

**PENGARUH KEBIJAKAN MONETER (MELALUI JUMLAH UANG
BEREDAR, SUKU BUNGA ACUAN, INFLASI, EXCHANGE RATE
(USD/IDR)), DAN HARGA EMAS DUNIA TERHADAP INDEKS HARGA
SAHAM GABUNGAN (IHSG) DI BURSA EFEK INDONESIA PERIODE
2010–2024**

SKRIPSI



Oleh:

Nama : Muhammad Jiddan Khairuzaman
Nomor Mahasiswa : 22313026
Program Studi : Ekonomi Pembangunan

**UNIVERSITAS ISLAM INDONESIA
FAKULTAS BISNIS DAN EKONOMIKA**

2026

HALAMAN JUDUL

Pengaruh Kebijakan Moneter (Melalui Jumlah Uang Beredar, Suku Bunga Acuan, Inflasi, Exchange Rate (USD/IDR)), dan Harga Emas Dunia terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indonesia Periode 2010-2024

SKRIPSI

disusun dan diajukan untuk memenuhi syarat ujian akhir
guna memperoleh gelar Sarjana jenjang Strata 1
Program Studi Ekonomi Pembangunan,
pada Fakultas Bisnis dan Ekonomika
Universitas Islam Indonesia

Oleh:

Nama : Muhammad Jiddan Khairuzaman
Nomor Mahasiswa : 22313026
Program Studi : Ekonomi Pembangunan

UNIVERSITAS ISLAM INDONESIA
FAKULTAS BISNIS DAN EKONOMIKA
2026

PERNYATAAN BEBAS PLAGIARISME

Dengan ini saya menyatakan secara sadar dan penuh tanggung jawab bahwa skripsi yang saya susun merupakan hasil pemikiran dan kerja saya sendiri, yang ditulis dengan menjunjung tinggi prinsip integritas akademik serta berpedoman pada ketentuan dalam Buku Pedoman Penulisan Skripsi Program Studi Ekonomi Pembangunan Fakultas Bisnis dan Ekonomika Universitas Islam Indonesia. Saya memastikan bahwa seluruh isi karya ilmiah ini terbebas dari praktik plagiasi dalam bentuk apa pun, baik secara keseluruhan maupun sebagian, sebagaimana didefinisikan dalam pedoman tersebut. Apabila di kemudian hari terbukti bahwa pernyataan ini tidak sesuai dengan keadaan yang sebenarnya, maka saya bersedia menerima segala bentuk sanksi akademik sesuai dengan peraturan yang berlaku.

Yogyakarta, 4 Mei 2026

Penulis,

A handwritten signature in black ink is written over a red rectangular meter stamp. The stamp features the Garuda Pancasila emblem and the text 'METERAI TEMPEL' and 'B733AAJX003749352'.

Muhammad Jiddan Khairuzaman

PENGESAHAN

PENGARUH KEBIJAKAN MONETER (MELALUI JUMLAH UANG BEREDAR,
SUKU BUNGA ACUAN, INFLASI, EXCHANGE RATE (USD/IDR)), DAN
HARGA EMAS DUNIA TERHADAP INDEKS HARGA SAHAM GABUNGAN
(IHSG) DI BURSA EFEK INDONESIA PERIODE 2010-2024

Nama : Muhammad Jiddan Khairuzaman

Nomor Mahasiswa : 22313026

Jurusan : Ekonomi Pembangunan

Yogyakarta, 1 Mei 2026
Telah disetujui dan disahkan



Prof. Jaka Sriyana S.E., M.Si., Ph.D.

BERITA ACARA UJIAN TUGAS AKHIR/SKRIPSI

SKRIPSI BERJUDUL

PENGARUH KEBIJAKAN MONETER (MELALUI JUMLAH UANG BEREDAR (M2), SUKU BUNGA ACUAN (BI-RATE), INFLASI, DAN NILAI TUKAR (USD/IDR)) SERTA HARGA EMAS DUNIA TERHADAP INDEKS HARGA SAHAM GABUNGAN (IHSG) DI BURSA EFEK INDONESIA PERIODE 2010-2024

Disusun oleh : MUHAMMAD JIDDAN KHAIRUZAMAN

Nomor Mahasiswa 22313026

Telah dipertahankan didepan Tim Penguji dan dinyatakan Lulus
pada hari, tanggal: Selasa, 09 Juni 2026

Penguji/Pembimbing Skripsi : Prof. Jaka Sriyana, SE., M.Si., Ph.D.

Penguji : Drs. Akhsyim Afandi, MA., Ph.D.

Mengetahui
Dekan Fakultas Bisnis dan Ekonomika
Universitas Islam Indonesia



Prof. Johan Arifin, S.E., M.Si., Ph.D.

HALAMAN PERSEMBAHAN

Alhamdulillahirabbilalamin, Segala puji dan syukur penulis panjatkan ke hadirat Allah SWT atas limpahan rahmat, karunia, serta kemudahan yang diberikan sehingga proses penelitian hingga penyusunan skripsi ini dapat diselesaikan dengan baik. Penyusunan karya ilmiah ini tidak terlepas dari dukungan berbagai pihak yang berperan penting, baik secara moral maupun akademik. Oleh karena itu, skripsi ini penulis persembahkan kepada orang tua tercinta yang senantiasa menghadirkan kasih sayang, doa, dan motivasi tanpa henti selama masa studi hingga tahap akhir penyusunan penelitian. Apresiasi yang tulus juga penulis sampaikan kepada dosen pembimbing yang dengan penuh kesabaran memberikan arahan, masukan konstruktif, serta pendampingan intelektual dalam setiap tahapan penulisan. Selain itu, kebersamaan dan dukungan rekan-rekan mahasiswa Ekonomi Pembangunan angkatan 2022 turut menjadi sumber semangat yang memperkaya dinamika proses akademik penulis. Dukungan kolektif tersebut menjadi fondasi penting yang memungkinkan penelitian ini terselesaikan secara optimal.

KATA PENGANTAR

Assalamualaikum warahmatullahi wabarakatuh.

Puji dan syukur penulis panjatkan ke hadirat Allah SWT atas segala rahmat, taufik, dan hidayah-Nya sehingga tugas akhir yang berjudul *“Pengaruh Kebijakan Moneter (Melalui Jumlah Uang Beredar, Suku Bunga Acuan, Inflasi, Exchange Rate (USD/IDR)), dan Harga Emas Dunia terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indonesia Periode 2010-2024”* dapat diselesaikan dengan baik. Penyusunan skripsi ini dilakukan sebagai salah satu persyaratan untuk memperoleh gelar Sarjana Strata Satu pada Fakultas Bisnis dan Ekonomika Universitas Islam Indonesia. Topik ini dipilih mengingat dinamika kebijakan moneter dan pergerakan variabel makroekonomi memiliki keterkaitan erat dengan fluktuasi pasar modal, khususnya IHSG, sehingga kajiannya relevan dalam konteks perkembangan ekonomi nasional.

Penulis menyadari bahwa proses penyusunan penelitian ini tidaklah sederhana dan tidak mungkin terselesaikan tanpa dukungan, arahan, serta doa dari berbagai pihak. Oleh karena itu, pada kesempatan ini penulis menyampaikan apresiasi dan terima kasih yang sebesar-besarnya kepada:

1. Ibu Sri Rahmawati, S.Sos. dan Bapak Dr. (Purn.) Kopol. Wahyudin, S.H., M.M.Pd., atas doa, kasih sayang, serta dukungan moral yang senantiasa menguatkan penulis selama menempuh studi.
2. Bapak Prof. Jaka Sriyana, S.E., M.Si., Ph.D., selaku dosen pembimbing, yang telah meluangkan waktu, tenaga, dan pemikiran dalam memberikan bimbingan, arahan, serta masukan yang konstruktif sepanjang proses penelitian dan penulisan skripsi ini.
3. Bapak Johan Arifin, S.E., M.Ec., Ph.D., selaku Dekan Fakultas Bisnis dan Ekonomika Universitas Islam Indonesia.
4. Bapak Abdul Hakim, S.E., M.Ec., Ph.D., selaku Kepala Program Studi Ekonomi Pembangunan Fakultas Bisnis dan Ekonomika Universitas Islam Indonesia.

5. Seluruh dosen di lingkungan Fakultas Bisnis dan Ekonomika Universitas Islam Indonesia yang telah membekali penulis dengan ilmu pengetahuan dan wawasan akademik selama masa perkuliahan.
6. Kepada adik dan kakak tercinta, yaitu Rizki Alfahri, Octaviani Andriani Pratama, S.H., Kombes Pol Dodo Hendro Kusuma, S.I.K., M.Si., Setiana Adi Saputra, Teti Hamtini, dr. Ira Satya Dharma, serta Rifqy Rasyadi Wibowo, S.E., yang senantiasa memberikan dukungan, doa, perhatian, serta motivasi dalam setiap proses penyelesaian skripsi ini.
7. Hisyam, Rianda, Dina, Syania, Hanna, Pinanggih, Achmad, Naya , dan Angela yang senantiasa memberikan dukungan, kebersamaan, serta semangat dalam menyelesaikan studi ini.

Skripsi ini juga lahir dari perjalanan panjang yang penulis tempuh sendiri. Setiap lelah, jatuh bangun, serta doa yang terucap merupakan bagian dari ikhtiar penulis dalam mempersiapkan diri sebaik mungkin, bukan hanya sebagai seorang sarjana, tetapi sebagai seorang laki-laki yang ingin hadir dengan tanggung jawab dan integritas dalam kehidupannya kelak. Oleh karena itu, kepada calon istri dan anak-anak penulis di masa depan, karya ini menjadi saksi bahwa suami dan ayah kalian pernah berjuang menempuh pendidikan dengan sungguh-sungguh. Semua ini dijalani bukan untuk membuktikan sesuatu kepada dunia, melainkan sebagai bentuk persiapan agar kelak penulis dapat berdiri di hadapan kalian sebagai laki-laki yang telah menjaga pendidikannya, dirinya, dan masa depannya dengan penuh tanggung jawab serta kasih sayang.

Terakhir, penulis ingin mengucapkan terima kasih kepada diri sendiri yang telah mampu bertahan di tengah rasa lelah, ragu, dan kesendirian, namun tetap memilih untuk melangkah hingga menyelesaikan apa yang telah dimulai. Tanpa keteguhan tersebut, skripsi ini tidak akan pernah sampai pada tahap ini.

Akhir kata, penulis menyadari bahwa skripsi ini masih memiliki keterbatasan. Oleh karena itu, kritik dan saran yang membangun sangat diharapkan demi perbaikan di masa mendatang. Semoga skripsi ini dapat memberikan manfaat bagi pengembangan ilmu pengetahuan, serta bagi semua pihak yang membacanya.

DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL.....	i
PERNYATAAN BEBAS PLAGIARISME	ii
PENGESAHAN.....	iii
BERITA ACARA UJIAN TUGAS AKHIR/SKRIPSI	iv
HALAMAN PERSEMBAHAN.....	v
KATA PENGANTAR	vi
DAFTAR ISI	viii
DAFTAR GRAFIK.....	xi
DAFTAR TABEL.....	xii
DAFTAR GAMBAR	xiii
DAFTAR LAMPIRAN.....	xiv
ABSTRAK	xv
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah.....	12
1.3 Tujuan dan Manfaat Penelitian.....	13
1.3.1 Tujuan Penelitian.....	13
1.3.2. Manfaat Penelitian.....	14
BAB II KAJIAN PUSTAKA DAN LANDASAN TEORI	15
2.1 Kajian Pustaka.....	15
2.2 Landasan Teori.....	20
2.2.1 Arbitrage Pricing Theory (APT)	20
2.2.2 Kebijakan Moneter.....	22
2.2.3 Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG)	24
2.2.4 Jumlah Uang Beredar (M2).....	26
2.2.5 Suku Bunga Acuan (BI-Rate)	27

2.2.6 Inflasi.....	29
2.2.7 Nilai Tukar (USD/IDR)	32
2.2.8 Harga Emas Dunia.....	33
2.3 Pengembangan Hipotesis dan Kerangka Konseptual	34
2.3.1 Pengaruh Jumlah Uang Beredar (M2) terhadap IHSG	34
2.3.2 Pengaruh BI-Rate terhadap IHSG	35
2.3.3 Pengaruh Inflasi terhadap IHSG	36
2.3.4 Pengaruh Nilai Tukar (USD/IDR) terhadap IHSG	37
2.3.5 Pengaruh Harga Emas Dunia terhadap IHSG.....	38
2.4 Kerangka Penelitian.....	39
BAB III METODE PENELITIAN	40
3.1 Jenis dan Cara Pengumpulan Data	40
3.2 Definisi Variabel Operasional.....	40
3.2.1 Variabel Dependen (Y)	40
3.2.2 Variabel Independen (X).....	41
3.3 Metode Analisis Data.....	45
3.3.1 Model Autoregressive Distributed Lag (ARDL)	45
3.3.2 Uji Stasioneritas Data	47
3.3.3 Transformasi Data	48
3.3.4 Penentuan Lag Optimal	49
3.3.5 Uji Kointegrasi (Bounds Test)	50
3.3.6 Estimasi Model Jangka Pendek dan Jangka Panjang (ECM–ARDL)	51
3.3.7 Uji Diagnostik Model	54
3.3.8 Uji Signifikansi	56
BAB IV HASIL ANALISIS DAN PEMBAHASAN	58
4.1 Deskripsi Data Penelitian.....	58
4.2 Hasil dan Analisis Pengolahan Data.....	61
4.2.1 Uji Stasioneritas (<i>Unit Root Test</i>).....	61
4.2.2 Penentuan <i>Lag Optimum</i>	64

4.2.3 Uji Kointegrasi (<i>Bound Test</i>)	65
4.2.4 Estimasi Model <i>ARDL</i>	66
4.2.5 Uji Diagnostik Model	71
4.2.5.1 Uji Normalitas	71
4.2.5.2 Uji Autokorelasi.....	72
4.2.5.3 Uji Heteroskedastisitas	73
4.2.8 Analisis Jangka Pendek (<i>Error Correction Model / ECM</i>).....	74
4.2.9 Analisis Jangka Panjang.....	77
4.2.10 Uji Stabilitas Model (<i>Stability Test</i>)	80
4.3 Pembahasan	82
4.3.1 Analisis Pengaruh Jumlah Uang Beredar (M2) terhadap IHSG).....	82
4.3.2 Analisis pengaruh suku bunga acuan Bank Indonesia (BI Rate) terhadap IHSG.....	84
4.3.3 Analisis Pengaruh Inflasi Terhadap IHSG	86
4.3.4 Analisis Pengaruh Nilai Tukar (USD/IDR) Terhadap IHSG	87
4.3.5 Analisis Pengaruh Harga Emas Dunia Terhadap IHSG	89
4.3.6 Analisis Pengaruh Simultan M2, BI Rate, Inflasi, Kurs USD/IDR, dan Harga Emas Global terhadap IHSG.	91
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN	93
5.1 Keimpulan.....	93
5.2 Implikasi Penelitian	95
5.3 Saran untuk Penelitian Selanjutnya.....	96
DAFTAR PUSTAKA	97
LAMPIRAN	105

DAFTAR GRAFIK

Grafik 1. 1 Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) 2010-2024.....	3
Grafik 1. 2 Jumlah Uang Beredar (M2) 2010-2024 (Milyar Rupiah)	5
Grafik 1. 3 Suku Bunga Acuan Bank Indonesia (BI Rate) 2010-2024 (persen)	6
Grafik 1. 4 Inflasi Indonesia selama periode 2010–2024 (Persen)	7
Grafik 1. 5 Nilai Tukar Rupiah terhadap Dolar AS selama Periode 2010–2024.....	8
Grafik 1. 6 Harga Emas Dunia periode 2010-2024 (USD/Troy ounce).....	9

DAFTAR TABEL

Tabel 2. 1 Kajian Pustaka.....	16
Tabel 4. 1 Hasil Analisis Deskriptif Statistik	59
Tabel 4. 2 Hasil Uji Stasioneritas Pada Level	61
Tabel 4. 3 Hasil Uji Stasioneritas Pada First Difference.....	63
Tabel 4. 4 Penentuan Lag Optimum.....	65
Tabel 4. 5 Hasil Bound Test.....	66
Tabel 4. 6 Hasil Estimasi ARDL	67
Tabel 4. 7 Hasil Uji Normalitas	72
Tabel 4. 8 Hasil Uji Autokorelasi.....	73
Tabel 4. 9 Hasil Uji Heteroskedastisitas	73
Tabel 4. 10 Hasil Analisis Jangka Pendek (ECM)	74
Tabel 4. 11 Hasil Analisis Jangka Panjang	78
Tabel 4. 12 Hasil Uji CUSUM.....	80
Tabel 4. 13 Hasil Uji CUSUMQ	81

DAFTAR GAMBAR

Gambar 2. 1 Kerangka berpikir	39
-------------------------------------	----

DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1 Data yang Digunakan Dalam Penelitian (Sebelum Ln).....	105
Lampiran 2 Data-Data yang Digunakan Dalam Penelitian Ln.....	114
Lampiran 3 Hasil Olah Data	122

ABSTRAK

Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) merupakan cerminan respons pasar terhadap dinamika makroekonomi dan ketidakpastian global. Namun, ketidakkonsistenan hasil penelitian terdahulu mengenai pengaruh indikator-indikator tersebut menjadi celah dalam studi ini. Tujuan penelitian ini adalah untuk mengetahui pengaruh jumlah uang beredar (M2), BI Rate, inflasi, nilai tukar USD/IDR, dan harga emas dunia terhadap IHSG di Indonesia. Berlandaskan kerangka Arbitrage Pricing Theory (APT), studi kuantitatif ini menggunakan 180 observasi data bulanan yang dianalisis melalui metode Autoregressive Distributed Lag (ARDL) untuk memetakan hubungan jangka pendek dan jangka panjang secara komprehensif. Hasil uji simultan menunjukkan bahwa seluruh variabel independen memengaruhi pergerakan IHSG secara signifikan dengan daya jelas model mencapai 98,55%. Secara parsial, ekspansi M2 berpengaruh positif sebagai pendorong indeks di jangka panjang, meski sempat memicu aksi profit taking pada lag tertentu di jangka pendek. Variabel inflasi dan BI Rate terbukti membutuhkan waktu transmisi sehingga baru berdampak signifikan pada lag tertentu dalam jangka pendek, namun keduanya tidak berpengaruh signifikan dalam jangka panjang akibat adaptasi pelaku pasar. Sementara itu, nilai tukar USD/IDR memberikan tekanan negatif dan menjadi faktor paling dominan yang menekan pasar, sejalan dengan harga emas dunia yang secara konsisten berpengaruh negatif baik di jangka pendek maupun panjang akibat pergeseran preferensi investor ke aset *safe haven*. Lebih lanjut, analisis kointegrasi mengonfirmasi bahwa pasar membutuhkan waktu penyesuaian sekitar 8,6 bulan untuk menyerap guncangan makroekonomi dan kembali ke titik keseimbangan.

