

STABILITAS PERMINTAAN UANG DI INDONESIA: PERAN TRANSAKSI DIGITAL DAN KETIDAKPASTIAN KEBIJAKAN EKONOMI GLOBAL

Fakhry Ilyas^{1*}, Mutia Lilian Oktaviyani², Satria Nurtias³, Deswita Herlina⁴

^{1,2,3,4}Universitas Sultan Ageng Tirtayasa, Indonesia

e-mail: fakhryilyas0@gmail.com

Abstract: *This study examines the stability of money demand in Indonesia over 2015–2024 using a Vector Error Correction Model (VECM), incorporating the Industrial Production Index (IPI), inflation, electronic money (e-money) transactions, and the Global Economic Policy Uncertainty (EPU) Index. The Johansen cointegration test confirms the existence of a long-run equilibrium relationship among the variables. IPI has a significant positive effect on M2, while inflation and EPU exhibit significant negative effects. E-money is found to substitute for physical currency. The CUSUM test confirms structural stability of the money demand function, though the CUSUMSQ test detects variance disturbances during 2019–2020 due to the Covid-19 pandemic. These findings affirm the continued relevance of monetary aggregate-based policy in Indonesia.*

Keywords: *money demand; VECM; electronic money; economic policy uncertainty; monetary stability*

Abstrak: Penelitian ini menganalisis stabilitas permintaan uang di Indonesia periode 2015–2024 menggunakan *Vector Error Correction Model* (VECM) dengan mengintegrasikan variabel Indeks Produksi Industri (IPI), inflasi, transaksi uang elektronik (*e-money*), dan Indeks Ketidakpastian Kebijakan Ekonomi Global (EPU). Hasil uji kointegrasi Johansen mengkonfirmasi adanya hubungan keseimbangan jangka panjang. IPI berpengaruh positif signifikan, inflasi dan EPU berpengaruh negatif signifikan, sementara *e-money* terbukti mensubstitusi uang fisik. Uji CUSUM mengkonfirmasi stabilitas struktural fungsi permintaan uang, meskipun terdapat gangguan varians pada 2019–2020 akibat pandemi Covid-19. Temuan ini menegaskan relevansi kebijakan moneter berbasis agregat moneter di Indonesia.

Kata Kunci: ketidakpastian kebijakan ekonomi; permintaan uang; stabilitas moneter; uang elektronik; VECM

Pendahuluan

Stabilitas fungsi permintaan uang merupakan prasyarat fundamental bagi efektivitas kebijakan moneter. Ketika permintaan uang dapat diprediksi, bank sentral dapat menggunakan agregat moneter sebagai jangkar nominal yang andal untuk mengendalikan inflasi dan mendukung pertumbuhan ekonomi (Friedman, 1956). Sebaliknya, instabilitas permintaan uang mempersulit transmisi kebijakan moneter dan mengurangi keandalan aturan kuantitas uang sebagai panduan kebijakan (Prasetyo, 2018; Suroso et al., 2025).

Di Indonesia, relevansi kajian ini semakin meningkat seiring dua perkembangan struktural utama pada dekade terakhir. Pertama, revolusi pembayaran digital yang ditandai dengan pertumbuhan eksponensial transaksi uang elektronik (*e-money*). Nilai transaksi *e-money*

melonjak dari Rp5,3 triliun (2015) menjadi Rp835 triliun (2023), pertumbuhan lebih dari 150 kali lipat dalam delapan tahun merupakan transformasi yang berpotensi mengubah motif transaksi masyarakat dan pola permintaan uang (Bank Indonesia, 2024; Dewanta & Putri, 2022; Ulfah & Suriani, 2024). Kedua, ketidakpastian kebijakan ekonomi global (EPU) meningkat signifikan selama periode yang sama, ditandai oleh perang dagang AS-China (2018-2019), pandemi Covid-19 (2020-2021), dan konflik geopolitik Rusia-Ukraina (2022), yang mana EPU Index global mencapai puncaknya pada 2020 dengan nilai lebih dari 400, hampir tiga kali lipat rata-rata pra-pandemi, yang mana seluruhnya berpotensi memperkuat motif berjaga-jaga (*precautionary motive*) masyarakat dalam memegang uang (Keynes, 1936; Baker et al., 2015).

Penelitian terdahulu tentang permintaan uang di Indonesia telah mengidentifikasi faktor-faktor kunci seperti pendapatan, inflasi, dan suku bunga (Prasetyo, 2018; Ridha & Mutia, 2021; Suroso et al., 2025). Namun, studi yang secara bersamaan mengintegrasikan variabel transaksi digital dan ketidakpastian global, khususnya dengan data terkini hingga 2024, masih sangat terbatas (Kurniawan et al., 2022); (Bahmani-Oskooee, Kutan, & Xi, 2013). Penelitian ini mengisi tiga celah sekaligus: (1) mengintegrasikan *e-money* dan EPU dalam satu model VECM untuk Indonesia; (2) mencakup periode 2015-2024 yang merangkum transformasi digital dan guncangan global pandemi; serta (3) menganalisis stabilitas struktural fungsi permintaan uang di tengah kedua disrupsi tersebut.

Penelitian ini bertujuan menganalisis pengaruh aktivitas ekonomi (IPI), inflasi (IHK), transaksi digital (*e-money*), dan ketidakpastian global (EPU *Index*) terhadap stabilitas permintaan uang di Indonesia periode 2015-2024 menggunakan pendekatan *Vector Error Correction Model* (VECM). Stabilitas dalam penelitian ini merujuk pada stabilitas koefisien dan stabilitas struktural fungsi permintaan uang yang diuji menggunakan CUSUM dan CUSUMSQ. Temuan ini diharapkan memberikan kontribusi empiris bagi literatur permintaan uang di negara berkembang sekaligus implikasi kebijakan bagi Bank Indonesia dalam merespons dinamika keuangan digital dan ketidakpastian global.

Tinjauan Pustaka dan Pengembangan Hipotesis

Teori Permintaan Uang

Landasan teoritis penelitian ini bertumpu pada tiga teori utama. Pertama, *Modern Quantity Theory of Money* oleh Friedman (1956) mendasari variabel dependen Jumlah Uang Beredar dan variabel aktivitas ekonomi IPI. Friedman (1956) menyatakan bahwa permintaan uang merupakan fungsi yang stabil dari pendapatan permanen, *return* aset alternatif, dan ekspektasi inflasi. Stabilitas fungsi inilah yang menjadi prasyarat bagi efektivitas kebijakan moneter berbasis agregat moneter (Prasetyo, 2018).

Kedua, *Liquidity Preference Theory* Keynes (1936) yang mendasari variabel inflasi (X2) dan ketidakpastian global (X4). Keynes mengidentifikasi tiga motif memegang uang: transaksi, berjaga-jaga (*precautionary*), dan spekulasi. Inflasi bekerja melalui motif spekulasi dengan meningkatkan *opportunity cost* memegang uang, sementara ketidakpastian global memperkuat motif berjaga-jaga sehingga berpotensi mendorong peningkatan permintaan uang (Baker et al., 2015).

Ketiga, *Financial Innovation Theory* Mishkin (2022) yang mendasari variabel transaksi digital (X3). Teori ini menegaskan bahwa inovasi keuangan digital mengubah pola dan kecepatan perputaran uang. Dalam konteks Indonesia, perkembangan *e-money* berdampak asimetris: mensubstitusi uang kartal dalam jangka pendek namun berpotensi meningkatkan agregat M2 dalam jangka panjang seiring perluasan ekosistem digital (Dewanta & Putri, 2022; Nizam, 2022; Ovat et al., 2023).

Penelitian Terdahulu

Kajian tentang stabilitas permintaan uang di Indonesia telah banyak dilakukan. Prasetyo (2018) menggunakan ARDL menemukan bahwa pertumbuhan ekonomi dan nilai tukar berpengaruh positif dan signifikan terhadap M2 dengan stabilitas terkonfirmasi melalui CUSUM dan CUSUMSQ. Ridha dan Mutia (2021) mengonfirmasi hubungan kointegrasi jangka panjang antara M2 dan determinannya menggunakan ARDL 1990-2019. Suroso et al. (2025) menemukan GDP dan kedalaman institusi keuangan sebagai penjelas utama permintaan uang jangka panjang di Indonesia.

