keuangan/sulni/Documents/SULNI-Juni-2019.pdf>
5. Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334–355. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x>
6. Calvo, G. A., Leiderman, L., & Reinhart, C. M. (1993). Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: The role of external factors. *IMF Staff Papers*, 40(1), 108–151. <https://doi.org/10.2307/3867377>

7. Céspedes, L. F., Chang, R., & Velasco, A. (2000). *Balance sheets and exchange rate policy* (NBER Working Paper No. 7840). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w7840>
8. Devi, S. I., Fitrawaty, & Nugrahadi, E. W. (2020). Analysis of factors affecting Indonesia's external debt. Dalam *Proceedings of the 1st Unimed International Conference on Economics Education and Social Science (UNICEES 2018)* (hlm. 545–553). SCITEPRESS. <https://doi.org/10.5220/0009505905450553>
9. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
10. 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>
11. Fadli, F., Sagita, V. D., & Oktaviana, Y. (2024). Unpacking the forces behind Indonesia's foreign debt: What drives long-term and short-term borrowing? *Signifikan: Jurnal Ilmu Ekonomi*, 13(2), 383–398. <https://doi.org/10.15408/sjie.v13i2.42464>
12. Federal Reserve Bank of Cleveland. (2026). *10-year real interest rate* [REAINTRATREARAT10Y]. FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis. <https://fred.stlouisfed.org/series/REAINTRATREARAT10Y>
13. Federal Reserve Board. (2026). *Federal funds effective rate / open market operations* (Data historis FFR 2010–2025). Federal Reserve System.
14. Flores, R. G., Jr., & Szafarz, A. (1996). An enlarged definition of cointegration. *Economics Letters*, 50(2), 193–195. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(95\)00733-4](https://doi.org/10.1016/0165-1765(95)00733-4)
15. Glejser, H. (1969). A new test for heteroskedasticity. *Journal of the American Statistical Association*, 64(325), 316–323. <https://doi.org/10.1080/01621459.1969.10500976>
16. Godfrey, L. G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46(6), 1293–1301. <https://doi.org/10.2307/1913829>
17. Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (Edisi ke-5). McGraw-Hill.
18. Haldrup, N. (1998). An econometric analysis of I(2) variables. *Journal of Economic Surveys*, 12(5), 595–650. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00069>
19. Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163–172. <https://doi.org/10.2307/1403192>
20. Kasmianti, K., Fitriyani, F., & Miksalmina, M. (2022). The effect of foreign exchange reserves, exchange rates and LIBOR interest rate on foreign debt. *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Publik Indonesia*, 9(1), 45–58. <https://jurnal.usk.ac.id/EKaPI/article/view/32961>
21. MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–618. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6)
22. Majsterek, M. (2012). Cointegration analysis in the case of I(2) – general overview. *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 4(4), 215–252. <https://journals.pan.pl/Content/103779/PDF/mainFile.pdf>
23. Paputungan, T., Arham, M. A., & Payu, B. R. (2025). Pengaruh PDB, ekspor, dan nilai tukar rupiah terhadap utang luar negeri Indonesia. *Jurnal Studi Ekonomi dan Pembangunan (JSEP)*, 2(3), 1–9. <https://ejurnal.ung.ac.id/index.php/jsep>
24. Putra, M. V. Z., & Kurniasih, E. P. (2026). The influence of macroeconomic variables on the development of Indonesia's foreign debt in 2010–2024. *COSTING: Journal of Economic, Business and Accounting*, 9(1), 112–125.
25. Rey, H. (2015). *Dilemma not trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence* (NBER Working Paper No. 21162). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w21162>
26. World Bank. (2026a). *External debt stocks, total (DOD, current US\$) – Indonesia* [DT.DOD.DECT.CD]. World Development Indicators. <https://data.worldbank.org/indicator/DT.DOD.DECT.CD?locations=ID>
27. World Bank. (2026b). *Official exchange rate (LCU per US\$, period average) – Indonesia* [PA.NUS.FCRF]. World Development Indicators. <https://data.worldbank.org/indicator/PA.NUS.FCRF?locations=ID>