Kata Kunci: *Kebijakan Moneter, M2, BI-Rate, Inflasi, Nilai Tukar, Harga Emas, IHSG, ARDL, APT.*

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Pasar modal memegang peran penting dalam mendukung pertumbuhan ekonomi Indonesia karena menjadi sarana bertemunya pihak yang membutuhkan pendanaan dengan investor yang memiliki surplus dana. Melalui mekanisme perdagangan saham, pasar modal menyediakan akses pembiayaan jangka panjang bagi perusahaan sekaligus memberikan peluang bagi investor untuk mengembangkan kekayaan melalui instrumen investasi yang produktif. Aktivitas pasar modal juga memperkuat struktur keuangan nasional karena mampu meningkatkan efisiensi alokasi dana dan memperluas likuiditas perekonomian (Lubis *et al.*, 2024).

Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) merupakan indikator utama yang menggambarkan kondisi umum pasar modal Indonesia. Indeks ini memuat rata-rata pergerakan seluruh saham yang tercatat di Bursa Efek Indonesia (BEI), baik saham biasa maupun preferen. IHSG pertama kali diperkenalkan pada 1 April 1983 dan sejak itu menjadi barometer yang kerap dijadikan acuan untuk membaca arah pasar serta menangkap sentimen investor terhadap perkembangan ekonomi nasional. Melalui perubahan IHSG dari waktu ke waktu, dapat terlihat bagaimana pasar merespons kebijakan pemerintah, perkembangan fundamental ekonomi, hingga gejolak global yang memengaruhi arus modal. Dalam satu dekade terakhir, IHSG menunjukkan kecenderungan yang semakin stabil dan bertumbuh, menandakan meningkatnya kepercayaan pelaku pasar terhadap ekonomi Indonesia sekaligus menguatkan posisi pasar modal dalam mendukung pertumbuhan ekonomi berkelanjutan (Fatihudin & Firmansyah, 2018).

Pergerakan IHSG juga mencerminkan respons pasar terhadap kebijakan ekonomi makro, terutama instrumen kebijakan moneter Bank Indonesia. Jumlah uang beredar (M2), suku bunga acuan (BI Rate), inflasi, dan stabilisasi nilai tukar rupiah terhadap dolar AS menjadi komponen utama yang menentukan arah kebijakan moneter. Ketika likuiditas meningkat dan biaya pinjaman menurun, aktivitas investasi di pasar modal cenderung

menguat sehingga IHSG sering bergerak positif. Kondisi ini menunjukkan bahwa respons pasar sangat dipengaruhi oleh perubahan kebijakan moneter (Jamal *et al.*, 2018).

Kebijakan moneter yang tepat membantu menjaga kestabilan sistem keuangan dan memberikan arah yang jelas bagi investor dalam mengambil keputusan. Penelitian Pratiwi Siregar *et al.* (2023) menunjukkan bahwa transmisi suku bunga memiliki pengaruh konsisten terhadap IHSG, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Temuan ini diperkuat oleh Novandi & Falah (2023), yang menyatakan bahwa inflasi, suku bunga, dan nilai tukar memiliki hubungan erat dengan pergerakan IHSG karena mencerminkan ekspektasi pasar terhadap prospek ekonomi. Dengan demikian, kebijakan moneter tidak hanya mengendalikan stabilitas harga, tetapi juga membentuk persepsi investor terhadap pasar modal Indonesia.

Stabilitas ekonomi makro menjadi faktor utama dalam menentukan arah IHSG. Inflasi, nilai tukar, dan harga emas dunia merupakan indikator yang memiliki pengaruh signifikan terhadap dinamika pasar saham Indonesia. Inflasi yang terkendali memberikan sinyal positif bagi pasar karena menjaga daya beli masyarakat sekaligus memperkuat kinerja perusahaan. Sebaliknya, inflasi yang meningkat dapat menekan margin keuntungan dan menurunkan minat investasi. Penelitian Novandi & Falah (2023) menunjukkan bahwa inflasi berpengaruh negatif signifikan terhadap IHSG karena fluktuasinya menciptakan ketidakpastian yang menurunkan kepercayaan investor.

Nilai tukar rupiah terhadap dolar AS juga memiliki keterkaitan langsung dengan IHSG. Ketika rupiah menguat, biaya impor menurun sehingga profitabilitas perusahaan yang menggunakan bahan baku luar negeri ikut meningkat. Sebaliknya, depresiasi rupiah sering menimbulkan kekhawatiran dan mendorong arus keluar modal asing. Studi Andika Triwardana *et al.* (2025) menunjukkan bahwa nilai tukar berpengaruh signifikan terhadap IHSG, baik secara langsung maupun melalui ekspektasi investor. Selain itu, harga emas dunia menjadi indikator penting dalam mengukur tingkat risiko global. Ketika harga emas naik, investor cenderung beralih ke aset aman sehingga tekanan beli di pasar saham

menurun. Penelitian Hidayat & Sudjono (2022) mengindikasikan bahwa kenaikan harga emas berpengaruh negatif terhadap IHSG.

Grafik 1. 1
Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) 2010-2024



Sumber: finance.yahoo (diolah)

Grafik 1.1 menunjukkan bahwa Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) selama periode 2010-2024 bergerak secara dinamis mengikuti perubahan kondisi ekonomi global dan domestik. Pada awal periode, IHSG tercatat pada level 2.610,80 pada Januari 2010, kemudian mengalami tren naik konsisten hingga mencapai di atas 5.000 pada 2015, yang mencerminkan pemulihan ekonomi pasca-krisis global serta meningkatnya arus investasi ke aset berisiko seperti saham. Lonjakan ini menunjukkan bahwa pasar modal merespons positif terhadap perbaikan fundamental ekonomi dan aliran modal masuk yang lebih tinggi setelah periode volatilitas global sebelumnya. Kondisi tersebut sesuai dengan temuan penelitian yang menunjukkan bahwa indikator makroekonomi seperti likuiditas, suku bunga, dan nilai tukar berpengaruh terhadap indeks saham Indonesia (Utami & Soeindra, 2025).

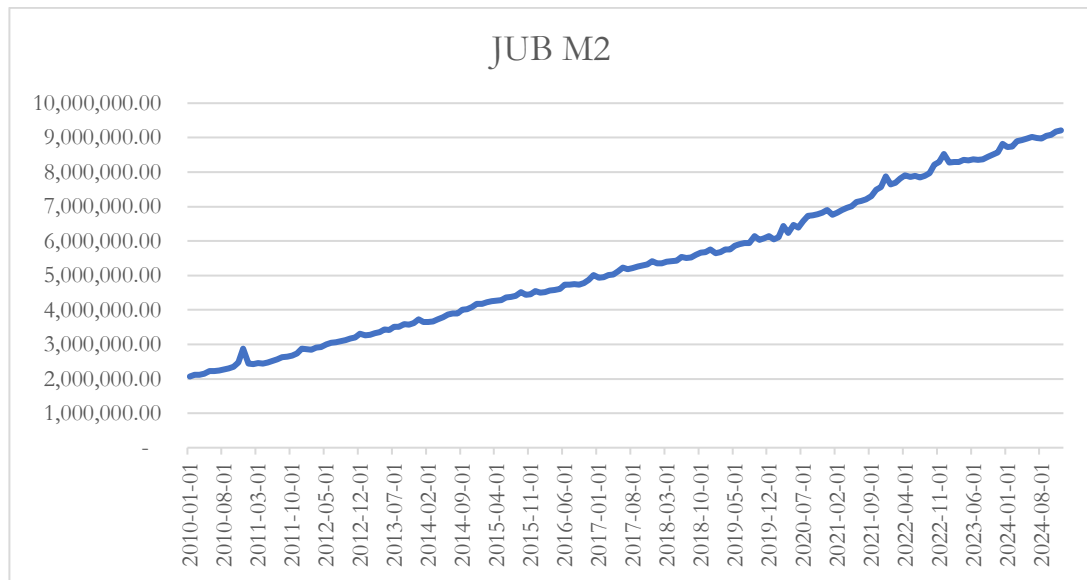
Pada tahun 2020, IHSG mengalami penurunan tajam hingga mencapai 4.538,93, yang secara terkait dengan pandemi COVID-19 yang memicu ketidakpastian pasar global dan aksi jual besar-besaran oleh investor Evandarius (2023). Penelitian terdahulu

menemukan bahwa pandemi COVID-19 secara signifikan memengaruhi pasar saham Indonesia melalui peningkatan volatilitas dan tekanan jual akibat kepanikan investor, serta penurunan volume perdagangan saham (Evandarius, (2023), Hadi *et al.*, (2022)).

Setelah fase tekanan tersebut, IHSG menunjukkan pemulihan bertahap dan mencatat level yang lebih tinggi pada tahun-tahun berikutnya, mencapai sekitar 7.000 pada 2024. Tren pemulihan ini mencerminkan respons sistem keuangan terhadap kebijakan stabilisasi moneter dan fiskal yang lebih akomodatif pascapandemi, termasuk dukungan likuiditas dan intervensi kebijakan yang mengurangi ketidakpastian pasar. Pola pemulihan ini konsisten dengan literatur yang menyatakan bahwa pasar modal dapat pulih secara bertahap ketika ekspektasi ekonomi membaik dan kebijakan moneter merespons secara efektif terhadap guncangan eksternal (Utami & Soeindra, 2025).

Dengan demikian, pola pergerakan IHSG pada periode 2010–2024 tidak hanya menunjukkan tren angka, tetapi juga mencerminkan bagaimana pasar modal Indonesia merespons perubahan struktur makroekonomi dan eksternal global, khususnya terkait ekspektasi investor terhadap likuiditas, risiko sistemik, dan kebijakan moneter. Pola ini memberikan dasar bahwa IHSG bukanlah indikator statis, melainkan produk dari dinamika ekonomi yang kompleks dan saling terkait.

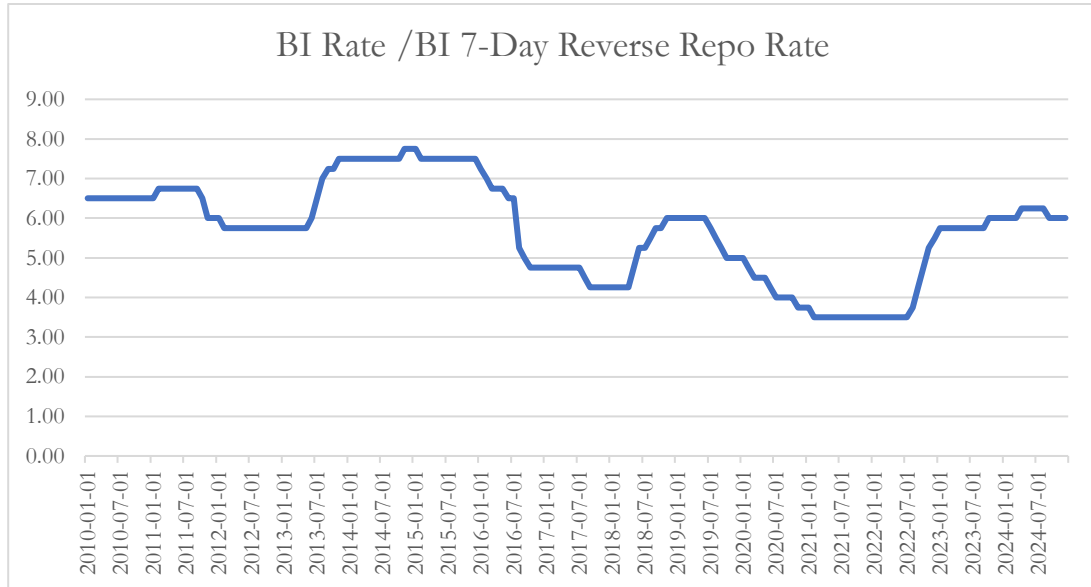
Grafik 1. 2
Jumlah Uang Beredar (M2) 2010-2024 (Milyar Rupiah)



Sumber: Badan Pusat Statistik (BPS), Bank Indonesia

Grafik 1.2 menggambarkan perkembangan jumlah uang beredar (M2) yang menunjukkan tren meningkat secara konsisten selama 2010-2024. Pada tahun 2010, jumlah uang beredar tercatat sekitar Rp2.000 triliun dan terus meningkat hingga melampaui Rp9.000 triliun pada akhir tahun 2024. Peningkatan signifikan terjadi terutama setelah tahun 2020, seiring kebijakan ekspansi moneter yang diterapkan Bank Indonesia untuk menjaga likuiditas selama masa pandemi Covid-19. Pertumbuhan M2 memainkan peran penting dalam mendukung kegiatan ekonomi dan mempengaruhi pasar saham melalui peningkatan likuiditas dan ekspektasi investor terhadap pertumbuhan ekonomi. Temuan Yuliadi (2020) serta Pasaribu *et al.* (2023) menegaskan bahwa peningkatan uang beredar dapat mendorong aktivitas pasar modal namun perlu diimbangi dengan stabilitas harga agar tidak menciptakan tekanan inflasi.