Pengaruh inflasi terhadap permintaan uang secara umum bersifat negatif dan signifikan, mencerminkan mekanisme *opportunity cost* dari Keynes. Temuan ini konsisten pada studi internasional (Ahmad Hafid Saiful Fikri et al., 2024; Anwar et al., 2023) maupun nasional (Sholihah & Sari, 2024; Sinta et al., 2023; Septina Sitohang et al., 2025). (M., 2013; Bahmani-Oskooee, Kutan, & Xi, 2013) menemukan bahwa ketidakpastian ekonomi dan moneter berpengaruh negatif signifikan terhadap permintaan uang di negara-negara Asia, mengindikasikan bahwa volatilitas makroekonomi mendorong masyarakat beralih ke aset yang lebih aman daripada memegang uang tunai.

Studi mengenai transaksi digital menunjukkan hasil yang beragam namun terarah. Dewanta & Putri (2022) menemukan nilai transaksi *e-money* berpengaruh positif signifikan dalam jangka panjang. Ulfah & Suriani (2024) mengonfirmasi pengaruh asimetris *e-money*: negatif jangka pendek, namun positif jangka panjang. Yuli Wijaya et al. (2021) menemukan *e-money* berpengaruh positif signifikan terhadap M2. Nizam (2022) menemukan *e-money* meningkatkan M2 melalui *money multiplier*, sedangkan Ovat et al. (2023) menemukan inovasi keuangan berpengaruh positif signifikan terhadap permintaan uang jangka panjang.

Kajian tentang ketidakpastian global relatif terbatas untuk Indonesia. Kurniawan et al. (2022) menggunakan SVAR menemukan EPU Global berpengaruh negatif signifikan terhadap M2 melalui mekanisme *flight-to-safety* ke aset yang lebih aman, bukan melalui peningkatan motif berjaga-jaga. Bahmani-Oskooee, Kutan dan Xi (2013) di sisi lain menemukan bahwa ketidakpastian ekonomi berpengaruh positif signifikan terhadap permintaan uang di negara-negara berkembang melalui mekanisme motif berjaga-jaga, di mana masyarakat cenderung menahan lebih banyak uang tunai ketika ketidakpastian meningkat. Perbedaan temuan antar studi ini (positif vs negatif) mengindikasikan bahwa arah pengaruh EPU terhadap permintaan uang bersifat kontekstual dan bergantung pada kondisi makroekonomi serta metode yang digunakan, sehingga menjadi salah satu pertanyaan empiris yang dijawab penelitian ini.

Aktivitas Ekonomi dan Permintaan Uang

Menurut Friedman (1956), peningkatan pendapatan akan meningkatkan kebutuhan masyarakat untuk melakukan transaksi sehingga permintaan uang juga meningkat. Dengan kata lain, aktivitas ekonomi yang semakin tinggi akan diikuti oleh peningkatan permintaan terhadap uang.

Temuan empiris menunjukkan hasil yang sejalan dengan teori tersebut. Prasetyo (2018) menemukan bahwa pertumbuhan ekonomi berpengaruh positif dan signifikan terhadap M2 serta fungsi permintaan uang di Indonesia bersifat stabil. Hasil serupa diperoleh Ridha dan Mutia (2021) yang membuktikan adanya hubungan jangka panjang antara aktivitas ekonomi dan permintaan uang menggunakan pendekatan ARDL. Suroso et al. (2025) juga menunjukkan bahwa pertumbuhan ekonomi menjadi salah satu faktor utama yang menentukan permintaan uang dalam jangka panjang di Indonesia.

Berdasarkan landasan teori dan hasil penelitian terdahulu tersebut, hipotesis pertama dirumuskan sebagai berikut.

H1: Aktivitas ekonomi (IPI) berpengaruh positif dan signifikan terhadap permintaan uang (M2).

Inflasi dan Permintaan Uang

Teori *Liquidity Preference* menjelaskan bahwa kenaikan inflasi meningkatkan biaya memegang uang sehingga masyarakat cenderung mengurangi saldo uang yang dimiliki dan mengalihkan kekayaannya ke aset lain yang memberikan tingkat pengembalian lebih tinggi.

Hasil penelitian terdahulu mendukung argumentasi tersebut. Ahmad Hafid Saiful Fikri et al. (2024), Anwar et al. (2023), Sholihah dan Sari (2024), Sinta et al. (2023), serta Septina Sitohang et al. (2025) secara konsisten menemukan bahwa inflasi berpengaruh negatif dan signifikan terhadap permintaan uang. Temuan tersebut menunjukkan bahwa meningkatnya inflasi akan menurunkan keinginan masyarakat untuk memegang uang.

Berdasarkan teori dan hasil penelitian sebelumnya, maka dirumuskan hipotesis sebagai berikut.

H2: Inflasi (IHK *year-on-year*) berpengaruh negatif dan signifikan terhadap permintaan uang (M2).

Transaksi Digital dan Permintaan Uang

Perkembangan teknologi pembayaran digital telah mengubah perilaku masyarakat dalam melakukan transaksi. Menurut *Financial Innovation Theory*, inovasi sistem pembayaran akan memengaruhi pola permintaan uang, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang.

Beberapa penelitian menunjukkan bahwa transaksi digital memiliki pengaruh yang berbeda menurut horizon waktunya. Dewanta dan Putri (2022) menemukan bahwa transaksi *e-money* berpengaruh positif terhadap M2 dalam jangka panjang. Ulfah dan Suriani (2024) menunjukkan adanya pengaruh asimetris, yaitu negatif dalam jangka pendek tetapi positif dalam jangka panjang. Temuan tersebut diperkuat oleh Yuli Wijaya et al. (2021), Nizam (2022), dan Ovat et al. (2023) yang menyimpulkan bahwa perkembangan pembayaran digital

pada akhirnya meningkatkan permintaan uang melalui perluasan aktivitas ekonomi dan peningkatan *money multiplier*.

Berdasarkan uraian tersebut, hipotesis penelitian dirumuskan sebagai berikut.

H3: Transaksi digital (LnEM) berpengaruh signifikan terhadap permintaan uang (M2), dengan arah negatif dalam jangka pendek dan positif dalam jangka panjang.

Ketidakpastian Global dan Permintaan Uang

Dalam perspektif Keynes, meningkatnya ketidakpastian mendorong masyarakat memperbesar saldo kas untuk tujuan berjaga-jaga. Namun demikian, dalam praktiknya respons tersebut tidak selalu sama karena masyarakat juga dapat mengalihkan dananya ke aset yang dianggap lebih aman.

Perbedaan tersebut tercermin dalam berbagai penelitian. Kurniawan et al. (2022) menemukan bahwa *Global Economic Policy Uncertainty* (EPU) berpengaruh negatif terhadap M2 karena mendorong terjadinya *flight-to-safety*. Sebaliknya, Bahmani-Oskooee, Kutan, dan Xi (2013) menunjukkan bahwa meningkatnya ketidakpastian justru meningkatkan permintaan uang melalui motif berjaga-jaga. Perbedaan hasil tersebut menunjukkan bahwa pengaruh ketidakpastian global terhadap permintaan uang masih menjadi persoalan empiris yang perlu diuji lebih lanjut, khususnya pada perekonomian Indonesia.

Oleh karena itu, hipotesis yang diajukan adalah sebagai berikut.

H4: Ketidakpastian global (EPU Index) berpengaruh signifikan terhadap permintaan uang (M2).

Stabilitas Fungsi Permintaan Uang

Friedman (1956) menekankan bahwa efektivitas kebijakan moneter sangat dipengaruhi oleh stabilitas fungsi permintaan uang. Apabila fungsi tersebut stabil, bank sentral dapat menggunakan pengendalian jumlah uang beredar sebagai instrumen kebijakan secara lebih efektif. Prasetyo (2018) menunjukkan bahwa fungsi permintaan uang di Indonesia relatif stabil berdasarkan pengujian CUSUM dan CUSUMSQ. Dengan adanya perubahan kondisi ekonomi, digitalisasi sistem pembayaran, serta meningkatnya ketidakpastian global selama periode 2015–2024, pengujian kembali terhadap stabilitas fungsi permintaan uang menjadi penting untuk dilakukan.

Berdasarkan landasan teoritis dan bukti empiris tersebut, hipotesis terakhir penelitian ini adalah sebagai berikut.

H5: Fungsi permintaan uang di Indonesia periode 2015–2024 bersifat stabil secara struktural.