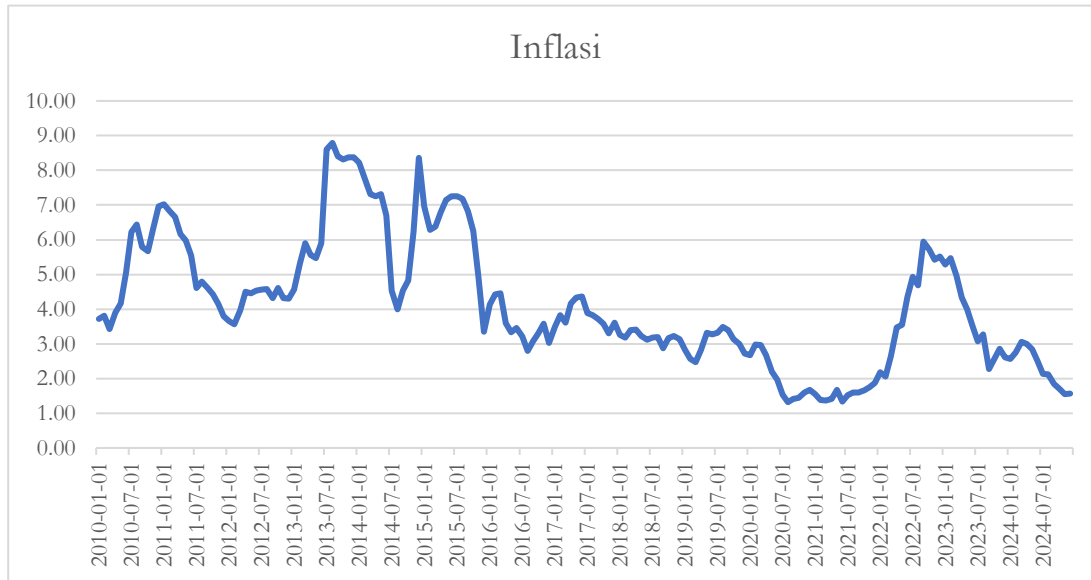
Grafik 1. 3
Suku Bunga Acuan Bank Indonesia (BI Rate) 2010-2024 (persen)



Sumber: Badan Pusat Statistik (BPS), Bank Indonesia

Grafik 1.3 menggambarkan perubahan suku bunga acuan Bank Indonesia (BI Rate) yang merefleksikan respons kebijakan moneter terhadap dinamika ekonomi. Pada 2010-2012, BI Rate dipertahankan di tingkat 6,50 persen sebelum diturunkan ke 5,75 persen untuk menjaga momentum pertumbuhan ekonomi. Lonjakan hingga 7,75 persen pada 2013-2015 merupakan langkah meredam inflasi dan menjaga stabilitas nilai tukar ketika tekanan global meningkat. Sejak 2016 hingga 2019, BI menurunkan BI Rate secara bertahap hingga mencapai 4,25 persen untuk mendorong ekspansi kredit dan investasi. BI Rate kembali dipotong signifikan pada masa pandemi hingga mencapai titik terendah 3,50 persen. Namun, mulai 2022-2024, BI kembali menaikkan BI Rate hingga 6 persen akibat tingginya inflasi global dan penguatan dolar AS. Pola ini menegaskan bahwa BI Rate berperan sebagai sinyal kebijakan yang memengaruhi ekspektasi investor, biaya pendanaan, serta daya tarik aset berisiko, sehingga memiliki keterkaitan erat dengan pergerakan IHSG.

Grafik 1. 4
Inflasi Indonesia selama periode 2010–2024 (Persen)



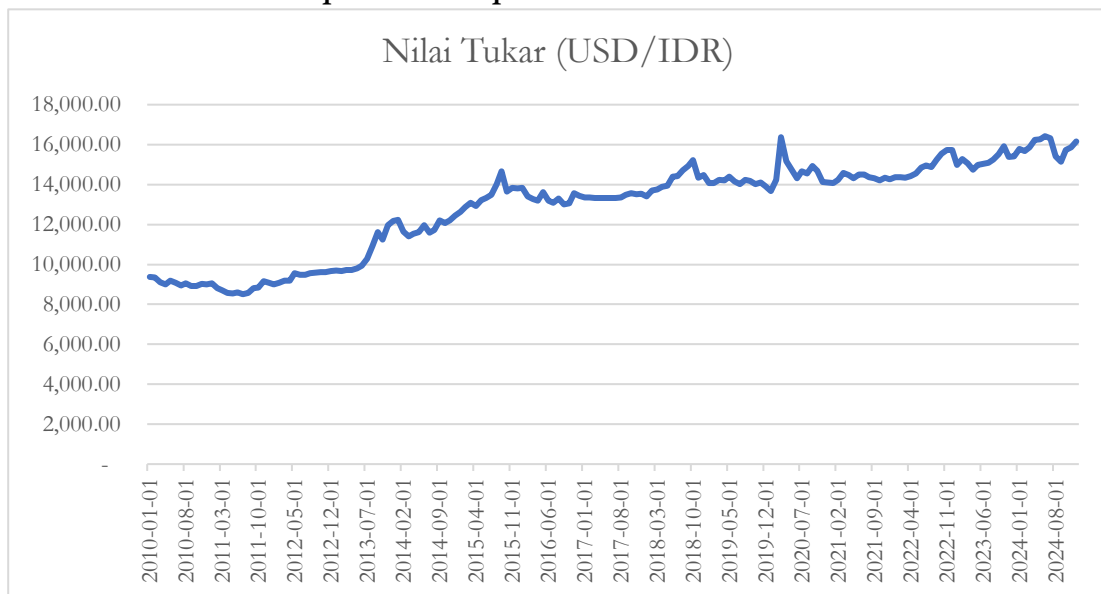
Sumber: Bank Indonesia

Grafik 1.4 menunjukkan bahwa inflasi Indonesia selama periode 2010–2024 mengalami fluktuasi yang signifikan sebagai respons terhadap dinamika ekonomi domestik dan global. Pada awal periode, inflasi relatif stabil pada kisaran 3–6 persen (2010–2012), mencerminkan kondisi ekonomi yang terkendali pasca-krisis global. Namun, tekanan inflasi meningkat tajam hingga mencapai 8,79 persen pada 2013, terutama dipicu oleh kenaikan harga BBM, peningkatan biaya produksi, serta tekanan nilai tukar. Lonjakan inflasi tersebut berimplikasi pada meningkatnya ketidakpastian ekonomi dan berpotensi menekan kinerja pasar saham melalui penurunan daya beli serta meningkatnya biaya operasional perusahaan. Sebaliknya, pada periode 2016–2019, inflasi berhasil ditekan dan stabil di kisaran 3 persen, mencerminkan efektivitas kebijakan pengendalian harga Bank Indonesia yang mendukung terciptanya iklim investasi yang lebih kondusif dan stabilitas pasar modal (Jamal *et al.*, 2018, Novandi & Falah, 2023).

Dampak guncangan ekonomi global kembali terlihat pada masa pandemi COVID-19, ketika inflasi turun drastis hingga mencapai titik terendah 1,32 persen pada 2020, mencerminkan lemahnya permintaan agregat dan perlambatan aktivitas ekonomi

yang turut diikuti oleh penurunan IHSG. Kondisi ini menunjukkan bahwa inflasi yang terlalu rendah juga dapat menjadi sinyal negatif bagi pasar saham karena mencerminkan kontraksi ekonomi. Selanjutnya, pada fase pemulihan, inflasi kembali meningkat dan mencapai 5,95 persen pada 2022 akibat tekanan inflasi global, gangguan rantai pasok, dan normalisasi harga energi, yang mendorong pengetatan kebijakan moneter melalui kenaikan suku bunga. Namun, pada akhir periode penelitian, inflasi kembali terkendali di bawah 2 persen pada 2024, menandakan keberhasilan stabilisasi kebijakan moneter. Secara keseluruhan, pola inflasi tersebut menunjukkan bahwa inflasi berperan penting dalam membentuk arah kebijakan moneter, memengaruhi ekspektasi investor, serta memiliki keterkaitan erat dengan pergerakan IHSG dan variabel moneter lainnya.

Grafik 1. 5
Nilai Tukar Rupiah terhadap Dolar AS selama Periode 2010–2024

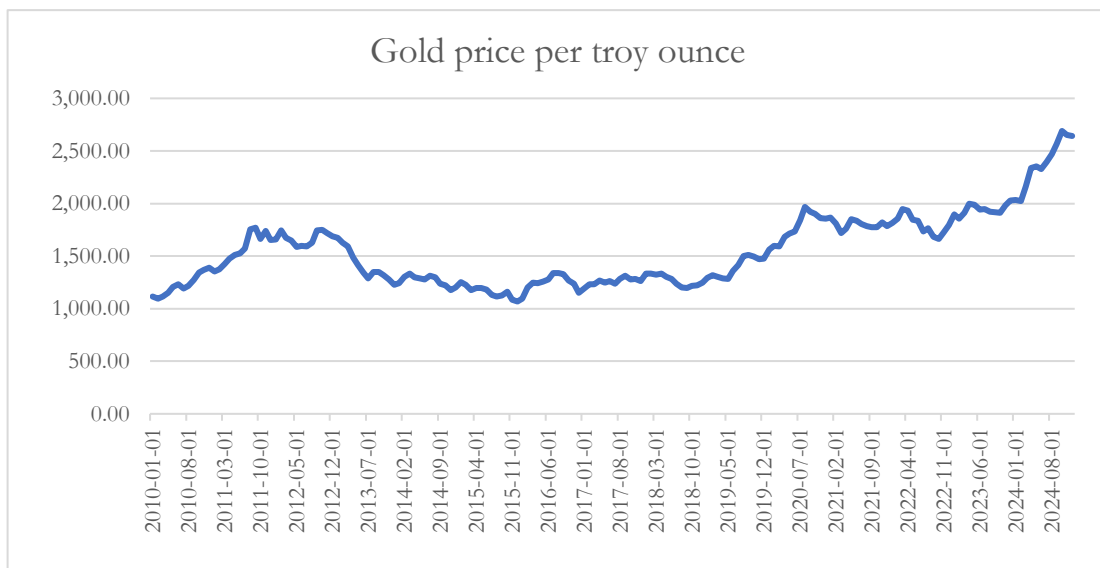


Sumber: Kementerian Perdagangan, Bank Indonesia

Tabel 1.5 menunjukkan bahwa pergerakan nilai tukar rupiah terhadap dolar AS selama periode 2010–2024 mencerminkan tingginya sensitivitas perekonomian Indonesia terhadap dinamika global, yang selanjutnya berimplikasi langsung pada stabilitas pasar saham. Pada awal dekade, rupiah bergerak stabil di kisaran Rp9.000 per dolar, tetapi mulai melemah signifikan sejak 2013 akibat kebijakan *tapering off The Fed* yang mendorong arus modal keluar dari negara berkembang. Rupiah terus terdepresiasi hingga mencapai kisaran

Rp14.000 pada 2015 dan kembali menguat pada 2016-2017 ketika kondisi eksternal membaik. Pandemi Covid-19 pada 2020 kembali menekan rupiah hingga menyentuh sekitar Rp16.000 per dolar, sebelum stabil kembali berkat intervensi dan kebijakan moneter Bank Indonesia. Pada 2023-2024, rupiah menunjukkan pelemahan moderat di kisaran Rp15.000-Rp16.000 per dolar akibat penguatan terkini dolar AS dan ketidakpastian geopolitik dunia. Pergerakan nilai tukar ini sangat relevan bagi pasar saham karena berdampak pada biaya impor, aliran modal asing, dan persepsi risiko investor.

Grafik 1. 6
Harga Emas Dunia periode 2010-2024 (USD/Troy ounce)



Sumber: Bloomberg, Datastream, ICE Benchmark Administration, dan World Gold Council.

Grafik 1.6 menggambarkan harga emas dunia selama periode 2010-2024 mengalami fluktuasi yang mencerminkan perubahan risiko global. Harga emas naik dari USD 1.118 per troy ounce (2010) ke puncak USD 1.772 pada 2011 akibat tingginya ketidakpastian global setelah krisis finansial. Setelah stabil pada kisaran USD 1.200-1.300 pada 2013-2015, emas kembali menguat mulai 2019 hingga mencapai puncak tertinggi USD 2.690 di tahun 2024. Kenaikan ini dipicu meningkatnya inflasi global, ketidakpastian geopolitik, dan kebijakan moneter ketat di berbagai negara. Sebagai aset safe haven, emas menjadi alternatif ketika risiko meningkat, sehingga harganya yang naik sering beriringan

dengan penurunan minat terhadap pasar saham. Temuan Purnawan & Puspitasari, (2021) serta Marwanti & Robiyanto, (2021) mempertegas hubungan negatif ini.

Penelitian ini dilatarbelakangi oleh adanya *research gap* dari penelitian-penelitian terdahulu terkait pengaruh kebijakan moneter terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG). Sejumlah studi menunjukkan hasil yang tidak konsisten mengenai hubungan antara variabel makroekonomi dan pergerakan IHSG. Ramadhani *et al.* (2024) menemukan bahwa inflasi, nilai tukar, dan M2 berpengaruh signifikan, sementara BI Rate tidak berpengaruh. Namun, penelitian Muttaqim *et al.* (2025) menyatakan bahwa inflasi dan nilai tukar tidak signifikan dalam jangka panjang, sedangkan M2 berpengaruh positif. Temuan lainnya seperti Andreas Purba *et al.* (2025) menunjukkan variabel moneter berpengaruh simultan tetapi tidak semuanya signifikan secara parsial. Febriana & Khairunnisa (2021) bahkan menemukan pengaruh positif M2, tetapi variabel inflasi, nilai tukar, dan BI Rate justru negatif. Ketidakkonsistenan tersebut menjadi alasan perlunya penelitian lanjutan dengan cakupan data yang lebih panjang dan frekuensi data yang lebih detail.

Dalam perkembangan Arbitrage Pricing Theory (APT) yang diperkenalkan oleh Ross (1976) memandang bahwa return aset di pasar modal tidak dibentuk oleh satu jenis risiko sistematis saja, melainkan oleh berbagai faktor ekonomi makro yang saling berinteraksi. Dalam kerangka tersebut, pergerakan return saham dipahami sebagai respons terhadap perubahan kondisi makroekonomi, di mana masing-masing variabel mencerminkan sumber risiko yang telah diperhitungkan oleh pelaku pasar dalam proses pembentukan harga aset Ross (1976). Pandangan ini sejalan dengan temuan di pasar modal Indonesia yang menunjukkan bahwa dinamika indeks saham berkaitan erat dengan variabel makro seperti suku bunga, inflasi, nilai tukar, serta jumlah uang beredar. Penelitian Ichwanudin (2012) mengungkapkan bahwa inflasi dan nilai tukar memiliki pengaruh signifikan sebagai faktor risiko sistematis dalam penerapan model APT di Bursa Efek Indonesia, sehingga menegaskan peran penting stabilitas ekonomi makro terhadap return saham. Hasil tersebut kemudian diperkuat oleh Daariy *et al.* (2023) yang menunjukkan bahwa inflasi, suku bunga, dan nilai tukar secara simultan mampu

menjelaskan variasi return saham di BEI dalam pendekatan multifaktor. Di luar variabel moneter, harga emas dunia juga menjadi indikator yang relevan karena emas kerap dipilih investor sebagai aset lindung nilai ketika ketidakpastian ekonomi meningkat, yang pada gilirannya dapat mendorong pergeseran dana dari pasar saham ke aset yang dianggap lebih aman Darmawan & Saiful Haq (2022). Dalam kondisi tersebut, kenaikan inflasi dan suku bunga umumnya menekan kinerja saham melalui penurunan daya beli, peningkatan biaya produksi, serta naiknya biaya modal, sementara volatilitas nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat memengaruhi profitabilitas perusahaan yang terlibat dalam aktivitas ekspor dan impor sekaligus membentuk persepsi risiko investor (Ichwanudin, 2012, Daariy *et al.* 2023). Kerangka teoritis tersebut memberikan dasar konseptual dalam menjelaskan keterkaitan antara variabel moneter, faktor eksternal, dan pergerakan IHSG yang dianalisis dalam penelitian ini.

Penelitian ini juga memasukkan harga emas dunia sebagai variabel eksternal yang berpotensi memengaruhi pergerakan IHSG. Emas secara historis berfungsi sebagai aset lindung nilai (*safe haven*), terutama pada kondisi ketika ketidakpastian ekonomi global meningkat. Sejumlah penelitian menunjukkan adanya keterkaitan antara fluktuasi harga emas dan dinamika pasar saham. Darmawan & Saiful Haq (2022) menemukan bahwa kenaikan harga emas sering diikuti penurunan IHSG karena investor cenderung mengalihkan portofolio ke instrumen yang lebih aman. Widijatmoko & Anggraeni (2024) juga menegaskan bahwa perubahan harga emas memengaruhi persepsi risiko investor terhadap aset berisiko. Arisandhi & Robiyanto (2022) mengidentifikasi korelasi negatif antara harga emas dan indeks saham di kawasan ASEAN, terutama pada periode krisis seperti pandemi COVID-19. Selain itu, Shitima & Suykens (2023) menunjukkan bahwa lonjakan harga emas mencerminkan meningkatnya permintaan terhadap *safe haven* di tengah tekanan ekonomi global. Dengan demikian, harga emas dunia menjadi variabel eksternal yang relevan untuk dimasukkan dalam analisis pergerakan IHSG.

Perbedaan utama penelitian ini dibandingkan penelitian terdahulu terletak pada cakupan periode dan frekuensi data yang digunakan. Sebagian besar penelitian sebelumnya memanfaatkan data tahunan dengan periode yang relatif singkat, sehingga

belum mampu menangkap dinamika pasar secara detail. Penelitian ini menggunakan data bulanan periode 2010-2024 yang mencakup fase penting dalam perekonomian nasional dan global, mulai dari masa ekspansi sebelum pandemi, guncangan yang ditimbulkan oleh COVID-19, hingga periode pemulihan dan tekanan inflasi global. Rentang waktu yang panjang serta frekuensi data yang lebih tinggi diharapkan dapat menghasilkan analisis yang lebih komprehensif dan akurat mengenai hubungan antara variabel makroekonomi dan pergerakan IHSG.

Penelitian ini bertujuan memperoleh pemahaman yang lebih mendalam mengenai faktor-faktor yang memengaruhi pergerakan IHSG di Bursa Efek Indonesia. Variabel yang dianalisis meliputi jumlah uang beredar (M2), suku bunga acuan (BI Rate), inflasi, dan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat sebagai bagian dari instrumen kebijakan moneter, serta harga emas dunia sebagai variabel eksternal yang mencerminkan perilaku investor dalam menghadapi ketidakpastian global. Dengan menggabungkan variabel internal dan eksternal tersebut, penelitian ini diharapkan mampu memberikan gambaran yang lebih utuh mengenai dinamika yang membentuk pergerakan IHSG dalam jangka panjang.

Berpijak dari problematika di atas, penulis memandang penting untuk melakukan kajian yang lebih mendalam mengenai pengaruh variabel moneter dan faktor eksternal terhadap pasar modal Indonesia. Oleh karena itu, penelitian ini secara khusus berjudul “Pengaruh Kebijakan Moneter (Melalui Jumlah Uang Beredar, Suku Bunga Acuan, Inflasi, Exchange Rate (USD/IDR)), dan Harga Emas Dunia terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indonesia Periode 2010-2024”

1.2 Rumusan Masalah

Mengacu pada latar belakang yang telah diuraikan, penelitian ini merumuskan beberapa permasalahan utama yang akan menjadi fokus pembahasan. Rumusan masalah tersebut disusun untuk memperjelas arah dan batasan kajian dalam penelitian ini sebagai berikut:

1. Bagaimana pengaruh jumlah uang beredar (M2) terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indonesia selama periode 2010-2024?
2. Bagaimana pengaruh suku bunga acuan Bank Indonesia (BI Rate) terhadap IHSG di Bursa Efek Indonesia selama periode 2010-2024?
3. Bagaimana pengaruh inflasi terhadap IHSG di Bursa Efek Indonesia selama periode 2010-2024?
4. Bagaimana pengaruh nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat (USD/IDR) terhadap IHSG di Bursa Efek Indonesia selama periode 2010-2024?
5. Bagaimana pengaruh harga emas dunia terhadap IHSG di Bursa Efek Indonesia selama periode 2010-2024?
6. Bagaimana pengaruh jumlah uang beredar (M2), suku bunga acuan (BI Rate), inflasi, nilai tukar USD/IDR, dan harga emas dunia secara simultan terhadap IHSG selama periode 2010-2024?

1.3 Tujuan dan Manfaat Penelitian

1.3.1 Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah yang telah diuraikan sebelumnya, penelitian ini memiliki beberapa tujuan yang akan dicapai, yaitu sebagai berikut:

1. Menganalisis pengaruh jumlah uang beredar (M2) terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indonesia selama periode 2010-2024.
2. Menganalisis pengaruh suku bunga acuan Bank Indonesia (BI Rate) terhadap IHSG di Bursa Efek Indonesia selama periode 2010-2024.
3. Menganalisis pengaruh inflasi terhadap IHSG di Bursa Efek Indonesia selama periode 2010-2024.
4. Menganalisis pengaruh nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat (USD/IDR) terhadap IHSG di Bursa Efek Indonesia selama periode 2010-2024.
5. Menganalisis pengaruh harga emas dunia terhadap IHSG di Bursa Efek Indonesia selama periode 2010-2024.

6. Menganalisis pengaruh jumlah uang beredar (M2), suku bunga acuan (BI Rate), inflasi, nilai tukar USD/IDR, dan harga emas dunia secara simultan terhadap IHSG selama periode 2010-2024.

1.3.2. Manfaat Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah di atas, penelitian ini diharapkan dapat memberikan manfaat bagi berbagai pihak, antara lain:

1. Bagi penulis, penelitian ini dapat menambah wawasan dan pemahaman mengenai pengaruh kebijakan moneter dan faktor eksternal, khususnya harga emas dunia, terhadap pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indonesia.
2. Bagi pembuat kebijakan, hasil penelitian ini diharapkan dapat memberikan informasi yang berguna sebagai bahan pertimbangan bagi pemerintah dan otoritas moneter dalam merumuskan kebijakan yang berkaitan dengan stabilitas pasar modal, pengendalian inflasi, pengelolaan nilai tukar, serta efektivitas instrumen kebijakan moneter.
3. Bagi investor dan pelaku pasar modal, penelitian ini dapat menjadi sumber referensi dalam memahami variabel makroekonomi dan faktor global yang berpotensi memengaruhi IHSG, sehingga dapat membantu dalam pengambilan keputusan investasi yang lebih tepat.

Bagi mahasiswa dan peneliti selanjutnya, penelitian ini dapat dijadikan referensi untuk melakukan penelitian lebih lanjut mengenai hubungan antara kebijakan moneter, faktor eksternal, dan dinamika pasar modal di Indonesia, khususnya dengan penggunaan data berkala jangka panjang.

BAB II

KAJIAN PUSTAKA DAN LANDASAN TEORI

2.1 Kajian Pustaka

Kajian pustaka disusun sebagai landasan konseptual dengan merangkum temuan-temuan dari penelitian sebelumnya yang relevan dengan topik yang dikaji. Dalam konteks pasar modal Indonesia, sejumlah studi telah mengulas determinan pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indonesia, terutama yang berfokus pada peran variabel makroekonomi dan transmisi kebijakan moneter. Fokus utama penelitian-penelitian tersebut adalah menelaah bagaimana perubahan instrumen moneter seperti jumlah uang beredar (M2), suku bunga acuan Bank Indonesia (BI Rate), tingkat inflasi, serta nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat berinteraksi dengan dinamika pasar saham. Di samping faktor domestik, beberapa kajian juga memasukkan variabel eksternal, khususnya harga emas dunia, yang kerap dipandang sebagai indikator risiko global dan preferensi investor terhadap aset lindung nilai pada saat ketidakpastian ekonomi meningkat.

Temuan-temuan terdahulu memperlihatkan bahwa keterkaitan antara indikator makroekonomi dan IHSG belum menunjukkan pola yang seragam. Sejumlah penelitian melaporkan adanya pengaruh yang signifikan dari variabel-variabel moneter terhadap pergerakan IHSG, namun studi lainnya menemukan hasil yang berbeda, baik dari sisi signifikansi statistik maupun arah hubungan yang terbentuk. Ketidakkonsistenan tersebut dapat dipahami mengingat adanya perbedaan dalam rentang waktu pengamatan, jenis dan frekuensi data yang digunakan, pendekatan metodologis, serta kondisi makroekonomi yang melatarbelakangi masing-masing periode penelitian. Berangkat dari kondisi tersebut, penelitian ini berupaya memperkuat pijakan, sekaligus menegaskan posisi kebaruannya dengan menyajikan ringkasan penelitian terdahulu yang relevan, yang selanjutnya dirangkum secara sistematis dalam Tabel 2.1.

Tabel 2. 1
Kajian Pustaka

No	Peneliti & Tahun	Judul Penelitian	Variabel Penelitian	Metode	Hasil Penelitian
1	(Lubis <i>et al.</i> , 2024)	<i>The Role of the Capital Market in Increasing Economic Growth in Indonesia</i>	Pasar modal, nilai tukar riil, inflasi, pertumbuhan ekonomi (GDP)	Literature Review	Pasar modal berperan positif terhadap pertumbuhan ekonomi melalui indikator makroekonomi. Perkembangan pasar modal Indonesia semakin positif, tercermin dari meningkatnya jumlah investor terdaftar di KSEI.
2	(Purnawan & Puspitasari, 2021)	<i>Gold, Uncertainty, Macroeconomy, Inflation Hedging and Safe Haven in Indonesia</i>	Harga emas, nilai tukar, inflasi, IHSG, ketidakpastian kebijakan moneter AS	ARDL-ECM	Emas berperan sebagai lindung nilai inflasi dan <i>safe haven</i> di Indonesia. Harga emas periode sebelumnya, kurs, dan IHSG berpengaruh negatif signifikan. Harga emas London dan inflasi berpengaruh positif signifikan terhadap harga emas Indonesia.
3	(Marwanti & Robiyanto, 2021)	<i>Oil and Gold Price Volatility on Indonesian Stock Market in the Period of Covid-19 Pandemic</i>	Volatilitas harga minyak, volatilitas harga emas, IHSG	GARCH (1,1)	Volatilitas harga minyak dan emas tidak berpengaruh terhadap return saham sebelum maupun selama pandemi Covid-19. Temuan ini mendukung konsep emas sebagai <i>safe haven</i> dalam krisis keuangan.
4	(Darmawan & Saiful Haq, 2022)	<i>Analisis Pengaruh Makroekonomi, Indeks Saham Global, Harga Emas Dunia dan</i>	Inflasi, nilai tukar, indeks global, harga emas dunia,	ARDL	Jangka pendek: inflasi, kurs, dan harga minyak berpengaruh negatif Nikkei 225, SSE, dan harga emas berpengaruh

		<i>Harga Minyak Dunia terhadap IHSG</i>	harga minyak dunia, IHSG		positif. Jangka panjang: inflasi, kurs, SSE, dan harga minyak negatif Nikkei 225 positif harga emas tidak berpengaruh terhadap IHSG.
5	(Widijatmoko & Anggraeni, 2024)	<i>Pengaruh Harga Emas, Harga Minyak Dunia dan CPO terhadap IHSG 2019–2022</i>	Harga emas, harga minyak dunia, harga CPO, IHSG	Regresi Linier Berganda	Harga emas tidak berpengaruh signifikan terhadap IHSG. Harga minyak dunia dan harga CPO berpengaruh signifikan terhadap IHSG untuk jangka panjang.
6	(Novandi & Falah, 2023)	<i>The Influence of Inflation, Interest Rates and Exchange Rates on IHSG</i>	Inflasi, suku bunga, nilai tukar, IHSG	Regresi Linier Time Series	Inflasi, suku bunga, dan kurs berpengaruh signifikan terhadap IHSG. Inflasi tinggi berdampak negatif suku bunga rendah berdampak positif penguatan kurs berdampak positif pada kepercayaan investor asing.
7	(Pasaribu <i>et al.</i> , 2023)	<i>Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Indonesia</i>	Inflasi, jumlah uang beredar, nilai tukar, suku bunga, GDP	ECM	Kebijakan moneter meningkatkan pertumbuhan ekonomi melalui jalur inflasi dan uang beredar. Kurs dan suku bunga berpengaruh signifikan hanya dalam jangka panjang. Keempat variabel secara simultan berpengaruh signifikan terhadap PDB Indonesia.
8	(Andreas Purba <i>et al.</i> , 2025).	<i>Analisis Pengaruh Inflasi, BI7DRR dan Kurs terhadap IHSG 2019–2024</i>	Inflasi, BI 7-Day Reverse Repo Rate, kurs, IHSG	VECM	Inflasi dan suku bunga berpengaruh positif signifikan terhadap IHSG jangka pendek dan panjang. Kurs berpengaruh negatif

					jangka pendek namun positif jangka panjang. Koefisien ECT sebesar $-53,14\%$ menunjukkan penyesuaian cepat ke keseimbangan jangka panjang.
9	(Ramadhani <i>et al.</i> , 2024)	<i>The Impact of Inflation, Interest Rates, Exchange Rates and Money Supply on IHSG</i>	Inflasi, suku bunga, nilai tukar, M2, IHSG	Regresi Linier Berganda	Secara parsial, inflasi, suku bunga, dan uang beredar berpengaruh positif signifikan. Kurs berpengaruh negatif signifikan terhadap IHSG. Secara simultan, keempat variabel berpengaruh positif signifikan selama pandemi Covid-19 (2018–2022).
10	(Pratiwi Siregar <i>et al.</i> , 2023)	<i>Analysis of Monetary Policy Mechanism Through Interest Rate Path to IHSG</i>	BI Rate, PUAB, suku bunga deposito, Covid-19, IHSG	VECM	Mekanisme transmisi kebijakan moneter melalui jalur suku bunga efektif memengaruhi IHSG jangka pendek dan panjang. Dalam jangka panjang, Covid-19 memiliki pengaruh terbesar, diikuti suku bunga deposito.

Berdasarkan hasil pemetaan terhadap berbagai penelitian terdahulu, teori dan temuan mengenai faktor-faktor yang memengaruhi Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) dapat dikelompokkan ke dalam tiga temuan utama sebagai berikut:

1. Kelompok pertama fokus pada bagaimana kebijakan moneter dalam negeri memengaruhi pasar saham. Penelitian dari Novandi (2023), Ramadhani (2024), Purba (2025), Siregar (2023), Pasaribu (2023), dan Lubis (2024) melihat hubungan IHSG dengan variabel seperti inflasi, suku bunga acuan (BI Rate), jumlah uang beredar (M2), dan nilai tukar (Kurs) menggunakan metode Regresi Data *Time Series*, VECM, atau ECM. Hasil dari kelompok ini menunjukkan bahwa kebijakan

moneter memang efektif memengaruhi pergerakan IHSG. Namun, arah pengaruhnya masih berbeda-beda antar peneliti, terutama pada variabel kurs dan inflasi.

2. Kelompok kedua membahas tentang peran investasi luar negeri dan komoditas global terhadap pasar modal Indonesia. Penelitian oleh Purnawan (2021), Marwanti (2021), Darmawan (2022), dan Widijatmoko (2024) meneliti hubungan antara IHSG, harga emas dunia, dan volatilitas eksternal dengan metode ARDL, GARCH, atau Regresi Linier. Hasil dari kelompok ini sepakat bahwa emas terbukti berfungsi sebagai pelindung nilai (*safe haven*) saat terjadi krisis. Meskipun begitu, pengaruh langsung dari naik turunnya harga emas dunia terhadap IHSG secara umum hasilnya masih beragam.
3. Kelompok ketiga melihat faktor waktu dan seberapa cepat pasar saham merespons informasi ekonomi. Melalui metode dinamis seperti ARDL dan VECM, peneliti seperti Darmawan (2022), Purba (2025), Siregar (2023), dan Purnawan (2021) menemukan adanya jeda waktu (*time lag*). Guncangan ekonomi di jangka pendek biasanya membuat pasar saham bergejolak dan memberikan respons yang berbeda jika dibandingkan dengan pergerakan menuju keseimbangan baru di jangka panjang.

Melihat dari ketiga kelompok penelitian terdahulu di atas, perbedaan hasil yang terjadi disebabkan karena sebagian besar peneliti sebelumnya menggunakan jangka waktu pengamatan yang cukup pendek atau hanya fokus pada momen tertentu saja, seperti saat pandemi. Akibatnya, data tersebut belum bisa menggambarkan pergerakan pasar saham secara utuh dalam jangka panjang.

Oleh karena itu, penelitian ini dilakukan dengan menggunakan data bulanan dari tahun 2010 sampai 2024 untuk melihat fluktuasi ekonomi yang lebih detail. Penelitian ini juga memasukkan variabel kebijakan moneter dan harga emas dunia secara bersamaan agar bisa memberikan gambaran yang lebih jelas dan utuh tentang faktor-faktor yang memengaruhi IHSG di Bursa Efek Indonesia.

2.2 Landasan Teori

2.2.1 Arbitrage Pricing Theory (APT)

Pergerakan harga aset keuangan di pasar modal mencerminkan *respons* pasar terhadap berbagai perubahan kondisi ekonomi yang bersifat sistemik dan berdampak luas. Dinamika pasar saham, khususnya pada pasar berkembang seperti Indonesia, tidak hanya dipengaruhi oleh kinerja perusahaan secara individual, tetapi juga oleh kebijakan ekonomi dan faktor eksternal yang memengaruhi perekonomian secara agregat. Kondisi tersebut menunjukkan bahwa mekanisme pembentukan harga saham tidak dapat dijelaskan secara memadai hanya dengan satu sumber risiko, melainkan memerlukan kerangka teoritis yang mampu mengakomodasi pengaruh berbagai faktor sistematis secara simultan. Dalam konteks inilah Arbitrage Pricing Theory (APT) dikembangkan sebagai pendekatan yang relevan untuk menjelaskan hubungan antara faktor-faktor ekonomi makro, khususnya kebijakan moneter dan *shock* eksternal, dengan return aset keuangan.