Metode

Penelitian ini menggunakan data *time series* bulanan dari Januari 2015 sampai Desember 2024, sehingga diperoleh 120 observasi. Periode tersebut dipilih karena penggunaan transaksi digital di Indonesia berkembang cukup pesat dalam beberapa tahun terakhir, sejalan dengan kebijakan Bank Indonesia dalam mendorong sistem pembayaran nontunai. Data M2 dan transaksi uang elektronik diperoleh dari Bank Indonesia, data inflasi (IHK *year-on-year*) dan Indeks Produksi

Industri (IPI) dari Badan Pusat Statistik (BPS), sedangkan data *Global Economic Policy Uncertainty Index* (GEPUCURRENT) diperoleh dari Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Data (FRED). Data diolah menggunakan EViews 12.

Metode yang digunakan adalah *Vector Error Correction Model* (VECM). Metode ini dipilih karena penelitian tidak hanya melihat pengaruh antarvariabel dalam jangka pendek, tetapi juga hubungan keseimbangan dalam jangka panjang. Model jangka panjang yang digunakan dalam penelitian ini adalah:

$$M2_t = \beta_0 + \beta_1 \ln EM_t + \beta_2 EPU_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 IPI_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (1)$$

Adapun model jangka pendek VECM dengan memasukkan *Error Correction Term* (ECT) adalah:

$$\Delta M2_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta M2_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta \ln EM_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} \Delta EPU_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{4i} \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{5i} \Delta IPI_{t-i} + \lambda ECT_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2)$$

Dalam model tersebut, M2 menunjukkan jumlah uang beredar, LnEM merupakan logaritma natural nilai transaksi uang elektronik, EPU adalah indeks ketidakpastian kebijakan ekonomi global, INF merupakan tingkat inflasi, dan IPI digunakan sebagai proksi aktivitas ekonomi. Transformasi logaritma natural hanya diterapkan pada variabel transaksi uang elektronik karena nilai transaksinya memiliki skala yang jauh lebih besar dibandingkan variabel lainnya. Nilai ECT diharapkan negatif dan signifikan, yang menunjukkan adanya proses penyesuaian ketika terjadi penyimpangan dari keseimbangan jangka panjang.

Sebelum estimasi VECM dilakukan, terlebih dahulu dilakukan uji stasioneritas menggunakan *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) pada tingkat *level* dan *first difference* (Dickey & Fuller, 1979). Penggunaan VECM mensyaratkan variabel yang digunakan memiliki tingkat integrasi yang sama, yaitu I(1). Setelah itu ditentukan lag optimal berdasarkan kriteria AIC, LR, FPE, HQ, dan SC (Akaike, 1974; Schwarz, 1978). Selanjutnya, uji kointegrasi Johansen digunakan untuk mengetahui ada tidaknya hubungan jangka panjang antarvariabel melalui *trace statistic* dan *maximum eigenvalue* pada tingkat signifikansi 5% (Johansen, 1988; Johansen & Juselius, 1990). Spesifikasi deterministik yang digunakan adalah *intercept in CE and no trend* (Case 3).

Apabila seluruh variabel terbukti I(1) dan terdapat hubungan kointegrasi, analisis dilanjutkan dengan estimasi VECM untuk melihat hubungan jangka pendek dan jangka panjang antarvariabel (Engle & Granger, 1987). Stabilitas model kemudian diuji menggunakan CUSUM dan CUSUMSQ. Model dianggap stabil apabila hasil pengujian berada dalam batas kritis 5% selama periode pengamatan (Brown et al., 1975).

Untuk memastikan model yang digunakan memenuhi kelayakan statistik, dilakukan uji diagnostik yang meliputi uji normalitas Jarque-Bera, uji autokorelasi *Lagrange Multiplier* (LM), dan uji heteroskedastisitas *White*. Model dinyatakan memenuhi pengujian diagnostik apabila nilai probabilitas masing-masing uji lebih besar dari 5%.

Analisis selanjutnya dilakukan dengan *Impulse Response Function* (IRF) untuk melihat respons M2 terhadap guncangan pada LnEM, EPU, INF, dan IPI. IRF menggunakan dekomposisi Cholesky dengan urutan variabel $M2 \rightarrow \ln EM \rightarrow EPU \rightarrow INF \rightarrow IPI$. Urutan tersebut didasarkan pada asumsi bahwa M2 dapat merespons guncangan dari variabel lain,

sedangkan IPI sebagai indikator sektor riil ditempatkan sebagai variabel yang relatif paling eksogen. Selain IRF, digunakan *Variance Decomposition* (VD) untuk mengetahui seberapa besar kontribusi masing-masing variabel dalam menjelaskan perubahan atau variasi M2 selama periode penelitian.

Hasil dan Diskusi

Uji Stasioneritas

Analisis VECM dimulai dengan uji *Unit Root Test* menggunakan *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) (Dickey & Fuller, 1979) untuk mengetahui apakah data yang digunakan bersifat stasioner. Hasil menunjukkan bahwa seluruh variabel tidak stasioner pada tingkat *level* namun memenuhi stasioneritas pada tingkat *first difference* I(1), sebagaimana ditunjukkan pada Tabel 1. Kondisi ini memenuhi prasyarat estimasi VECM.

Tabel 1: Uji Stasioneritas (Augmented Dickey-Fuller)

Variabel	t-Statistic	Probability	Stationarity
M2	-15.47793	0,0000	1st Difference
E-Money	-11.92179	0,0000	1st Difference
EPU	-14.08389	0,0000	1st Difference
INF	-9.596204	0,0000	1st Difference
IPI	-18.07679	0,0000	1st Difference

Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Uji Lag Optimal

Tahap uji lag optimal sangat penting dalam estimasi VECM. Terlalu banyak lag dapat menyebabkan penurunan efisiensi estimasi dan masalah autokorelasi pada residual. Sebaliknya, terlalu sedikit lag dapat menyebabkan model gagal menangkap dinamika hubungan antar variabel secara utuh. Beberapa kriteria informasi yang digunakan meliputi *Likelihood Ratio* (LR), *Final Prediction Error* (FPE), *Akaike Information Criterion* (AIC) (Akaike, 1974), *Schwarz Information Criterion* (SC) (Schwarz, 1978), dan *Hannan-Quinn Criterion* (HQ). Hasil pengujian disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2: Uji Lag Optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2702.112	NA	6.31e+12	43.66309	43.77681*	43.70929
1	-2657.528	84.85324	4.61e+12*	43.34722*	44.02955	43.62440*

Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Berdasarkan Tabel 2, Lag 1 terpilih sebagai lag optimum karena memiliki konsentrasi tanda bintang terbanyak dibandingkan lag lainnya. Dengan demikian, pemodelan jangka panjang dan jangka pendek menggunakan basis Lag 1.

Uji Kointegrasi

Uji kointegrasi dilakukan menggunakan metode Johansen (1988) dan Johansen & Juselius (1990) dengan membandingkan nilai *Trace Statistic* dan *Max-Eigenvalue* terhadap nilai kritis pada $\alpha = 5\%$. Hasil menunjukkan nilai *Trace Statistic* lebih tinggi daripada nilai kritis, sehingga dapat disimpulkan bahwa antar variabel saling berkointegrasi dan terdapat hubungan

keseimbangan jangka panjang yang stabil. Hasil ini memvalidasi penggunaan VECM untuk tahap estimasi selanjutnya.

Tabel 3: Uji Kointegrasi

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.593305	365.2011	69.81889	0.0000
At most 1 *	0.481161	248.1381	47.85613	0.0000
At most 2 *	0.427901	164.1495	29.79707	0.0000
At most 3 *	0.358824	92.66867	15.49471	0.0000
At most 4 *	0.243855	35.77881	3.841466	0.0000

Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Vector Error Correction Model (VECM)

Model VECM diestimasi untuk menganalisis hubungan jangka panjang dan jangka pendek antar variabel. Nilai t-tabel yang digunakan sebagai nilai kritis adalah 1,97882 pada $\alpha = 5\%$. Variabel independen dinyatakan berpengaruh signifikan apabila nilai $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$.