Arbitrage Pricing Theory pertama kali diperkenalkan oleh Ross (1976) sebagai alternatif terhadap Capital Asset Pricing Model (CAPM). Ross (1976) menegaskan bahwa *“the arbitrage model was proposed as an alternative to the mean variance capital asset pricing model, introduced by Sharpe, Lintner, and Treynor, that has become the major analytic tool for explaining phenomena observed in capital markets for risky assets”*. APT dibangun atas asumsi *law of one price*, yaitu prinsip bahwa dua aset dengan karakteristik risiko yang sama seharusnya memiliki harga yang identik. Apabila terjadi perbedaan harga, mekanisme arbitrase akan mendorong penyesuaian hingga tercapai keseimbangan pasar. Berbeda dengan CAPM yang menitikberatkan pada satu faktor risiko pasar, APT memberikan fleksibilitas dengan mengakomodasi keberadaan lebih dari satu faktor risiko yang memengaruhi return aset, sehingga lebih adaptif dalam menjelaskan kompleksitas pasar modal modern.

Dalam kerangka APT, return suatu aset dipandang sebagai hasil dari eksposurnya terhadap berbagai faktor risiko sistematis yang mencerminkan kondisi ekonomi secara luas. Return saham terdiri atas komponen return yang diharapkan serta komponen kejutan yang berasal dari informasi baru yang tidak terantisipasi oleh pelaku pasar. Risiko yang melekat pada aset keuangan dibedakan menjadi risiko tidak sistematis dan risiko

sistematis. Risiko tidak sistematis dapat diminimalkan melalui diversifikasi portofolio, sedangkan risiko sistematis tidak dapat dieliminasi karena memengaruhi seluruh aset secara bersamaan. Dalam konteks penelitian pasar modal, instrumen kebijakan moneter seperti inflasi, suku bunga acuan, jumlah uang beredar, serta nilai tukar, dipandang sebagai sumber risiko sistematis karena perubahan pada variabel-variabel tersebut berdampak langsung terhadap kondisi likuiditas, biaya modal, dan ekspektasi investor secara agregat. Selain itu, faktor eksternal seperti harga emas dunia juga berperan sebagai sumber risiko sistematis, mengingat emas sering diperlakukan sebagai aset lindung nilai (*safe haven*) yang memengaruhi alokasi portofolio investor di pasar keuangan global (Zunara *et al.*, 2016, Sahdiah *et al.*, 2022).

Berbagai penelitian mendukung relevansi APT dalam menjelaskan dinamika pasar saham Indonesia. Wawan Ichwanudin & Roni Kambara (2023) menunjukkan bahwa faktor-faktor makroekonomi, khususnya yang berkaitan dengan kebijakan moneter dan pengaruh eksternal, memiliki pengaruh signifikan terhadap *return* saham ketika dianalisis menggunakan kerangka APT. Temuan serupa dikemukakan oleh Dewi Indah Sari (2023) yang menyatakan bahwa APT memiliki tingkat akurasi yang relatif baik dalam memprediksi *expected return* saham pada sektor-sektor tertentu di Bursa Efek Indonesia. Dalam konteks indeks pasar, Gunawan & Megawati (2025) membuktikan bahwa pendekatan multifaktor APT mampu menjelaskan variasi pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) secara signifikan. Hasil-hasil tersebut menegaskan bahwa APT tidak hanya kuat secara teoritis, tetapi juga relevan secara empiris dalam menganalisis pasar modal Indonesia.

Berdasarkan kerangka pemikiran tersebut, Arbitrage Pricing Theory digunakan sebagai *grand theory* dalam penelitian ini untuk menganalisis pengaruh kebijakan moneter dan faktor eksternal terhadap pergerakan IHSG. Dalam perspektif APT, variabel-variabel seperti inflasi, suku bunga acuan Bank Indonesia, jumlah uang beredar (M2), nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat, serta harga emas dunia diposisikan sebagai faktor risiko sistematis yang memengaruhi ekspektasi *return* saham secara agregat. Dengan demikian, penggunaan APT memberikan dasar konseptual yang kuat untuk menjelaskan

bagaimana transmisi kebijakan moneter dan dinamika eksternal tercermin dalam pergerakan IHSG di Bursa Efek Indonesia selama periode penelitian 2010–2024

2.2.2 Kebijakan Moneter

Kebijakan moneter merupakan instrumen utama yang digunakan oleh bank sentral untuk mencapai tujuan makroekonomi, khususnya menjaga stabilitas harga dan mendukung pertumbuhan ekonomi melalui pengendalian jumlah uang beredar dan penetapan suku bunga acuan. Dalam praktiknya, kebijakan moneter bekerja melalui berbagai saluran transmisi, antara lain jalur suku bunga (*interest rate channel*), jalur kredit (*credit channel*), serta jalur nilai tukar (*exchange rate channel*). Perubahan instrumen moneter, seperti penyesuaian suku bunga acuan atau operasi pasar terbuka, akan memengaruhi biaya dana, permintaan agregat, serta ekspektasi pelaku ekonomi, yang selanjutnya berdampak pada keputusan konsumsi, investasi, dan alokasi portofolio investor. Literatur kebijakan moneter modern menegaskan bahwa efektivitas kebijakan moneter sangat bergantung pada mekanisme transmisi moneter dalam menerjemahkan sinyal kebijakan ke dalam aktivitas ekonomi dan pasar keuangan (Gertler & Karadi, 2015 Mishkin, 2011).

Dalam kaitannya dengan pasar saham, kebijakan moneter memiliki peran penting dalam membentuk ekspektasi risiko dan tingkat pengembalian aset keuangan. Perubahan suku bunga acuan dan jumlah uang beredar secara langsung memengaruhi tingkat diskonto yang digunakan investor dalam menilai arus kas masa depan perusahaan, sehingga berdampak pada valuasi saham dan pergerakan indeks pasar. Bukti di Indonesia menunjukkan bahwa instrumen kebijakan moneter memiliki pengaruh yang signifikan terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG). Anam *et al.* (2022) menemukan bahwa suku bunga dan jumlah uang beredar berpengaruh terhadap IHSG, sementara inflasi menunjukkan pengaruh yang berbeda tergantung pada periode pengamatan. Temuan ini diperkuat oleh Wibowo & Aminda (2021) yang menunjukkan bahwa variabel-variabel moneter berperan dalam menjelaskan fluktuasi IHSG, sehingga kebijakan moneter menjadi faktor penting dalam menentukan dinamika pasar saham Indonesia.

Pada tataran global, hubungan antara kebijakan moneter dan *return* saham juga telah banyak dikaji dalam literatur keuangan. Studi menunjukkan bahwa kejutan kebijakan moneter dapat memengaruhi *return* saham melalui perubahan ekspektasi inflasi, risiko pasar, dan premi risiko. Penelitian yang dilakukan oleh Bernanke & Kuttner (2005), serta diperbarui dalam kajian pasca-krisis keuangan dan pandemi, menunjukkan bahwa respons pasar saham terhadap kebijakan moneter sangat dipengaruhi oleh rezim moneter yang berlaku dan kredibilitas bank sentral. Dalam konteks yang lebih mutakhir, Bekaert *et al.* (2011) menunjukkan bahwa kebijakan moneter tidak hanya memengaruhi level *return* saham, tetapi juga volatilitas pasar melalui saluran ketidakpastian dan sentimen investor. Hal ini mengindikasikan bahwa pasar saham bereaksi secara cepat terhadap perubahan kondisi moneter yang diantisipasi maupun tidak terduga.

Dalam konteks Indonesia, dinamika kebijakan moneter juga tidak terlepas dari aspek ketidakpastian dan interaksi dengan nilai tukar. I Made Hegar Danendra Nararya *et al.* (2025) menunjukkan bahwa peningkatan ketidakpastian kebijakan moneter memberikan tekanan negatif terhadap IHSG dalam jangka panjang, sementara depresiasi nilai tukar rupiah memperkuat volatilitas pasar saham. Temuan ini menegaskan bahwa kebijakan moneter tidak hanya bekerja melalui instrumen konvensional seperti suku bunga dan jumlah uang beredar, tetapi juga melalui persepsi dan ekspektasi pelaku pasar terhadap stabilitas kebijakan itu sendiri. Oleh karena itu, stabilitas dan kredibilitas kebijakan moneter menjadi faktor penting dalam menjaga kepercayaan investor dan kinerja pasar modal.

Berdasarkan kerangka pemikiran tersebut, kebijakan moneter dalam penelitian ini tidak diperlakukan sebagai konsep yang bersifat agregat semata, melainkan dioperasionalkan melalui instrumen-instrumen spesifik yang secara langsung diamati dan direspons oleh pasar keuangan. Instrumen tersebut meliputi tingkat inflasi, suku bunga acuan (BI Rate), jumlah uang beredar (M2), serta nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat, yang masing-masing merepresentasikan saluran transmisi moneter yang berbeda. Dalam kerangka *Arbitrage Pricing Theory (APT)*, keempat variabel tersebut dipandang sebagai faktor risiko sistematis yang memengaruhi ekspektasi *return* saham

secara agregat. Oleh karena itu, pembahasan mengenai kebijakan moneter pada bagian ini menjadi dasar konseptual untuk menguraikan secara lebih rinci pengaruh masing-masing instrumen moneter terhadap pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) pada subbab selanjutnya.

2.2.3 Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG)

Teori pasar efisien (*Efficient Market Hypothesis*) memberikan dasar konseptual untuk memahami bagaimana harga saham terbentuk dan bergerak di pasar modal. Dalam kerangka teori ini, pasar dipandang sebagai mekanisme yang secara cepat dan rasional menyerap seluruh informasi yang tersedia ke dalam harga sekuritas. Fama (1970) menyatakan bahwa pada pasar yang efisien, setiap informasi baru akan segera direspons oleh pelaku pasar, sehingga harga saham mencerminkan nilai wajar aset yang bersangkutan dan peluang untuk memperoleh abnormal return menjadi terbatas. Konsekuensinya, pergerakan harga saham tidak bersifat acak semata, melainkan merupakan hasil dari proses kolektif investor dalam menilai informasi ekonomi, kebijakan, dan kondisi pasar secara menyeluruh. Oleh karena itu, indeks harga saham dapat digunakan sebagai alat analisis untuk mengamati bagaimana pasar merespons perubahan informasi dan dinamika ekonomi secara agregat.

Dalam konteks pasar modal Indonesia, Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) berperan sebagai indikator utama yang merepresentasikan pergerakan harga seluruh saham yang tercatat di Bursa Efek Indonesia. Cakupan IHSG yang luas menjadikannya tolak ukur paling komprehensif dalam menggambarkan kondisi pasar saham nasional. Perubahan nilai IHSG mencerminkan interaksi antara permintaan dan penawaran saham, sekaligus menjadi refleksi sentimen dan ekspektasi investor terhadap kondisi ekonomi dan prospek pasar. Salmon (2025) menegaskan bahwa IHSG memiliki fungsi strategis sebagai indikator kinerja pasar saham dan acuan dalam pengambilan keputusan investasi, sehingga fluktuasinya mencerminkan perubahan persepsi investor terhadap risiko dan peluang di pasar modal.

Secara konseptual, pergerakan IHSG dibentuk oleh perubahan harga saham individual yang mencerminkan ekspektasi investor terhadap kinerja perusahaan dan kondisi ekonomi secara umum. Harga saham merepresentasikan penilaian terhadap kemampuan perusahaan dalam menghasilkan laba, arus kas, serta tingkat pengembalian di masa depan, yang sangat dipengaruhi oleh kondisi moneter dan ekonomi makro. Sejumlah penelitian menunjukkan bahwa variabel-variabel seperti inflasi, suku bunga, dan nilai tukar memiliki pengaruh signifikan terhadap pergerakan IHSG Wibowo & Aminda (2021). Temuan ini mengindikasikan bahwa IHSG tidak hanya mencerminkan kinerja perusahaan secara individual, tetapi juga respons agregat pasar terhadap perubahan kondisi moneter dan ekonomi yang bersifat sistematis.

Seiring dengan meningkatnya jumlah perusahaan yang tercatat di Bursa Efek Indonesia, IHSG semakin mampu merepresentasikan kondisi pasar saham nasional secara menyeluruh. Hingga saat ini, terdapat 956 emiten dari berbagai sektor ekonomi tercatat dan berkontribusi dalam pembentukan IHSG, sehingga indeks ini mencerminkan kinerja agregat pasar saham Indonesia. Samuel Yosua Rodjana (2021) menyatakan bahwa IHSG dapat digunakan sebagai indikator efisiensi pasar sekaligus dasar dalam penyusunan strategi investasi portofolio. Ketika IHSG menunjukkan tren peningkatan, hal tersebut umumnya diinterpretasikan sebagai sinyal positif oleh investor, yang direspons melalui peningkatan alokasi dana pada instrumen saham seiring dengan meningkatnya ekspektasi tingkat pengembalian.

Dengan karakteristik tersebut, IHSG mencerminkan hasil agregasi penilaian investor terhadap berbagai informasi ekonomi, kebijakan, dan faktor eksternal yang memengaruhi perekonomian. Setiap perubahan kondisi moneter, seperti penyesuaian suku bunga acuan, perubahan likuiditas melalui jumlah uang beredar, maupun dinamika nilai tukar, akan diterjemahkan oleh pelaku pasar ke dalam keputusan investasi yang tercermin pada pergerakan indeks. Dalam perspektif Arbitrage Pricing Theory (APT), pergerakan IHSG dapat dipahami sebagai konsekuensi dari eksposur pasar terhadap faktor-faktor risiko sistematis yang bekerja secara simultan. Oleh karena itu, dinamika IHSG menjadi representasi yang relevan untuk menangkap bagaimana kebijakan moneter

dan faktor eksternal, termasuk harga emas dunia, memengaruhi kinerja pasar saham Indonesia sepanjang periode penelitian

2.2.4 Jumlah Uang Beredar (M2)

Jumlah uang beredar dalam arti luas (M2) merepresentasikan total likuiditas yang tersedia dalam perekonomian, yang mencakup uang kartal, uang giral, serta simpanan berjangka dan tabungan yang memiliki tingkat likuiditas tinggi. Perkembangan M2 menjadi indikator penting dalam kebijakan moneter karena perubahan likuiditas secara langsung memengaruhi kondisi suku bunga, permintaan agregat, serta stabilitas harga. Dalam praktiknya, Bank Indonesia mengelola pertumbuhan likuiditas melalui berbagai instrumen seperti operasi pasar terbuka dan pengaturan giro wajib minimum guna menjaga stabilitas inflasi dan mendukung pertumbuhan ekonomi yang berkelanjutan (Mishkin, 2011).

Hubungan antara jumlah uang beredar dan aktivitas ekonomi dijelaskan melalui teori preferensi likuiditas Keynes. Beckhart & Keynes (1936) menekankan bahwa keseimbangan di pasar uang ditentukan oleh interaksi antara penawaran uang yang ditetapkan otoritas moneter dan permintaan uang yang dipengaruhi oleh motif transaksi, berjaga-jaga, dan spekulasi. Ketika M2 meningkat sementara permintaan uang relatif tetap, tekanan terhadap suku bunga akan menurun. Penurunan suku bunga tersebut kemudian mendorong peningkatan investasi dan konsumsi, sehingga memperluas aktivitas ekonomi. Literatur kontemporer tetap menegaskan relevansi mekanisme ini, di mana perubahan likuiditas masih menjadi bagian integral dari transmisi kebijakan moneter terhadap output dan pasar keuangan (Mishkin, 2011).

Implikasi dari perubahan likuiditas tersebut juga tercermin di pasar saham. Likuiditas yang lebih longgar umumnya meningkatkan kemampuan investor untuk mengalokasikan dana ke aset berisiko, termasuk saham, sehingga mendorong kenaikan harga dan indeks pasar. Temuan di Indonesia menunjukkan bahwa terdapat hubungan positif antara M2 dan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG). Setiawan (2024) menemukan adanya hubungan kausal satu arah dari M2 terhadap IHSG pada periode 2016–2023, yang mengindikasikan bahwa ekspansi likuiditas berkontribusi terhadap

penguatan pasar saham. Hasil serupa juga ditunjukkan oleh Widiyanto (2025) yang menyatakan bahwa M2 berpengaruh signifikan terhadap pergerakan IHSG bersama dengan variabel moneter lainnya. Temuan-temuan ini memperkuat pandangan bahwa dinamika likuiditas menjadi salah satu determinan penting dalam pembentukan harga saham di Indonesia.

Peningkatan jumlah uang beredar yang berlebihan berpotensi menimbulkan tekanan inflasi dan ketidakseimbangan makroekonomi. Ketika pertumbuhan M2 melampaui kapasitas produksi riil, ekspektasi inflasi dapat meningkat dan mendorong pengetatan kebijakan moneter melalui kenaikan suku bunga. Kondisi tersebut pada akhirnya dapat menekan pasar saham melalui peningkatan biaya modal dan perubahan preferensi portofolio investor. Dengan demikian, pengaruh M2 terhadap IHSG tidak hanya bersifat langsung melalui likuiditas, tetapi juga tidak langsung melalui stabilitas harga dan kebijakan suku bunga

Perubahan jumlah uang beredar pada akhirnya mencerminkan dinamika kebijakan moneter yang berdampak luas terhadap seluruh sektor ekonomi. Dalam pendekatan Arbitrage Pricing Theory (APT), kondisi likuiditas ini dapat dipandang sebagai salah satu sumber risiko sistematis yang memengaruhi return saham secara agregat. Karena perubahan M2 tidak dapat dieliminasi melalui diversifikasi portofolio, setiap penyesuaian kebijakan yang memengaruhi likuiditas akan tercermin pada pergerakan indeks pasar secara keseluruhan. Atas dasar itu, M2 diperlakukan sebagai variabel yang relevan dalam menjelaskan respons pasar saham Indonesia terhadap dinamika kebijakan moneter dan kondisi makroekonomi.