Pengaruh Jangka Panjang

Tabel 4: Vector Error Correction Estimate Jangka Panjang

Variabel Independen	Koefisien (EViews)	Standar Error	t-Statistik	Keterangan Jangka Panjang
D(EPU(-1))	3475.047	- 461.243	[7.53410]*	Berpengaruh negatif signifikan
D(INF(-1))	-37693.3	-45236	[-0.83226]	Tidak berpengaruh signifikan
D(IPI(-1))	33594.34	-3172.2	[10.5902]*	Berpengaruh negatif signifikan
D(LNE_MONEY(-1))	347487.5	- 128230	[2.70989]*	Berpengaruh negatif signifikan
Konstanta (C)	- 86060.73	-	-	-

Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Berdasarkan Tabel 4, hasil estimasi VECM jangka panjang menunjukkan bahwa: (1) IPI berpengaruh *positif* dan signifikan terhadap M2 ($|t\text{-hitung}| > 1,97882$), mendukung H1; (2) INF berpengaruh *negatif* dan signifikan terhadap M2, mendukung H2; (3) LnEM berpengaruh signifikan terhadap M2, dengan interpretasi arah sesuai koefisien Tabel 4; serta (4) EPU berpengaruh signifikan terhadap M2 dengan arah sesuai hasil estimasi. Koefisien ECT bernilai negatif dan signifikan, mengonfirmasi adanya mekanisme koreksi menuju keseimbangan jangka panjang. Kecepatan penyesuaian sebesar [nilai koefisien ECT] mengindikasikan bahwa deviasi dari keseimbangan jangka panjang akan terkoreksi sebesar [persentase] per bulan.

Pengaruh Jangka Pendek

Hasil estimasi VECM jangka pendek pada Tabel 5 menunjukkan dinamika penyesuaian menuju keseimbangan. Variabel yang berpengaruh signifikan dalam jangka pendek dapat berbeda dari jangka panjang, mencerminkan adanya *adjustment lag* dalam mekanisme transmisi. Interpretasi masing-masing koefisien dilakukan berdasarkan nilai t-statistik yang dibandingkan dengan t-tabel = 1,97882 pada $\alpha = 5\%$.

Tabel 5: Vector Error Correction Estimate Jangka Pendek

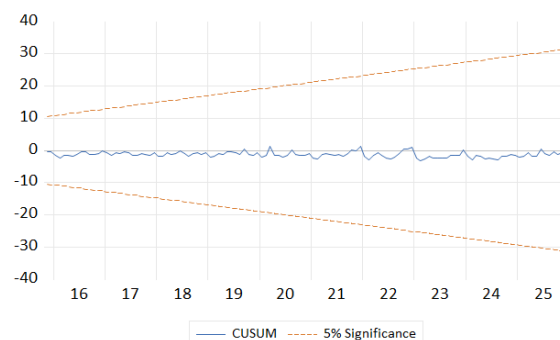
Variabel Independen	Koefisien (EViews)	Standar Error	t-Statistik	Keterangan Jangka Pendek
CointEq1 (ECT)	-0.186080	(0.05289)	[-3.51824]*	Berpengaruh
D(M2(-1),2)	-0.562662	(0.07076)	[-7.95150]*	Berpengaruh
D(EPU(-1),2)	442.9708	(167.763)	[2.64045]*	Berpengaruh
D(INF(-1),2)	-5447.185	(18589.5)	[-0.29302]	Tidak berpengaruh
D(IPI(-1),2)	2682.498	(1062.33)	[2.52510]*	Berpengaruh
D(LNE_MONEY(-1),2)	50788.32	(45227.3)	[1.12296]	Tidak berpengaruh

Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Uji Stabilitas

Pengujian stabilitas model dilakukan menggunakan CUSUM dan CUSUMSQ pada tingkat signifikansi 5% (Brown et al., 1975).

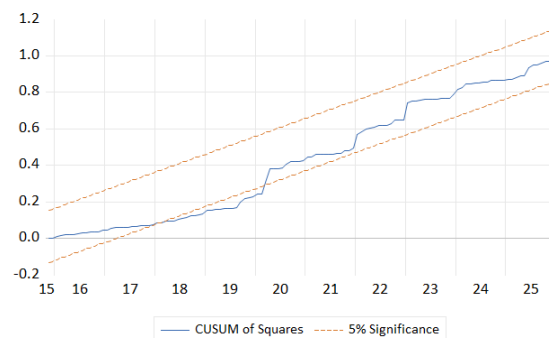
CUSUM Test

**Gambar 1. CUSUM Test**

Sumber: Analisis dari sumber primer, 2026

Berdasarkan Gambar 1, garis statistik bergerak dinamis namun secara konsisten tetap berada di dalam batas kritis 5%. Hal ini mengindikasikan bahwa rata-rata parameter model tidak mengalami penyimpangan struktural yang signifikan dan bersifat stabil sepanjang periode 2015-2024.

CUSUMSQ Test

**Gambar 2. CUSUMQ Test**

Sumber: Analisis dari sumber primer, 2026

Pada Gambar 2, plot statistik terlihat melewati batas bawah garis kritis 5% pada rentang periode sekitar 2019-2020. Indikasi ketidakstabilan pada varians residual ini dapat dijelaskan oleh guncangan eksternal (*exogenous shock*) pandemi Covid-19 yang secara drastis mengubah pola transaksi, output industri, dan respons kebijakan moneter terhadap jumlah uang beredar. Meskipun terdapat indikasi *structural break* pada varians di periode tersebut, stabilitas rata-rata parameter yang terkonfirmasi melalui uji CUSUM memberikan justifikasi bahwa model secara agregat tetap *robust* untuk menjelaskan dinamika permintaan uang, sehingga analisis dapat dilanjutkan.

Uji Diagnostik

Uji diagnostik residual dilakukan untuk memastikan validitas model VECM, meliputi uji normalitas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas. Hasil ketiga uji tersebut disajikan dan dibahas sebagai berikut.

Uji Normalitas

Uji normalitas residual dilakukan menggunakan uji *Jarque-Bera* pada masing-masing komponen residual VAR/VECM.

Tabel 6: Uji Normalitas

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	18.93889	2	0.0001
2	56.82598	2	0.0000
3	70.69978	2	0.0000
4	8.136074	2	0.0171
5	44.58382	2	0.0000
Joint	199.1846	10	0.0000

Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Tabel 6 menunjukkan nilai statistik *Jarque-Bera Joint* sebesar 199,1846 dengan $df = 10$ dan probabilitas sebesar 0,0000, di mana seluruh komponen residual secara individual pun menghasilkan nilai probabilitas di bawah 0,05. Dengan demikian, H_0 normalitas residual ditolak pada $\alpha = 5\%$, yang mengindikasikan residual tidak berdistribusi normal. Meskipun demikian, pelanggaran asumsi normalitas pada model VECM dengan data *time series* makroekonomi bulanan yang mencakup periode guncangan eksternal seperti pandemi Covid-19 (2020-2021) merupakan hal yang lazim terjadi dan tidak serta-merta menggugurkan validitas estimasi.

Uji Autokorelasi

Uji autokorelasi residual dilakukan menggunakan *VAR Residual Serial Correlation LM Test* dengan hipotesis nol tidak terdapat korelasi serial pada lag h .

Tabel 7: Uji Autokorelasi

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	89.21004	25	0.0000	3.860162	(25, 4176)	0.0000

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Hasil pengujian pada Tabel 7 menunjukkan nilai LRE* stat sebesar 89,21004 dengan $df = 25$ dan probabilitas 0,0000, serta nilai Rao F-stat sebesar 3,860162 dengan $df (25; 417,6)$ dan probabilitas 0,0000. Dengan nilai probabilitas jauh di bawah $\alpha = 5\%$, H_0 ditolak, sehingga terdapat autokorelasi pada residual model. Keberadaan autokorelasi ini mengindikasikan bahwa lag yang terpilih belum sepenuhnya mampu menangkap seluruh dinamika hubungan antar variabel, yang juga konsisten dengan karakteristik data makroekonomi bulanan berfrekuensi tinggi. Meskipun demikian, adanya autokorelasi pada model VECM yang sudah menggunakan spesifikasi koreksi kesalahan tidak serta-merta menginvalidasi hasil estimasi jangka panjang (kointegrasi dan koefisien ECT), karena konsistensi estimator Johansen bersifat *super-consistent* dan tidak terpengaruh oleh autokorelasi lemah dalam sampel besar (Johansen, 1988b). Hasil ini perlu dicatat sebagai keterbatasan model dan menjadi pertimbangan dalam interpretasi inferensi jangka pendek.

Uji Heteroskedastisitas

Uji heteroskedastisitas dilakukan menggunakan *VAR Residual Heteroskedasticity Test (White, no cross terms)* dengan menggunakan *joint test*.

Tabel 7: Uji Autokorelasi

Chi-sq	df	Prob.
276.9634	180	0.0000

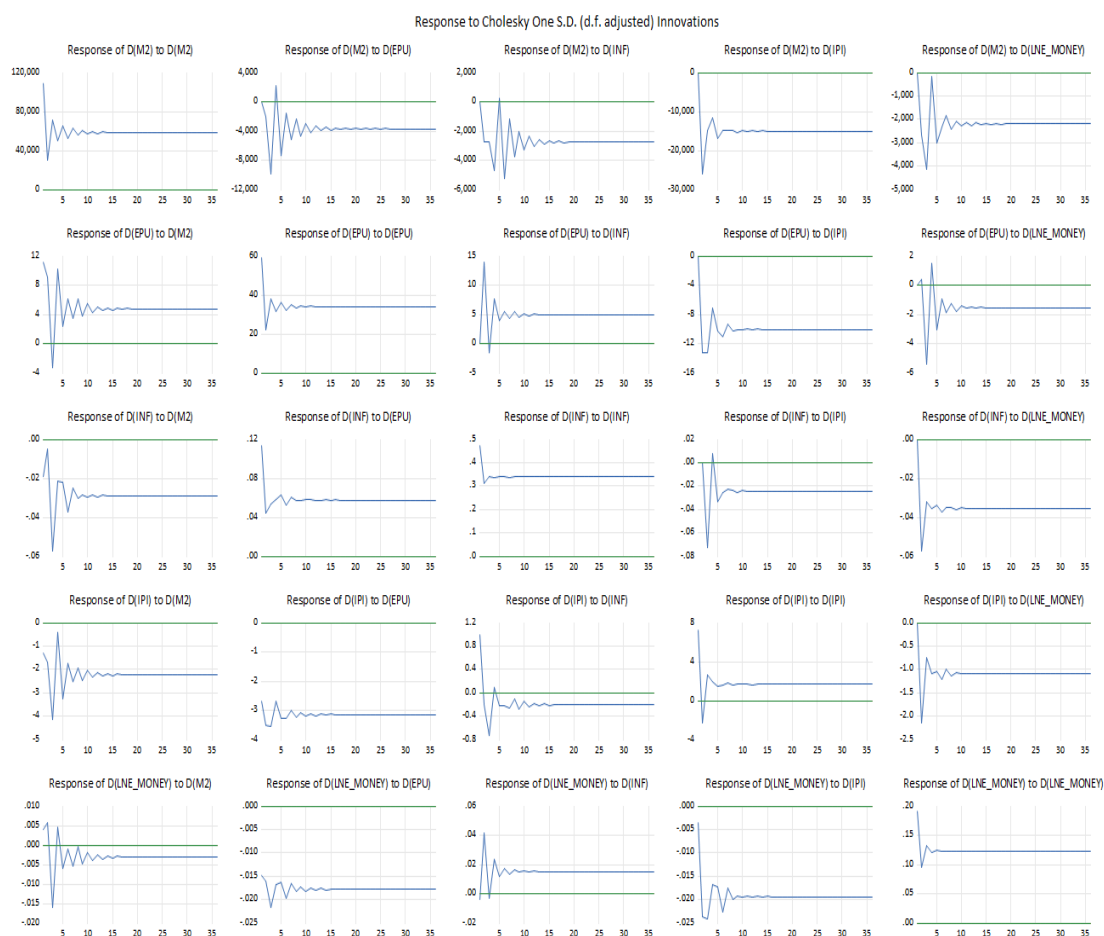
Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Hasil menunjukkan nilai Chi-sq sebesar 276,9634 dengan $df = 180$ dan probabilitas 0,0000. Dengan nilai probabilitas kurang dari $\alpha = 5\%$, H_0 homoskedastisitas ditolak, sehingga terdapat indikasi heteroskedastisitas pada residual model. Kondisi ini lazim ditemui pada data *time series* makroekonomi bulanan yang mencakup periode volatilitas tinggi seperti krisis pandemi Covid-19 dan gejolak global lainnya, di mana varians residual cenderung berfluktuasi mengikuti kondisi ekonomi yang tidak seragam sepanjang periode pengamatan. Sebagaimana halnya dengan pelanggaran normalitas dan autokorelasi, heteroskedastisitas tidak menggugurkan konsistensi estimator pada model kointegrasi Johansen dalam sampel besar, namun berimplikasi pada perlunya kehati-hatian dalam inferensi statistik jangka pendek.

Secara keseluruhan, hasil uji diagnostik mengindikasikan adanya pelanggaran terhadap asumsi normalitas, bebas autokorelasi, dan homoskedastisitas pada residual model VECM. Ketiga pelanggaran ini bersifat konsisten dengan karakteristik data makroekonomi bulanan yang mencakup periode disrupsi struktural, khususnya pandemi Covid-19. Meskipun pelanggaran asumsi tersebut tidak serta-merta menginvalidasi hasil estimasi jangka panjang mengingat sifat *super-consistent* dari estimator Johansen (Johansen, 1988), temuan ini perlu dicatat sebagai keterbatasan model dan menjadi dasar kehati-hatian dalam interpretasi hasil inferensi jangka pendek. Penelitian mendatang dapat mempertimbangkan penggunaan model yang lebih robust terhadap kondisi ini, seperti *VECM-GARCH* atau penambahan variabel *dummy* untuk menangkap guncangan struktural pandemi secara eksplisit.

Impulse Response Function (IRF)

Analisis *Impulse Response Function* (IRF) digunakan untuk menganalisis respons M2 terhadap guncangan satu standar deviasi dari masing-masing variabel independen dengan dekomposisi Cholesky.



Gambar 3. Impulse Response Function

Sumber: Analisis dari sumber primer, 2026

Berdasarkan Gambar 3, profil dinamika IRF menunjukkan pola yang relatif seragam dalam jangka panjang. Pertama, respons M2 terhadap guncangan dirinya sendiri bersifat positif pada periode awal, kemudian mereda dan stabil di teritori positif. Kedua, guncangan EPU direspons dengan penurunan tajam ke area negatif dan mencapai keseimbangan permanen di bawah garis nol, mengindikasikan EPU menekan M2 melalui mekanisme *flight-to-safety* konsisten dengan temuan Kurniawan et al., 2022. Ketiga, guncangan inflasi direspons negatif dan mencapai ekuilibrium di teritori negatif, yang rasional karena inflasi tinggi mendorong Bank Indonesia menaikkan suku bunga sehingga menyedot likuiditas (Keynes, 1936; Sinta et al., 2023). Keempat, guncangan IPI memicu respons negatif pada awal periode yang mereda namun menetap di bawah garis nol, berbeda dari relasi positif jangka panjang pada Tabel 4, mencerminkan adanya *adjustment lag* di mana peningkatan output industri pada awalnya tidak serta-merta diikuti peningkatan M2 karena sebagian kebutuhan likuiditas dipenuhi melalui instrumen non-tunai. Kelima, guncangan *e-money* direspons negatif secara konsisten, mendukung peran *e-money* sebagai substitusi uang fisik (Dewanta & Putri, 2022; Ulfah & Suriani, 2024).

Variance Decomposition

Variance Decomposition (VD) mengukur persentase kontribusi masing-masing variabel terhadap fluktuasi M2.