2.2.5 Suku Bunga Acuan (BI-Rate)

Suku bunga acuan merupakan instrumen kebijakan moneter yang digunakan bank sentral untuk mengarahkan stabilitas makroekonomi dan memengaruhi aktivitas perekonomian. Di Indonesia, fungsi tersebut dijalankan melalui BI-Rate yang kemudian diperkuat dengan BI 7-Day Reverse Repo Rate sebagai suku bunga kebijakan. Secara konseptual, suku bunga mencerminkan biaya penggunaan dana sekaligus tingkat

pengembalian yang diharapkan dalam suatu periode tertentu, sehingga setiap perubahannya mengandung sinyal kebijakan yang direspons oleh pelaku ekonomi dalam menentukan konsumsi, investasi, dan keputusan keuangan Mishkin (2011). Dalam perspektif Keynesian, suku bunga terbentuk dari interaksi antara penawaran uang dan preferensi likuiditas, di mana individu memegang uang untuk motif transaksi, berjaga-jaga, dan spekulasi Beckhart & keynes (1936). Oleh karena itu, perubahan jumlah uang beredar dan kebijakan moneter akan memengaruhi tingkat suku bunga melalui dinamika permintaan uang, yang selanjutnya berdampak pada permintaan agregat dan aktivitas investasi.

Kenaikan suku bunga acuan meningkatkan biaya pinjaman dan biaya modal perusahaan, baik melalui perbankan maupun pasar modal, sehingga berpotensi menekan laba serta arus kas masa depan. Dalam kerangka penilaian aset, peningkatan tingkat diskonto akibat kenaikan suku bunga akan menurunkan nilai kini arus kas yang diharapkan, yang pada akhirnya menekan valuasi saham secara agregat. Temuan Ardian *et al.* (2024) menunjukkan bahwa kenaikan suku bunga cenderung memperlemah kinerja pasar saham karena meningkatnya beban keuangan perusahaan serta bergesernya preferensi investor ke instrumen berpendapatan tetap. Dengan demikian, perubahan BI-Rate memiliki implikasi langsung terhadap dinamika pasar saham melalui jalur biaya modal dan ekspektasi return.

Dari sisi perilaku investor, suku bunga berfungsi sebagai tolak ukur tingkat pengembalian alternatif yang memengaruhi keputusan portofolio. Ketika BI-Rate meningkat, instrumen seperti deposito dan obligasi menjadi lebih menarik karena menawarkan imbal hasil yang relatif pasti dengan risiko lebih rendah dibandingkan saham. Kondisi ini mendorong terjadinya realokasi dana dari pasar saham ke instrumen berbasis bunga, sehingga permintaan saham menurun dan indeks pasar mengalami tekanan. Penelitian Ardian *et al.* (2024) mengonfirmasi bahwa perubahan suku bunga berpengaruh terhadap preferensi risiko dan pola investasi investor di pasar keuangan Indonesia. Dalam kaitannya dengan IHSG, berbagai studi menunjukkan bahwa BI-Rate memiliki hubungan signifikan dengan fluktuasi indeks, karena perubahan suku bunga memengaruhi

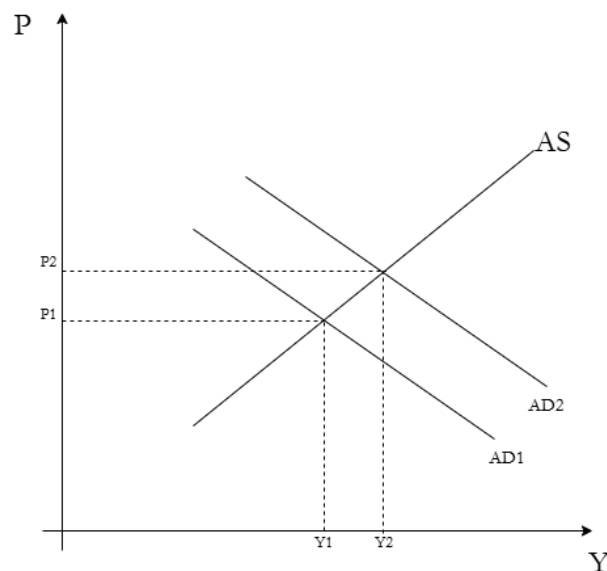
ekspektasi risiko dan tingkat pengembalian yang disyaratkan investor (Wibowo & Aminda, 2021).

Dalam kerangka Arbitrage Pricing Theory (APT), BI-Rate diposisikan sebagai faktor risiko sistematis yang mencerminkan kejutan kebijakan moneter dan berdampak luas pada seluruh sektor ekonomi. Risiko ini tidak dapat dihilangkan melalui diversifikasi portofolio karena memengaruhi pasar secara menyeluruh. Berdasarkan landasan teoretis tersebut, penelitian ini menggunakan BI-Rate sebagai variabel kebijakan moneter yang relevan untuk menganalisis pengaruh faktor moneter terhadap pergerakan IHSG selama periode penelitian. Pendekatan ini memperkuat argumentasi bahwa dinamika pasar saham Indonesia merupakan hasil interaksi antara kebijakan moneter, ekspektasi investor, serta kondisi makroekonomi yang berkembang.

2.2.6 Inflasi

Inflasi menggambarkan kecenderungan meningkatnya tingkat harga barang dan jasa secara umum yang terjadi secara berkelanjutan dalam suatu perekonomian. Kenaikan harga yang bersifat luas tersebut mencerminkan penurunan daya beli uang dan sering digunakan sebagai indikator utama dalam menilai stabilitas ekonomi. Dalam perekonomian modern, inflasi tidak hanya dipahami sebagai fenomena kenaikan harga semata, tetapi juga sebagai hasil interaksi antara kondisi moneter, dinamika permintaan dan penawaran, serta respons kebijakan ekonomi yang diterapkan. Penelitian menunjukkan bahwa pergerakan inflasi memiliki keterkaitan erat dengan dinamika pasar keuangan, khususnya pasar saham, karena perubahan tingkat harga memengaruhi ekspektasi pelaku ekonomi dan keputusan investasi (Ardian *et al.*, 2024).

Pandangan teoritis mengenai inflasi banyak dijelaskan dalam teori Keynesian yang diperkenalkan oleh Beckhart & Keynes (1936). Teori ini menekankan bahwa inflasi muncul akibat ketidakseimbangan antara permintaan agregat dan kapasitas produksi riil perekonomian. Ketika konsumsi masyarakat, investasi sektor swasta, dan pengeluaran pemerintah meningkat lebih cepat dibandingkan pertumbuhan output, tekanan permintaan akan mendorong kenaikan harga secara umum. Inflasi dalam perspektif ini bersifat demand-pull, sehingga pengendaliannya sangat bergantung pada peran kebijakan moneter dan fiskal dalam mengelola permintaan agregat. Salaudeen Abdulrauf Adewale (2025) menegaskan bahwa pengendalian inflasi melalui instrumen moneter menjadi krusial untuk menjaga stabilitas ekonomi dan mencegah overheating dalam aktivitas ekonomi.



Demand-pull inflation dalam kerangka kurva Permintaan Agregat dan Penawaran Agregat (AD-AS) terjadi ketika kurva permintaan agregat bergeser ke kanan, misalnya dari AD_1 ke AD_2 , akibat peningkatan konsumsi, investasi, pengeluaran pemerintah, atau ekspor. Pergeseran ini awalnya menaikkan output riil (dari Y_1 ke Y_2) dan tingkat harga (dari P_1 ke P_2) secara bersamaan. Namun, ketika perekonomian mendekati kapasitas produksi penuh, penawaran agregat menjadi relatif tidak elastis sehingga tambahan permintaan tidak lagi meningkatkan output secara signifikan, melainkan terutama

mendorong kenaikan tingkat harga. Kondisi inilah yang menggambarkan terjadinya inflasi akibat tekanan permintaan.

Inflasi memiliki kedudukan yang strategis dalam kebijakan moneter karena stabilitas harga merupakan tujuan utama bank sentral. Tingkat inflasi yang tinggi dan tidak stabil dapat menciptakan ketidakpastian ekonomi, menurunkan minat investasi, serta mengganggu efisiensi pasar keuangan. Sebaliknya, inflasi yang terkendali memberikan sinyal positif bagi dunia usaha dan investor karena mencerminkan kondisi ekonomi yang relatif stabil. Studi di Indonesia menunjukkan bahwa stabilitas inflasi berkontribusi terhadap peningkatan kepercayaan investor dan kinerja sektor keuangan, sedangkan fluktuasi inflasi yang tajam cenderung berdampak negatif terhadap aktivitas pasar modal (Siagian, 2023)

Hubungan antara inflasi dan pasar saham terjadi melalui beberapa mekanisme transmisi. Kenaikan inflasi berpotensi meningkatkan biaya produksi perusahaan dan menekan laba riil, sehingga berdampak pada penurunan valuasi saham. Selain itu, inflasi juga memengaruhi kebijakan suku bunga dan tingkat diskonto yang digunakan investor dalam menilai arus kas masa depan. Penelitian di pasar modal Indonesia menunjukkan bahwa inflasi memiliki pengaruh signifikan terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG), baik secara langsung maupun melalui interaksi dengan variabel moneter lainnya seperti suku bunga dan jumlah uang beredar (Wibowo & Aminda, 2021, Wawan Ichwanudin & Roni Kambara, 2023)

Dalam perspektif Arbitrage Pricing Theory (APT), inflasi dipandang sebagai salah satu sumber risiko sistematis yang memengaruhi return saham secara agregat. Perubahan tingkat inflasi merepresentasikan kejutan makroekonomi yang tidak dapat dihilangkan melalui diversifikasi portofolio, sehingga seluruh saham di pasar berpotensi terpapar secara simultan. Temuan Ratnaningrum *et al.* (2023) menunjukkan bahwa inflasi bersama dengan suku bunga dan nilai tukar memiliki pengaruh signifikan terhadap pergerakan IHSG, yang menegaskan peran inflasi sebagai faktor risiko sistematis di pasar saham Indonesia. Oleh karena itu, dalam penelitian ini inflasi diperlakukan sebagai variabel moneter yang relevan untuk menjelaskan dinamika IHSG dalam kerangka APT,

khususnya dalam menangkap respons pasar saham terhadap perubahan kondisi harga dan kebijakan moneter selama periode pengamatan.

2.2.7 Nilai Tukar (USD/IDR)

Nilai tukar merupakan harga relatif suatu mata uang terhadap mata uang lainnya yang terbentuk melalui interaksi permintaan dan penawaran di pasar valuta asing. Dalam sistem nilai tukar mengambang seperti yang dianut Indonesia, pergerakan kurs rupiah terhadap dolar Amerika Serikat (USD/IDR) sangat dipengaruhi oleh dinamika transaksi perdagangan internasional, arus modal, serta ekspektasi pelaku pasar terhadap kondisi ekonomi domestik dan global. Perubahan nilai tukar tidak hanya mencerminkan keseimbangan eksternal suatu negara, tetapi juga menjadi indikator sensitivitas perekonomian terhadap guncangan eksternal dan kebijakan moneter (Obstfeld *et al.*, 2019).

Secara teoretis, dinamika kurs dalam jangka panjang dapat dijelaskan melalui teori Purchasing Power Parity (PPP). Cassel (1918) mengemukakan bahwa nilai tukar cenderung menyesuaikan diri terhadap perbedaan tingkat harga antarnegara agar daya beli relatif tetap seimbang. Dalam versi relatifnya, PPP menegaskan bahwa selisih inflasi domestik dan luar negeri akan tercermin dalam depresiasi atau apresiasi mata uang. Dengan demikian, pergerakan USD/IDR tidak berdiri sendiri, melainkan berkaitan erat dengan dinamika inflasi dan kebijakan moneter.

Hubungan antara nilai tukar dan pasar saham semakin kompleks ketika mempertimbangkan peran arus modal asing. Apresiasi rupiah sering diasosiasikan dengan masuknya modal portofolio asing yang meningkatkan likuiditas dan mendorong penguatan indeks saham. Sebaliknya, depresiasi tajam dapat memicu *capital outflow*, meningkatkan volatilitas, serta menekan IHSG. Ratnaningrum *et al.* (2023) menemukan bahwa nilai tukar berpengaruh signifikan terhadap IHSG bersama variabel moneter lainnya, sementara Setiawan (2024) menunjukkan bahwa perubahan kurs berkorelasi dengan dinamika indeks melalui mekanisme likuiditas dan ekspektasi pasar. Temuan ini

mengindikasikan bahwa kurs berfungsi sebagai saluran transmisi risiko eksternal ke dalam pasar saham domestik.

Dalam perspektif teori keuangan, nilai tukar dapat dikategorikan sebagai faktor risiko makroekonomi yang bersifat sistematis. Fluktuasi USD/IDR tidak hanya berdampak pada satu sektor tertentu, tetapi memengaruhi berbagai industri secara luas, terutama dalam perekonomian yang terintegrasi dengan perdagangan global seperti Indonesia. Dalam kerangka Arbitrage Pricing Theory (APT), perubahan kurs dapat dipandang sebagai systematic shock yang memengaruhi return saham secara agregat. Karena risiko nilai tukar tidak dapat dieliminasi melalui diversifikasi portofolio, maka eksposur terhadap kurs akan tercermin dalam premi risiko yang diminta investor. Dengan demikian, variabel nilai tukar dalam penelitian ini tidak hanya diperlakukan sebagai indikator eksternal, tetapi sebagai determinan risiko sistematis yang berpotensi menjelaskan variasi pergerakan IHSG melalui mekanisme ekspektasi, likuiditas, dan penyesuaian premi risiko.

2.2.8 Harga Emas Dunia

Keterkaitan harga emas dengan variabel moneter tercermin melalui pengaruh suku bunga riil dan pergerakan dolar AS. Secara konseptual, ketika suku bunga riil menurun, opportunity cost memegang emas menjadi lebih rendah karena emas tidak memberikan imbal hasil bunga, sehingga daya tariknya sebagai alternatif investasi meningkat. Beckmann *et al.* (2015) menemukan bahwa dalam jangka panjang emas memiliki fungsi lindung nilai terhadap inflasi dan ketidakstabilan moneter, meskipun kekuatan hubungan tersebut dapat berbeda antarnegara. Di sisi lain, karena harga emas dikutip dalam dolar AS, apresiasi dolar cenderung menekan harga emas, sedangkan depresiasi dolar mendorong kenaikannya. Dengan demikian, perubahan harga emas sering kali mencerminkan respons pasar terhadap arah kebijakan moneter global, khususnya kebijakan suku bunga Amerika Serikat, yang kemudian berdampak pada ekspektasi dan perilaku investor di berbagai pasar keuangan.

Implikasi harga emas dunia terhadap pasar saham menjadi semakin penting ketika dianalisis melalui perspektif alokasi portofolio. Dalam kondisi meningkatnya ketidakpastian atau risiko pasar saham, investor cenderung mengalihkan dana ke aset yang dianggap lebih aman, termasuk emas. Mekanisme ini dikenal sebagai *portfolio substitution effect*, di mana peningkatan permintaan emas dapat terjadi bersamaan dengan tekanan pada pasar saham Yousaf *et al.* (2021). Dalam konteks Indonesia, hubungan tersebut semakin kompleks karena dipengaruhi oleh dinamika nilai tukar USD/IDR. Apabila harga emas global meningkat dan pada saat yang sama rupiah mengalami depresiasi, maka harga emas dalam denominasi rupiah akan naik lebih tajam, sehingga memperkuat insentif investor domestik untuk beralih dari saham ke emas.