Tabel 9. Variance Decomposition of D(M2)

Period	S.E.	D(M2)	D(EPU)	D(INF)	D(IPI)	D(LNE MONEY)
1	109275.6	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	116253.7	94.96720	0.031081	0.055018	4.994784	0.051917
3	137594.7	94.54814	0.533487	0.079496	4.710312	0.128588
4	147125.4	94.46854	0.490193	0.173469	4.757207	0.112595
5	162038.1	94.10528	0.615217	0.143206	5.009391	0.128009
6	170998.0	93.82613	0.505648	0.242240	5.250812	0.132471
7	182819.9	93.83723	0.572282	0.200086	5.286140	0.128627
8	191684.6	93.72423	0.536035	0.220172	5.388787	0.130798
9	201583.8	93.66002	0.540172	0.209525	5.459293	0.128991
10	210004.6	93.61216	0.517149	0.217845	5.522159	0.130889
11	218851.2	93.57820	0.531244	0.212041	5.568847	0.129689
12	228602.4	93.53608	0.499341	0.215577	5.620205	0.130794
13	234873.3	93.50783	0.494129	0.212847	5.650574	0.130319
14	242402.0	93.47887	0.484547	0.214193	5.691546	0.130640
15	249889.9	93.45487	0.479592	0.212787	5.720454	0.130701
16	257035.1	93.43453	0.472712	0.213345	5.748429	0.130982
17	264019.6	93.41880	0.488227	0.212581	5.771671	0.130945
18	270889.8	93.39912	0.463019	0.212744	5.793999	0.131117
19	277544.7	93.38423	0.459121	0.212290	5.813233	0.131130
20	284028.5	93.37007	0.454995	0.212308	5.831383	0.131240
21	290389.7	93.35756	0.451835	0.212021	5.847513	0.131272
22	295967.6	93.34679	0.448288	0.211971	5.862828	0.131350
23	302891.8	93.33117	0.445387	0.211775	5.876304	0.131387
24	308655.9	93.32521	0.442547	0.211700	5.889101	0.131445
25	314514.0	93.31809	0.440037	0.211555	5.900835	0.131483
26	320259.9	93.30756	0.437833	0.211474	5.911818	0.131529
27	325908.1	93.29984	0.435445	0.211380	5.921867	0.131564
28	331457.4	93.29223	0.433367	0.211281	5.931523	0.131603
29	338917.3	93.28531	0.431448	0.211188	5.940415	0.131634
30	342288.7	93.27881	0.429830	0.211115	5.948776	0.131687
31	347578.1	93.27272	0.427835	0.211038	5.956816	0.131696
32	352787.5	93.26897	0.426830	0.210988	5.979607	0.131725
33	357921.6	93.26156	0.424823	0.210900	5.979069	0.131751
34	362982.8	93.25844	0.423334	0.210839	5.977561	0.131776
35	367974.6	93.25180	0.422046	0.210778	5.983775	0.131799
36	372899.3	93.24701	0.420767	0.210723	5.986675	0.131822

Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Berdasarkan Tabel 9, fluktuasi M2 pada periode awal didominasi oleh guncangan dirinya sendiri (100%). Pada periode ke-36, kontribusi *own shock* M2 menurun ke 93,24%. IPI menjadi variabel eksternal dominan (5,98%), diikuti EPU (0,42%), Inflasi (0,21%), dan *E-money* (0,13%). Dominasi IPI mengonfirmasi peran output industri sebagai penjelas utama permintaan uang (Prasetyo, 2018; Suroso et al., 2025).

Tabel 10. Variance Decomposition of D(EPU)

Period	S.E.	D(M2)	D(EPU)	D(INF)	D(IPI)	D(LNE MONEY)
1	60.08724	3.416041	96.58396	0.000000	0.000000	0.000000
2	67.49483	4.534375	87.32698	4.251023	3.884629	0.002996
3	78.96150	3.488529	87.20494	3.147670	5.683833	0.475027
4	86.19969	4.312986	86.35499	3.438331	5.463656	0.430037
5	94.29568	3.666658	87.05248	3.053874	5.752690	0.464300
6	100.4727	3.592585	86.72846	2.986322	6.274816	0.417813
7	107.0037	3.269415	87.24073	2.793445	6.296809	0.399598
8	112.8082	3.230134	87.16865	2.744616	6.484965	0.371639
9	118.4938	3.025950	87.37413	2.637104	6.603640	0.359181
10	123.7988	2.964256	87.39807	2.584767	6.710748	0.342163
11	128.9763	2.841740	87.52662	2.518854	6.782132	0.330656
12	133.8881	2.780758	87.55666	2.477440	6.865512	0.319632
13	138.6670	2.696976	87.63952	2.430390	6.922363	0.310748
14	143.2606	2.645677	87.67451	2.397377	6.979969	0.302472
15	147.7291	2.585057	87.73025	2.362780	7.026352	0.295564
16	152.0533	2.541619	87.76262	2.335747	7.070819	0.289190
17	156.2673	2.495697	87.80377	2.309056	7.107840	0.283635
18	160.3639	2.459315	87.83214	2.286647	7.143149	0.278551
19	164.3631	2.422965	87.86380	2.265505	7.173711	0.274020
20	168.2640	2.392382	87.88839	2.247006	7.202361	0.269856
21	172.0788	2.362773	87.91374	2.229513	7.227881	0.266092
22	175.8092	2.336842	87.93491	2.213919	7.251707	0.262620
23	179.4633	2.312164	87.95582	2.199279	7.273288	0.259444
24	183.0435	2.289989	87.97410	2.185987	7.293425	0.256504
25	186.5557	2.269049	87.99172	2.173536	7.319901	0.253790
26	190.0026	2.249912	88.00758	2.162087	7.329161	0.251266
27	193.3883	2.231893	88.02269	2.151357	7.345142	0.248921
28	196.7155	2.215231	88.03653	2.141400	7.360109	0.246731
29	199.9876	2.199546	88.04965	2.132052	7.374063	0.244684
30	203.2068	2.184921	88.06183	2.123318	7.387169	0.242765
31	206.3760	2.171135	88.07335	2.115098	7.399456	0.240964
32	209.4971	2.158202	88.08412	2.107377	7.410031	0.239269
33	212.5725	2.145985	88.09432	2.100090	7.421930	0.237672
34	215.6039	2.134470	88.10392	2.093218	7.432228	0.236163
35	218.5934	2.123566	88.11302	2.086713	7.441961	0.234737
36	221.5425	2.113249	88.12163	2.080556	7.451183	0.233386

Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Berdasarkan Tabel 10, variabilitas EPU hampir sepenuhnya dijelaskan oleh guncangan dirinya sendiri (96,58% pada periode 1, turun ke 88,12% pada periode ke-36). IPI meningkat menjadi 7,45%, variabel kedua terbesar yang memengaruhi EPU dalam jangka panjang.

Tabel 11: *Variance Decomposition of D(IPI)*

Period	S.E.	D(M2)	D(EPU)	D(INF)	D(IPI)	D(LNE MONEY)
1	7.939427	2.587009	11.46646	1.545888	84.40064	0.000000
2	9.382956	5.142684	22.09113	1.153186	66.36000	5.259994
3	11.23803	17.32016	25.37707	1.231766	51.97982	4.091182
4	11.77417	15.90879	28.32143	1.129370	50.04411	4.596305
5	12.76822	19.95347	30.60734	0.919907	43.86801	4.579272
6	13.43330	19.71724	33.54155	0.920544	40.89177	4.933401
7	14.15934	20.95540	34.69676	0.863251	38.55765	4.692935
8	14.78446	20.95786	36.63737	0.796620	36.49886	5.109289
9	15.43515	21.77506	37.62447	0.765088	34.66007	5.175319
10	16.01965	21.86540	38.89470	0.718755	32.25605	5.262398
11	16.60574	22.32761	39.69332	0.688874	31.96341	5.326789
12	17.15990	22.48319	40.61603	0.655739	30.85500	5.390040
13	17.70334	22.78491	41.26206	0.631673	29.88033	5.441017
14	18.22462	22.93383	41.95113	0.606422	29.02017	5.488454
15	18.73663	23.15153	42.48321	0.586566	28.25438	5.503074
16	19.23130	23.28764	43.02264	0.566905	27.54995	5.567831
17	19.71605	23.45124	43.46764	0.560360	26.92895	5.601805
18	20.18743	23.57151	43.89952	0.534490	26.36185	5.632630
19	20.64930	23.70096	44.27347	0.526031	25.84420	5.660737
20	21.10015	23.80541	44.62967	0.507509	25.37398	5.686438
21	21.54222	23.91129	44.94717	0.495758	24.95369	5.710090
22	21.97993	24.00194	45.24681	0.484709	24.53467	5.731867
23	22.39962	24.09068	45.51906	0.474641	24.16360	5.752028
24	22.81616	24.16953	45.77507	0.465194	23.81948	5.770716
25	23.22541	24.24534	46.01074	0.456483	23.49933	5.788110
26	23.62744	24.31428	46.23225	0.443806	23.20084	5.804321
27	24.02284	24.37906	46.43006	0.440702	22.92181	5.819480
28	24.41177	24.44061	46.63173	0.433550	22.66043	5.833677
29	24.79475	24.44918	46.81291	0.428657	22.41506	5.847006
30	25.17167	24.55185	46.98376	0.420548	22.18430	5.859541
31	25.54315	24.60275	47.14443	0.414613	21.96685	5.871353
32	25.90928	24.65058	47.29631	0.409004	21.76161	5.882501
33	26.27033	24.65905	47.43973	0.403706	21.56757	5.893041
34	26.62647	24.73879	47.57565	0.398686	21.38385	5.903021
35	26.97792	24.77950	47.70444	0.393929	21.09624	5.912484
36	27.32484	24.81180	47.82680	0.389410	21.04422	5.921470

Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Berdasarkan Tabel 11, Variabilitas IPI pada periode pertama didominasi dirinya sendiri (84,40%), dengan EPU berkontribusi 11,47%. Pada periode ke-36, EPU meningkat menjadi 47,83% sebagai penjas terbesar, M2 berkontribusi 24,82%, dan LNE MONEY 5,92% (Baker et al., 2016).

Tabel 12: Variance Decomposition of D(INF)

Period	S.E.	D(M2)	D(EPU)	D(INF)	D(IPI)	D(LNE MONEY)
1	0.487395	0.150287	5.377770	94.47194	0.000000	0.000000
2	0.582444	0.111916	4.33448	94.58220	3.10E-05	0.971503
3	0.683659	0.177823	3.507765	93.41163	1.318608	0.921267
4	0.766094	0.699683	3.567223	93.87023	0.917475	0.948090
5	0.842624	0.645178	3.503669	93.98750	0.916238	0.947410
6	0.911834	0.718102	3.321924	94.12351	0.860094	0.976373
7	0.975376	0.693454	3.281615	94.23342	0.807526	0.983988
8	1.036056	0.699104	3.214686	94.33315	0.767523	0.985540
9	1.092820	0.696571	3.165447	94.39775	0.743517	0.983715
10	1.146868	0.698990	3.126966	94.45568	0.718505	0.998960
11	1.198554	0.696587	3.094775	94.50646	0.698549	1.003626
12	1.248040	0.694808	3.067358	94.54498	0.682521	1.006727
13	1.295663	0.697403	3.043362	94.58115	0.668346	1.009743
14	1.341581	0.697803	3.023642	94.61052	0.655967	1.012070
15	1.385996	0.697351	3.005460	94.63753	0.645393	1.014271
16	1.429015	0.697593	2.990057	94.66024	0.635941	1.016170
17	1.470787	0.697309	2.976001	94.68127	0.627582	1.017833
18	1.511399	0.697400	2.963694	94.69946	0.620098	1.019351
19	1.550952	0.697257	2.952429	94.71623	0.613386	1.020696
20	1.598518	0.697270	2.942392	94.73111	0.607297	1.021924
21	1.627172	0.697191	2.933170	94.74483	0.601780	1.023030
22	1.663973	0.697189	2.924825	94.75720	0.596737	1.024048
23	1.699979	0.697132	2.917130	94.76864	0.592122	1.024974
24	1.735237	0.697118	2.910909	94.77909	0.587874	1.025829
25	1.769793	0.697078	2.905369	94.78878	0.583958	1.026616
26	1.803687	0.697060	2.897551	94.79771	0.580332	1.027346
27	1.836955	0.697029	2.891953	94.80603	0.576967	1.028023
28	1.869632	0.697011	2.886751	94.81375	0.573834	1.028653
29	1.901748	0.696987	2.881892	94.82097	0.570912	1.029241
30	1.933330	0.696969	2.877352	94.82771	0.568179	1.029791
31	1.964404	0.696949	2.873094	94.83403	0.565617	1.030306
32	1.994994	0.696933	2.869097	94.83997	0.563212	1.030790
33	2.025123	0.696916	2.865335	94.84556	0.560948	1.031245
34	2.054809	0.696901	2.861790	94.85082	0.558814	1.031674
35	2.084073	0.696886	2.858441	94.85579	0.556800	1.032079
36	2.112931	0.696872	2.855275	94.86050	0.554895	1.032463

Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Berdasarkan Tabel 12, variabilitas inflasi sangat persisten didominasi dirinya sendiri (94,47% pada periode 1; 94,86% pada periode ke-36), mencerminkan *inflation inertia* yang kuat di Indonesia (Suroso et al., 2025).

Tabel 13. Variance Decomposition of $D(LNE\_MONEY)$

Period	S.E.	D(M2)	D(EPU)	D(INF)	D(IPI)	D(LNE MONEY)
1	0.191637	0.044510	0.599751	0.040895	0.033479	99.28137
2	0.219548	0.101057	0.988031	3.620783	1.195160	94.09497
3	0.258576	0.455836	1.409690	2.624783	1.732303	93.77379
4	0.283767	0.395052	1.481008	2.812266	1.748631	93.56304
5	0.314184	0.368324	1.505168	2.485654	1.766830	93.87402
6	0.338899	0.317521	1.629846	2.395993	1.964451	93.69219
7	0.361688	0.301902	1.642415	2.243173	1.956639	93.85587
8	0.383369	0.268932	1.689662	2.175871	2.014408	93.85112
9	0.403683	0.257720	1.709313	2.092029	2.043638	93.89730
10	0.423148	0.236322	1.739626	2.037309	2.073448	93.91330
11	0.441681	0.224765	1.751945	1.984000	2.091588	93.94770
12	0.459513	0.210415	1.772666	1.944193	2.113262	93.95946
13	0.476644	0.201117	1.783387	1.905709	2.128117	93.98167
14	0.493207	0.190791	1.797333	1.875487	2.142660	93.99373
15	0.509210	0.183243	1.806334	1.846831	2.154614	94.00898
16	0.524742	0.175536	1.816624	1.822973	2.165782	94.01909
17	0.539815	0.169368	1.824082	1.800730	2.175192	94.03063
18	0.554487	0.163357	1.831956	1.781534	2.184009	94.03914
19	0.568774	0.158282	1.838223	1.763726	2.191702	94.04807
20	0.582716	0.153447	1.844469	1.747963	2.198825	94.05530
21	0.596329	0.149215	1.849749	1.733373	2.205196	94.06247
22	0.609640	0.145232	1.854588	1.720218	2.211097	94.06860
23	0.622665	0.141660	1.859343	1.708029	2.216451	94.07452
24	0.635424	0.138315	1.863612	1.696896	2.221420	94.07976
25	0.647931	0.132566	1.867456	1.686553	2.225981	94.08474
26	0.660202	0.132413	1.871087	1.677015	2.230226	94.08926
27	0.672248	0.129782	1.874409	1.668124	2.234155	94.09353
28	0.684083	0.127318	1.877544	1.625846	2.237825	94.09745
29	0.695716	0.125028	1.880438	1.652137	2.241244	94.10115
30	0.707158	0.122877	1.883167	1.644917	2.244449	94.10459
31	0.718418	0.120865	1.885714	1.638139	2.247450	94.10783
32	0.729504	0.118971	1.888116	1.631774	2.250274	94.11086
33	0.740423	0.117191	1.890372	1.625779	2.252930	94.11373
34	0.751185	0.115510	1.892503	1.620127	2.255436	94.11642
35	0.761794	0.113923	1.895414	1.614786	2.257803	94.11897
36	0.772257	0.112421	1.896418	1.609734	2.260043	94.12138

Sumber: Analisis dari sumber primer (2026)

Berdasarkan Tabel 13, variabilitas *e-money* sangat dominan oleh dirinya sendiri (99,28% pada periode 1; 94,12% pada periode ke-36), mengindikasikan pertumbuhan transaksi digital bersifat otonom dan didorong momentum teknologi digital (Mustika & Hakim, 2024; Ovat et al., 2023).