Dalam konteks penelitian di Indonesia, berbagai temuan mengindikasikan adanya hubungan antara fluktuasi harga emas dunia dan dinamika Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG). Ratnaningrum *et al.* (2023) menunjukkan bahwa variabel eksternal, termasuk harga emas dan faktor moneter, berpengaruh terhadap pergerakan IHSG, terutama pada periode volatilitas yang tinggi. Hasil tersebut mengisyaratkan bahwa pasar saham Indonesia tidak sepenuhnya terlepas dari pengaruh sentimen global dan perubahan harga komoditas internasional. Dalam kerangka Arbitrage Pricing Theory (APT), harga emas dapat dipandang sebagai faktor risiko eksternal yang mencerminkan guncangan global terhadap ekspektasi inflasi, stabilitas moneter, dan persepsi risiko investor. Karena dampaknya bersifat luas dan tidak dapat dieliminasi melalui diversifikasi, fluktuasi harga emas berpotensi menjadi determinan sistematis bagi return saham. Oleh karena itu, dalam penelitian ini harga emas dunia diperlakukan sebagai variabel eksternal yang relevan untuk menjelaskan variasi pergerakan IHSG melalui mekanisme transmisi risiko global dan perubahan preferensi portofolio investor.

2.3 Pengembangan Hipotesis dan Kerangka Konseptual

2.3.1 Pengaruh Jumlah Uang Beredar (M2) terhadap IHSG

Dalam perspektif teori moneter Keynesian, jumlah uang beredar (M2) berperan penting dalam memengaruhi tingkat suku bunga dan aktivitas ekonomi melalui

mekanisme likuiditas Beckhart & Keynes (1936). Peningkatan M2 mencerminkan ekspansi likuiditas yang pada umumnya menurunkan tekanan suku bunga dan memperluas kapasitas pembiayaan di sektor riil. Ketika likuiditas meningkat, dunia usaha memperoleh akses dana yang lebih longgar, sementara investor memiliki alternatif alokasi dana yang lebih besar ke aset berisiko seperti saham. Kondisi ini dapat mendorong peningkatan permintaan saham dan memperkuat pergerakan indeks pasar. Namun demikian, pengaruh tersebut sangat bergantung pada stabilitas makroekonomi ekspansi likuiditas yang tidak terkendali justru berpotensi meningkatkan inflasi dan memicu pengetatan moneter yang pada akhirnya menekan pasar saham. Dalam kerangka Arbitrage Pricing Theory (APT), perubahan M2 dipandang sebagai faktor risiko sistematis karena mencerminkan arah kebijakan moneter yang berdampak luas terhadap ekspektasi return dan premi risiko di seluruh sektor. Sitompul & Setyawan (2021) menemukan bahwa pertumbuhan jumlah uang beredar berpengaruh positif terhadap IHSG dalam jangka panjang melalui peningkatan likuiditas pasar, Fujiono & Nugroho (2022) menunjukkan bahwa M2 memiliki pengaruh signifikan terhadap indeks saham dengan mekanisme transmisi melalui suku bunga dan permintaan agregat sedangkan Setiawan (2024) membuktikan adanya hubungan kausal dari M2 terhadap IHSG yang mengindikasikan bahwa perubahan likuiditas menjadi determinan awal pergerakan indeks.

H1: Jumlah uang beredar (M2) berpengaruh positif terhadap IHSG

2.3.2 Pengaruh BI-Rate terhadap IHSG

Dalam kerangka Arbitrage Pricing Theory Ross (1976), suku bunga acuan merupakan faktor risiko sistematis karena perubahan kebijakan suku bunga merepresentasikan shock moneter yang berdampak luas terhadap seluruh aset keuangan. Perspektif Keynesian Beckhart & Keynes (1936) melalui teori preferensi likuiditas menjelaskan bahwa kenaikan suku bunga mencerminkan pengetatan likuiditas yang menekan investasi dan permintaan agregat. Secara mekanisme ekonomi, peningkatan BI-Rate menaikkan biaya pinjaman dan *cost of capital* perusahaan, memperbesar tingkat diskonto dalam model valuasi saham, serta mendorong substitusi portofolio dari saham

ke instrumen berbasis bunga seperti deposito dan obligasi. Akibatnya, permintaan saham menurun dan IHSG cenderung tertekan. Bukti di Indonesia menunjukkan konsistensi hubungan negatif tersebut. Hartoto *et al.* (2025), menggunakan pendekatan regresi time series, menemukan bahwa kenaikan BI-Rate secara statistik signifikan menurunkan IHSG karena pasar merespons kebijakan pengetatan dengan peningkatan premi risiko dan koreksi harga saham. Andreas Purba *et al.* (2025) melalui model regresi berganda periode pascapandemi menunjukkan bahwa suku bunga acuan memiliki koefisien negatif signifikan terhadap IHSG, dengan interpretasi bahwa sensitivitas pasar meningkat pada fase normalisasi kebijakan moneter. Mulyadi *et al.* (2023) juga menemukan hubungan negatif signifikan antara suku bunga dan IHSG serta JII menggunakan pendekatan VAR, di mana shock suku bunga memicu respons penurunan indeks dalam beberapa periode setelahnya (*lag effect*). Konsistensi hasil tersebut mengindikasikan bahwa BI-Rate bukan sekadar variabel kebijakan, melainkan determinan moneter yang memengaruhi ekspektasi return dan premi risiko secara agregat di pasar saham Indonesia.

H2: BI-Rate berpengaruh negatif terhadap IHSG.

2.3.3 Pengaruh Inflasi terhadap IHSG

Dalam perspektif Arbitrage Pricing Theory Ross (1976), inflasi dipandang sebagai salah satu faktor risiko sistematis yang memengaruhi return saham karena perubahan tingkat harga mencerminkan guncangan makroekonomi yang berdampak luas terhadap seluruh sektor industri. Pendekatan Keynesian Beckhart & Keynes (1936) menjelaskan bahwa peningkatan inflasi akibat tekanan permintaan agregat akan mendorong kenaikan suku bunga dan menurunkan daya beli masyarakat, sehingga berdampak pada penurunan konsumsi riil dan profitabilitas perusahaan. Secara mekanisme ekonomi, inflasi yang tinggi meningkatkan biaya produksi (*cost of goods sold*), memperbesar ketidakpastian arus kas, serta meningkatkan tingkat diskonto yang digunakan dalam valuasi saham, sehingga nilai kini arus kas masa depan menurun dan harga saham cenderung tertekan. Dari sisi perilaku investor, inflasi yang meningkat juga memperbesar risiko makroekonomi dan mendorong pergeseran portofolio ke aset lindung nilai, yang pada akhirnya menekan permintaan

saham. Bukti mendukung hubungan negatif tersebut Ratnaningrum *et al.* (2023) menemukan bahwa inflasi berpengaruh negatif signifikan terhadap IHSG ketika dikontrol bersama BI-Rate dan nilai tukar, menunjukkan bahwa kenaikan harga umum mengurangi daya tarik pasar saham. Andreas Purba *et al.* (2025) juga membuktikan bahwa inflasi memiliki koefisien negatif terhadap IHSG periode pascapandemi karena tekanan biaya dan kebijakan moneter yang lebih ketat. Temuan serupa dilaporkan oleh Hartoto *et al.* (2025) yang menunjukkan bahwa inflasi yang meningkat secara konsisten menurunkan indeks saham melalui mekanisme ekspektasi suku bunga dan capital outflow. Konsistensi hasil tersebut memperkuat argumentasi bahwa inflasi merupakan determinan sistematis yang berpengaruh terhadap dinamika pasar saham Indonesia.

H3: Inflasi berpengaruh negatif terhadap IHSG.

2.3.4 Pengaruh Nilai Tukar (USD/IDR) terhadap IHSG

Dalam perspektif *Purchasing Power Parity* (PPP) dan transmisi makroekonomi pada perekonomian terbuka, depresiasi nilai tukar cenderung meningkatkan biaya impor serta beban utang luar negeri perusahaan. Kondisi ini dapat menekan profitabilitas perusahaan dan menurunkan ekspektasi arus kas di masa mendatang, sehingga berdampak negatif terhadap harga saham dan indeks pasar. Di Indonesia, yang masih memiliki ketergantungan cukup besar terhadap impor bahan baku dan aliran modal asing, pelemahan nilai tukar rupiah juga meningkatkan risiko nilai tukar (*exchange rate risk*). Peningkatan risiko tersebut dapat mendorong terjadinya *capital outflow* dari pasar domestik, yang pada akhirnya memberikan tekanan terhadap pergerakan IHSG. Secara, Paryudi (2021) menemukan bahwa perubahan nilai tukar rupiah terhadap USD berpengaruh signifikan terhadap IHSG dengan arah hubungan negatif, di mana depresiasi rupiah diikuti pelemahan indeks. Temuan ini diperkuat oleh Namara (2023) yang menunjukkan bahwa nilai tukar USD/IDR memiliki pengaruh negatif dan signifikan terhadap IHSG dalam model regresi parsial, serta oleh Muhammad (2023) yang membuktikan bahwa kurs berpengaruh signifikan terhadap IHSG baik secara parsial maupun simultan dengan variabel moneter lainnya. Lebih lanjut, Fuad & Yuliadi (2021) juga menemukan bahwa exchange rate memberikan tekanan negatif terhadap Jakarta Composite Index, sedangkan

Muttaqim *et al.* (2025b) menunjukkan bahwa pengaruh kurs terhadap IHSG tetap signifikan bahkan ketika dimoderasi oleh inflasi. Konsistensi temuan tersebut memperkuat argumentasi bahwa nilai tukar merupakan faktor risiko sistematis yang berdampak negatif terhadap IHSG.

H4: Nilai tukar USD/IDR berpengaruh negatif terhadap IHSG

2.3.5 Pengaruh Harga Emas Dunia terhadap IHSG

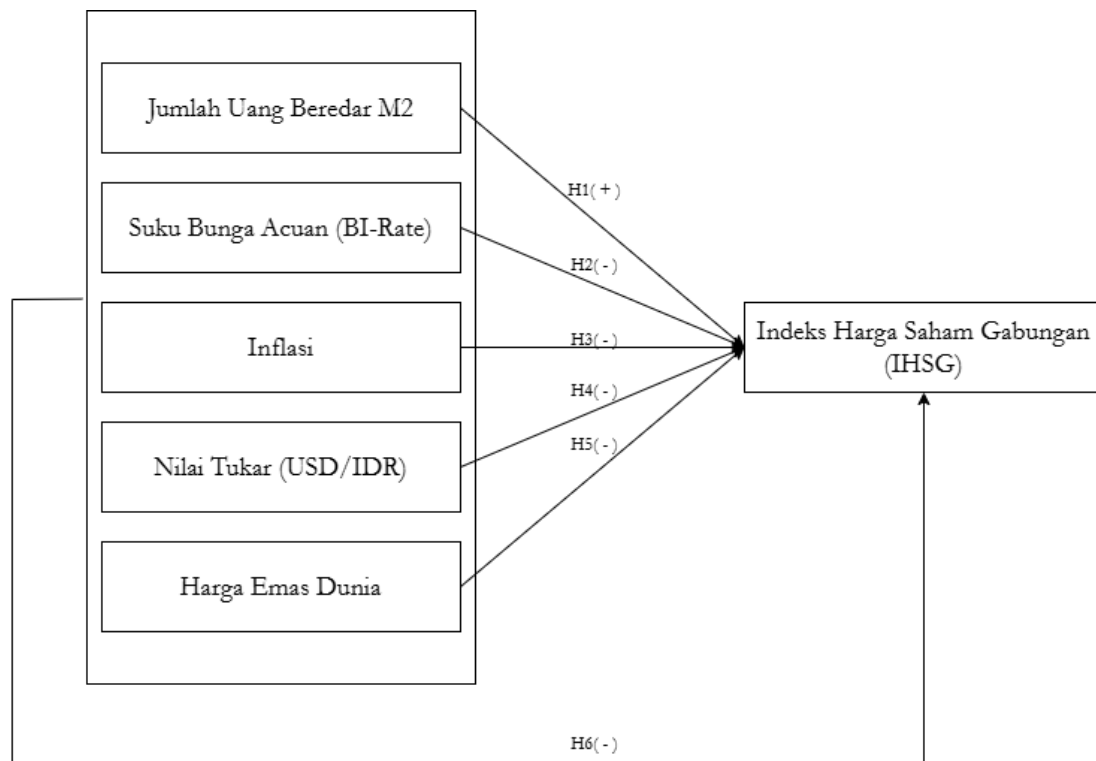
Dalam kerangka teori portofolio dan prinsip diversifikasi risiko, emas diposisikan sebagai aset lindung nilai yang cenderung diminati ketika tingkat ketidakpastian ekonomi dan volatilitas pasar saham meningkat. umming & Zambelli (2010) menunjukkan bahwa pada periode krisis, hubungan antara emas dan saham berubah menjadi negatif, yang mengindikasikan fungsi emas sebagai safe haven ketika tekanan pasar menguat. Secara ekonomi, kenaikan harga emas dunia yang dinyatakan dalam USD per troy ounce sering kali merefleksikan meningkatnya risiko global, penurunan suku bunga riil, atau pelemahan dolar AS. Kondisi tersebut mendorong investor melakukan penyesuaian komposisi portofolio dengan mengalihkan dana dari aset berisiko seperti saham menuju emas sebagai instrumen perlindungan nilai. Mekanisme ini dikenal sebagai portfolio substitution effect dan secara teoritis dapat menekan indeks saham, termasuk IHSG. Temuan Hood & Malik (2013) yang menegaskan kemampuan emas dalam melindungi nilai pada kondisi ekstrem, serta hasil penelitian Beckmann *et al.* (2015) mengenai sensitivitas emas terhadap ketidakstabilan moneter dan inflasi, memperkuat argumentasi bahwa fluktuasi harga emas memiliki implikasi terhadap dinamika pasar saham.

Dalam konteks pasar modal Indonesia, relasi antara harga emas dunia dan IHSG memperoleh dukungan dari penelitian terdahulu. Ratnaningrum *et al.* (2023) menunjukkan bahwa variabel eksternal, termasuk harga emas, berpengaruh signifikan terhadap IHSG, terutama pada fase volatilitas tinggi. Sementara itu, Setiawan (2024) menemukan bahwa faktor global seperti harga komoditas dan kondisi likuiditas berkorelasi dengan pergerakan IHSG melalui pembentukan ekspektasi dan keputusan alokasi portofolio investor. Sintesis dari temuan tersebut mengarah pada indikasi bahwa kenaikan harga emas dunia

sering kali berkaitan dengan tekanan pada IHSG, karena mencerminkan meningkatnya aversi risiko dan pergeseran dana ke aset yang lebih aman. Dalam perspektif Arbitrage Pricing Theory (APT), harga emas dapat dipandang sebagai faktor risiko eksternal yang bersifat sistematis, sebab fluktuasinya mencerminkan guncangan global yang memengaruhi ekspektasi return pasar secara agregat dan tidak dapat dieliminasi melalui diversifikasi.

H5: Harga emas dunia berpengaruh negatif terhadap IHSG

2.4 Kerangka Penelitian



Gambar 2. 1 Kerangka berpikir

BAB III

METODE PENELITIAN

3.1 Jenis dan Cara Pengumpulan Data

Penelitian ini merupakan penelitian kuantitatif dengan pendekatan eksplanatori yang bertujuan menganalisis pengaruh variabel makroekonomi terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indonesia. Data yang digunakan adalah data sekunder berbentuk runtun waktu (*time series*) selama periode 2010–2024. Variabel dependen dalam penelitian ini adalah IHSG, sedangkan variabel independennya meliputi jumlah uang beredar dalam arti luas (M2), suku bunga acuan Bank Indonesia (BI Rate/BI 7-Day Reverse Repo Rate), inflasi, nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat (USD/IDR), serta harga emas dunia (*gold price per troy ounce* dalam USD). Pemilihan variabel tersebut didasarkan pada landasan teori makroekonomi dan kerangka Arbitrage Pricing Theory (APT) yang menyatakan bahwa faktor-faktor makroekonomi merupakan sumber risiko sistematis yang memengaruhi pergerakan pasar saham.

Data diperoleh dari publikasi data resmi dan sumber terpercaya, yaitu IHSG dari Bursa Efek Indonesia (BEI), data M2, BI Rate, dan nilai tukar USD/IDR dari Bank Indonesia, data inflasi dari Badan Pusat Statistik (BPS), serta harga emas dunia dari Bloomberg, Datastream, ICE Benchmark Administration, dan World Gold Council. Seluruh data yang digunakan telah dipublikasikan secara resmi dan dapat dipertanggungjawabkan secara akademik. Data tersebut selanjutnya dianalisis menggunakan pendekatan ekonometrika untuk menguji pengaruh parsial dan simultan variabel independen terhadap IHSG.

3.2 Definisi Variabel Operasional

3.2.1 Variabel Dependen (Y)

Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) merupakan indeks pasar yang mencerminkan kinerja seluruh saham yang tercatat di Bursa Efek Indonesia (BEI). IHSG digunakan sebagai indikator utama dalam menilai pergerakan pasar modal Indonesia karena menggambarkan perubahan harga saham secara agregat berdasarkan kapitalisasi

pasar. Secara konseptual, indeks saham menunjukkan perubahan nilai pasar relatif terhadap periode dasar, sehingga dapat merefleksikan ekspektasi investor terhadap kondisi ekonomi dan kinerja emiten. Faisal *et al.* (2021) menjelaskan bahwa perubahan indeks saham merupakan indikator utama dalam mengukur return pasar dan menjadi dasar dalam analisis investasi serta pengujian model keuangan. Secara operasional dalam penelitian ini, IHSG diukur menggunakan nilai penutupan (*closing price*).