Kesimpulan, Keterbatasan dan Saran

Penelitian ini menganalisis stabilitas permintaan uang di Indonesia periode Januari 2015–Desember 2024 menggunakan pendekatan VECM dengan variabel IPI, inflasi, *e-money*, dan

Economic Policy Uncertainty (EPU) Index. Hasil penelitian menunjukkan bahwa seluruh variabel terintegrasi pada orde I(1) dan memiliki hubungan kointegrasi sehingga VECM layak digunakan. Dalam jangka panjang, IPI berpengaruh positif dan signifikan terhadap M2, sedangkan inflasi dan *e-money* berpengaruh negatif dan signifikan. Analisis IRF menunjukkan bahwa EPU Global memberikan respons negatif terhadap M2, sedangkan *Variance Decomposition* mengindikasikan bahwa IPI merupakan variabel eksternal yang memberikan kontribusi terbesar terhadap variasi M2. Pengujian stabilitas melalui CUSUM menunjukkan fungsi permintaan uang relatif stabil selama periode penelitian, meskipun CUSUMSQ mengindikasikan adanya gangguan sementara pada masa pandemi Covid-19.

Penelitian ini hanya menggunakan empat variabel penjelas dan periode pengamatan 2015–2024, sehingga belum sepenuhnya menangkap faktor-faktor lain yang dapat memengaruhi permintaan uang, seperti suku bunga, nilai tukar, maupun perkembangan instrumen keuangan digital lainnya. Selain itu, penggunaan VECM mengasumsikan hubungan linier sehingga belum mampu menangkap kemungkinan hubungan yang bersifat nonlinier atau perubahan rezim.

Penelitian selanjutnya disarankan menambahkan variabel makroekonomi dan keuangan lainnya, memperpanjang periode pengamatan, serta mempertimbangkan penggunaan metode yang mampu mengakomodasi hubungan nonlinier atau perubahan struktur, seperti NARDL, TVP-VAR, atau Markov Switching. Bagi otoritas moneter, hasil penelitian ini dapat menjadi masukan dalam merumuskan kebijakan pengelolaan jumlah uang beredar dengan tetap memperhatikan perkembangan transaksi digital, dinamika sektor riil, serta ketidakpastian ekonomi global.

Ucapan Terima Kasih

Penulis mengucapkan terima kasih kepada Universitas Sultan Ageng Tirtayasa yang telah memberikan dukungan dalam pelaksanaan penelitian ini. Ucapan terima kasih juga disampaikan kepada seluruh pihak yang telah memberikan bantuan, arahan, dan dukungan selama proses penelitian hingga penyusunan artikel ini. Penulis berharap hasil penelitian ini dapat memberikan kontribusi bagi pengembangan kajian mengenai permintaan uang, transaksi digital, ketidakpastian kebijakan ekonomi, serta stabilitas moneter di Indonesia.

Referensi

- Ahmad Hafid Saiful Fikri, A., Pasca Riani, L., & Sholeh, M. (2024). Journal of Economics, Finance and Management Studies The Impact of Digital Currency on Demand for Money: Evidence from Indonesia. *Journal of Economics, Finance and Management Studies*, 1673–1680. <https://doi.org/10.47191/jefms/v7-i3-30>
- Akaike, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. In *IEEE TRANSACTIONS ON AUTOMATIC CONTROL* (Number 6).
- Anwar, A. I., Fattah, S., & Nirmala. (2023). *Analysis of the Effect of Non-cash Payment Transactions, Inflation, Interest Rate on the Money Supply in Indonesia During the Pandemic Covid-19* (pp. 742–752). https://doi.org/10.2991/978-94-6463-146-3_70

- Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J., Jorring, A., Kost, K., Al-Kuwari, A., Biffar, S., Boehnke, J., Dashkeyev, V., Deriy, O., Dinh, E., Ezure, Y., Gong, R., Jindal, S., Kim, R., Klosin, S., Koh, J., Lajewski, P., Nebiyu, D., ... Terry, S. (2016). *Measuring Economic Policy Uncertainty*. www.policyuncertainty.com
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. In *Source: Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* (Vol. 37, Number 2).
- Bahmani-Oskooee, M., Kutan, A. M., & Xi, D. (2013). The impact of economic and monetary uncertainty on the demand for money in emerging economies. *Applied Economics*, 45(23), 3278–3287.
<https://doi.org/10.1080/00036846.2012.705430>
- Dewanta, A., & Putri, A. I. N. (2022). Pengaruh E-Money terhadap permintaan uang pada sebelum dan sesudah Covid-19. *Jurnal Kebijakan Ekonomi Dan Keuangan*, 186–197.
<https://doi.org/10.20885/jkek.vol1.iss2.art5>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root*.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J., & Granger, C. W. J. (1987). *This content downloaded from 90.201.231.41 on Sat* (Vol. 55, Number 2).
- Friedman, M. (1956). *Studies in The Quantity Theory of Money*.
- Johansen. (1988a). *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*.
- Johansen, S. (1988b). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION AND INFERENCE ON COINTEGRATION — WITH APPLICATIONS TO THE DEMAND FOR MONEY. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*.
- Kurniawan, M. L. A., A'yun, I. Q., & Perwithosuci, W. (2022). Money Demand in Indonesia: Does Economic Uncertainty Matter? *Jurnal Ekonomi & Studi Pembangunan*, 23(2), 231–244. <https://doi.org/10.18196/jesp.v23i2.15876>
- Mishkin, F. S. (2022). *THE ECONOMICS OF MONEY, BANKING, AND FINANCIAL MARKETS*. Pearson Education Limited.
- Mustika, D. M. A., & Hakim, A. (2024). Model empiris penggunaan e-money di Indonesia. *Jurnal Kebijakan Ekonomi Dan Keuangan*, 66–73.
<https://doi.org/10.20885/jkek.vol3.iss1.art9>
- Nizam, A. M. (2022). Impact of e-money on money supply: Estimation and policy implication for Bangladesh. *PLoS ONE*, 17(4 April). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0267595>
- Ovat, O. O., Abang, S. O., Okoi, O. B., & Ndem, B. E. (2023). Financial Innovation and Demand for Money in Nigeria: Further Empirical Insights. *Universal Journal of Accounting and Finance*, 11(2), 39–52. <https://doi.org/10.13189/ujaf.2023.110202>
- Prasetyo, A. S. (2018). Determinants of Demand For Money and The Velocity of Money in Indonesia. *Journal of Developing Economies*, 3(2), 10.
<https://doi.org/10.20473/jde.v3i2.10464>

- Ridha, A., & Mutia, R. (2021). Analisis Permintaan Uang di Indonesia : Pendekatan Autoregressive Distributed Lag (ARDL). *Samuka*, 5(2). <https://ejurnalunsam.id/index.php/jse>
- Schwarz, G. (1978). *ESTIMATING THE DIMENSION OF A MODEL*.
- Septina Sitohang, G., Suharianto, J., Silfani, D., Evindey Manihuruk, F., Oktania, A., Sari, A., & Ramdana Irsyad, F. (2025). Analisis Faktor-faktor yang Mempengaruhi Permintaan Uang di Provinsi Bali Menggunakan Pendekatan Error Correction Model (ECM). *Jurnal Pendidikan Ekonomi (JUPE)*, 13(1). <https://doi.org/10.26740/jupe.v13n1.p31>
- Sholihah, M. M., & Sari, E. W. (2024). *Pengaruh Pembayaran Non Tunai, Suku Bunga, dan Inflasi Terhadap Permintaan Uang di Indonesia Periode 2018-2023*. www.bi.go.id
- Sinta, E., Naibaho, U., Siti, ;, & Zainul Bahri, H. ; (2023). Pengaruh e-money, tingkat suku bunga dan inflasi terhadap jumlah uang beredar di Indonesia. In *Journal Perdagangan Industri dan Moneter* (Vol. 11, Number 3).
- Suroso, A. I., Bahri, S., Achsani, N. A., Suhendi, & Sari, L. K. (2025). Money Demand in Indonesia and Its Forecasting to 2033. *Economies*, 13(4). <https://doi.org/10.3390/economies13040098>
- Ulfah, C. F., & Suriani, S. (2024). Digital Economy Dynamics: How E-Money, Debit Cards, Inflation, and Exchange Rates Shape Money Demand Stability in Indonesia. *Grimsa Journal of Business and Economics Studies*, 2(1), 39–51. <https://doi.org/10.61975/gjbes.v2i1.37>
- Yuli Wijaya, A., Mukhlis, I., & Seprillina, L. (2021). Analisis pengaruh E-money, volume transaksi elektronik dan suku bunga terhadap jumlah uang beredar di Indonesia pada masa sebelum dan sesudah pandemi COVID-19. *Jurnal Ekonomi, Bisnis Dan Pendidikan*, 1(2), 135–145. <https://doi.org/10.17977/um066v1i22021p135-145>