3.2.2 Variabel Independen (X)

1. Jumlah Uang Beredar (M2)

Jumlah uang beredar dalam arti luas (M2) merepresentasikan total likuiditas yang tersedia dalam perekonomian dan menjadi salah satu indikator utama dalam analisis moneter. Secara konseptual, Mankiw (2013) dalam *Macroeconomics* menjelaskan bahwa agregat moneter digunakan untuk mengukur ketersediaan uang dalam sistem ekonomi yang berfungsi sebagai alat transaksi, penyimpan nilai, dan satuan hitung. Dalam praktik sistem moneter Indonesia, Bank Indonesia mendefinisikan M2 sebagai uang beredar dalam arti luas yang mencakup uang kartal (*currency in circulation*), uang giral (*demand deposits*), serta simpanan berjangka dan tabungan masyarakat pada perbankan. Agregat ini sering disebut sebagai indikator likuiditas perekonomian karena mencerminkan kemampuan masyarakat dan sektor usaha dalam melakukan transaksi serta aktivitas investasi. Secara operasional dalam penelitian ini, M2 diukur berdasarkan data bulanan jumlah uang beredar dalam arti luas (miliar rupiah) yang dipublikasikan oleh Bank Indonesia.

Secara matematis, komponen M2 dirumuskan sebagai:

$$M2 = M1 + TD + SD$$

Keterangan:

M1 = Uang beredar dalam arti sempit (uang kartal + uang giral)

TD = *Time Deposits* (deposito berjangka)

SD = *Savings Deposits* (tabungan)

2. Suku Bunga Acuan (BI Rate / BI 7-Day Reverse Repo Rate)

Suku bunga acuan merupakan instrumen utama kebijakan moneter yang digunakan bank sentral untuk mengendalikan stabilitas harga dan menjaga keseimbangan makroekonomi. Mishkin (2011) menjelaskan bahwa suku bunga kebijakan berfungsi sebagai sinyal arah kebijakan moneter yang memengaruhi biaya dana, permintaan kredit, serta ekspektasi inflasi. Di Indonesia, fungsi tersebut dijalankan melalui BI-Rate yang kemudian diperkuat dengan BI 7-Day Reverse Repo Rate sebagai suku bunga kebijakan resmi Bank Indonesia. Tingkat suku bunga ini diumumkan secara periodik dan menjadi acuan bagi perbankan dalam menentukan suku bunga simpanan maupun kredit. Perubahan BI-Rate secara langsung memengaruhi biaya modal perusahaan dan tingkat pengembalian alternatif bagi investor. Ketika suku bunga meningkat, biaya pinjaman naik dan tingkat diskonto yang digunakan dalam valuasi saham menjadi lebih tinggi, sehingga nilai kini arus kas masa depan menurun. Sebaliknya, penurunan suku bunga cenderung mendorong investasi dan meningkatkan daya tarik saham. Dalam penelitian ini, BI-Rate diukur berdasarkan tingkat suku bunga kebijakan (%) yang dipublikasikan oleh Bank Indonesia dan digunakan dalam bentuk persentase per periode pengamatan.

Secara matematis, perubahan suku bunga dapat dinyatakan sebagai:

$$\Delta i_t = i_t - i_{t-1}$$

Keterangan:

i_t = BI-Rate periode t

i_{t-1} = BI-Rate periode sebelumnya

Δi_t = perubahan suku bunga kebijakan

3. Inflasi

Inflasi merupakan kondisi meningkatnya harga barang dan jasa secara umum dan berlangsung secara terus-menerus dalam suatu perekonomian,

sehingga menyebabkan penurunan daya beli masyarakat. Sukirno (2016) menegaskan bahwa kenaikan harga satu atau dua komoditas tidak dapat dikategorikan sebagai inflasi, kecuali apabila kenaikan tersebut meluas dan berkelanjutan. Dalam perspektif makroekonomi modern, inflasi dapat muncul akibat tekanan permintaan (*demand-pull inflation*), kenaikan biaya produksi (*cost-push inflation*), maupun ekspansi jumlah uang beredar yang melebihi kapasitas produksi riil. Selain itu, faktor eksternal seperti depresiasi nilai tukar dan imported inflation juga dapat mendorong kenaikan harga domestik. Tingkat inflasi sering digunakan sebagai indikator stabilitas ekonomi, karena inflasi yang tinggi dan tidak terkendali mencerminkan ketidakseimbangan antara permintaan dan penawaran agregat serta dapat memengaruhi keputusan konsumsi, investasi, dan kebijakan moneter Mishkin (2011). Secara operasional, inflasi di Indonesia diukur menggunakan Indeks Harga Konsumen (IHK) yang mencerminkan perubahan harga sekumpulan barang dan jasa yang dikonsumsi rumah tangga. Dalam penelitian ini, inflasi dinyatakan dalam persentase perubahan IHK per periode pengamatan.

Secara matematis, tingkat inflasi dihitung dengan rumus:

$$Inflasi_t = \frac{IHK_t - IHK_{t-1}}{IHK_{t-1}} \times 100\%$$

Keterangan:

IHK_t = Indeks Harga Konsumen periode t

IHK_{t-1} = Indeks Harga Konsumen periode sebelumnya

4. Nilai Tukar (USD/IDR)

Nilai tukar atau kurs merupakan harga relatif mata uang domestik terhadap mata uang asing yang mencerminkan berapa banyak rupiah yang dibutuhkan untuk memperoleh satu dolar Amerika Serikat (USD). Dalam sistem nilai tukar mengambang yang dianut Indonesia, pergerakan kurs rupiah terhadap dolar sangat dipengaruhi oleh interaksi permintaan dan penawaran valuta asing di

pasar, yang berasal dari aktivitas perdagangan internasional, arus modal, pembayaran utang luar negeri, serta ekspektasi pelaku pasar terhadap kondisi ekonomi domestik dan global. Nilai tukar yang stabil diperlukan untuk menjaga kepastian dunia usaha karena fluktuasi yang tajam dapat meningkatkan risiko transaksi, biaya impor, serta beban utang luar negeri perusahaan. Dalam perekonomian terbuka seperti Indonesia, depresiasi rupiah umumnya meningkatkan biaya produksi bagi perusahaan yang bergantung pada bahan baku impor, sedangkan apresiasi rupiah dapat menekan daya saing ekspor. Oleh karena itu, pergerakan kurs tidak hanya menjadi indikator stabilitas makroekonomi, tetapi juga memengaruhi persepsi risiko investor dan dinamika pasar saham (Mishkin, 2011, Obstfeld *et al.*, 2019).

Dalam praktik perbankan dikenal beberapa jenis kurs, yaitu kurs jual (*selling rate*), kurs beli (*buying rate*), kurs tengah (*middle rate*), dan kurs flat. Kurs jual merupakan nilai tukar yang digunakan bank saat menjual valuta asing kepada nasabah, sedangkan kurs beli adalah nilai yang digunakan saat bank membeli valuta asing. Kurs tengah adalah rata-rata antara kurs jual dan kurs beli yang sering digunakan sebagai indikator nilai tukar representatif pada periode tertentu. Dalam penelitian ini, nilai tukar yang digunakan adalah kurs tengah USD/IDR yang dipublikasikan oleh Bank Indonesia dan dinyatakan dalam rupiah per dolar AS per periode pengamatan. Secara matematis, kurs tengah dapat dirumuskan sebagai:

$$Kurs\ Tengah = \frac{KJ + KB}{2}$$

Keterangan:

Kurs Jual = nilai tukar saat bank menjual valuta asing

Kurs Beli = nilai tukar saat bank membeli valuta asing

5. Harga Emas Dunia (Gold Price per Troy Ounce)

Harga emas dunia merupakan harga pasar emas internasional yang dinyatakan dalam dolar Amerika Serikat (USD) per troy ounce, di mana satu troy

ounce setara dengan 31,1035 gram. Dalam sistem keuangan global, emas dipandang sebagai safe haven asset dan instrumen lindung nilai terhadap inflasi, depresiasi mata uang, serta ketidakpastian ekonomi. Secara teoritis, ketika terjadi tekanan inflasi, krisis keuangan, atau peningkatan risiko global, permintaan terhadap emas cenderung meningkat sehingga mendorong kenaikan harga. Sebaliknya, pada kondisi ekonomi stabil dengan suku bunga riil yang tinggi, daya tarik emas relatif menurun karena emas tidak memberikan imbal hasil berupa bunga atau dividen (Baur & McDermott, 2010, Beckmann *et al.*, 2015). Dalam konteks pasar saham Indonesia, kenaikan harga emas sering diasosiasikan dengan pergeseran preferensi investor dari aset berisiko seperti saham menuju aset aman, sehingga berpotensi menekan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG).

Dalam penelitian ini, harga emas dunia diukur menggunakan harga emas internasional dalam satuan USD per troy ounce (level price), bukan dalam bentuk persentase perubahan. Data diperoleh dari penyedia data keuangan global seperti Bloomberg, Refinitiv Datastream, ICE Benchmark Administration (LBMA Gold Price), dan World Gold Council, yang merupakan sumber resmi dan terstandarisasi dalam pelaporan harga emas internasional

3.3 Metode Analisis Data

3.3.1 Model Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

Penelitian ini menggunakan perangkat lunak EViews 13 dalam proses estimasi dengan tingkat signifikansi 5 persen ($\alpha = 0,05$). Metode analisis utama yang digunakan adalah model Autoregressive Distributed Lag (ARDL) untuk menguji pengaruh variabel M2 (JUB), BI Rate, Inflasi, Nilai Tukar USD/IDR, dan Harga Emas Dunia terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG).

Model ARDL awalnya dikembangkan oleh Pesaran dan Shin, kemudian diformalkan melalui Bounds Testing Approach oleh Pesaran *et al.* (2001). Pemilihan model ARDL didasarkan pada beberapa pertimbangan metodologis yang kuat:

1. Fleksibilitas Ordo Integrasi: Pendekatan ini memungkinkan pengujian hubungan jangka pendek dan jangka panjang secara simultan. Model ini dapat digunakan secara valid baik pada kombinasi variabel yang stasioner di tingkat Level $I(0)$ dan First Difference $I(1)$, maupun dalam kondisi di mana seluruh variabel penelitian memiliki ordo integrasi yang sama pada $I(1)$, selama tidak terdapat variabel yang stasioner pada ordo kedua $I(2)$. Hal ini ditegaskan langsung oleh Pesaran *et al.*, (2001) yang menyatakan: “*The main advantage of this approach is that the bounds test for cointegration can be applied irrespective of whether the underlying regressors are purely $I(0)$, purely $I(1)$, or mutually cointegrated.*” (hlm. 290). Pernyataan ini memberikan legitimasi kuat bagi penggunaan ARDL pada data makroekonomi yang seringkali tidak stasioner pada tingkat level.
2. Struktur Lag Dinamis: Fleksibilitas ini menjadikan ARDL lebih adaptif dibandingkan metode kointegrasi konvensional seperti prosedur Johansen, Nkoro & Uko (2016). ARDL memungkinkan setiap variabel memiliki struktur lag yang berbeda, sehingga mampu menangkap dinamika penyesuaian pasar modal yang kompleks secara lebih akurat.
3. Efisiensi Sampel: ARDL dinilai mampu menghasilkan estimasi jangka panjang yang konsisten, tidak bias, dan relatif stabil pada ukuran sampel yang terbatas Narayan (2005). Hal ini sangat relevan mengingat hubungan antara variabel makroekonomi dan pergerakan IHSG tidak bersifat instan, melainkan melalui proses transmisi dan penyesuaian bertahap di pasar keuangan.

Tahapan analisis meliputi uji stasioneritas, penentuan lag optimal, uji kointegrasi (*bounds test*), serta estimasi jangka pendek dan jangka panjang melalui Error Correction Model (ECM) apabila terdapat kointegrasi.

Secara umum, model ARDL($p, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5$) dalam penelitian ini dirumuskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\ln IHS G_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \ln IHS G_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} \ln M2_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} BI_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} INF_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} \ln KURS_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} \beta_{5j} \ln GOLD_{t-j} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Keterangan:

$\ln IHS G_t$: Log natural IHSG (closing price bulanan)

$\ln M2_t$: Log natural jumlah uang beredar

BI_t : BI Rate (%)

INF_t : Inflasi (%)

$\ln KURS_t$: Log natural nilai tukar USD/IDR

$\ln GOLD_t$: Log natural harga emas dunia (USD/troy ounce)

α_0 : Konstanta

α_i, β_{ij} : Koefisien parameter

ε_t : Error term

$p, q_1 - q_5$: Panjang lag optimal

Dengan demikian, penggunaan ARDL dalam penelitian ini merupakan pilihan metodologis untuk menangkap dinamika sekaligus keseimbangan jangka panjang IHSG terhadap variabel makroekonomi.

3.3.2 Uji Stasioneritas Data

Uji stasioneritas dilakukan untuk memastikan bahwa seluruh variabel dalam penelitian tidak terintegrasi pada orde dua (I(2)), karena prosedur *bounds testing* dalam model ARDL hanya berlaku untuk kombinasi variabel I(0) dan I(1) (Pesaran *et al.*, 2001). Keberadaan variabel I(2) akan menyebabkan distribusi statistik uji menjadi tidak valid.

Suatu proses dikatakan stasioner apabila mean dan variansnya konstan serta kovariansnya hanya bergantung pada lag Dickey & Fuller (1979). Penggunaan data non-stasioner dapat menghasilkan *spurious regression*, yaitu hubungan yang tampak signifikan secara statistik tetapi tidak memiliki makna ekonomi.

Pengujian dalam penelitian ini menggunakan Augmented Dickey-Fuller (ADF) test yang dikembangkan oleh Dickey & Fuller (1979). Uji ADF menambahkan lag diferens untuk mengatasi autokorelasi residual. Secara umum, persamaannya adalah:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Hipotesis yang diuji:

$H_0 : \gamma = 0$ (mengandung unit root / tidak stasioner)

$H_1 : \gamma < 0$ (stasioner)

Keputusan diambil berdasarkan perbandingan nilai statistik ADF dengan nilai kritis MacKinnon pada tingkat signifikansi 5 persen. Variabel yang tidak stasioner pada level namun stasioner pada diferens pertama dikategorikan sebagai I(1).

Dengan demikian, uji stasioneritas berfungsi sebagai prasyarat metodologis untuk menjamin validitas estimasi ARDL pada tahap selanjutnya.

Kriteria pengambilan keputusan dilakukan dengan membandingkan nilai statistik ADF dengan nilai kritis MacKinnon pada tingkat signifikansi 1%, 5%, dan 10%. Apabila nilai ADF lebih kecil dari nilai kritis, maka H_0 ditolak dan variabel dinyatakan stasioner.

Dalam penelitian ini, pengujian dilakukan pada tingkat level dan first difference. Apabila variabel tidak stasioner pada level namun stasioner pada first difference, maka variabel tersebut dinyatakan terintegrasi pada orde satu (I(1)). Hasil pengujian ini menjadi dasar dalam memastikan kelayakan penggunaan model ARDL pada tahap selanjutnya.

3.3.3 Transformasi Data

Dalam penelitian ini, sebagian variabel ditransformasikan ke dalam bentuk logaritma natural (ln). Transformasi ini dilakukan untuk meningkatkan kualitas estimasi model serta menyesuaikan karakteristik data time series yang umumnya memiliki varians yang tidak konstan.

Secara ekonometrika, transformasi logaritma natural memiliki beberapa tujuan utama. Pertama, untuk mengurangi potensi heteroskedastisitas, yaitu kondisi di mana varians residual tidak konstan. Kedua, untuk menstabilkan fluktuasi data yang cenderung

meningkat seiring waktu, khususnya pada variabel yang memiliki tren seperti IHSG, jumlah uang beredar, nilai tukar, dan harga emas dunia. Ketiga, transformasi ini memungkinkan interpretasi koefisien regresi dalam bentuk elastisitas, sehingga memudahkan dalam menjelaskan hubungan antarvariabel dalam perspektif ekonomi.

Dalam penelitian ini, variabel yang ditransformasikan ke dalam bentuk logaritma natural meliputi:

- Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG)
- Jumlah uang beredar (M2)
- Nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat (USD/IDR)
- Harga emas dunia

Sementara itu, variabel suku bunga kebijakan Bank Indonesia (BI Rate/BI 7-Day Reverse Repo Rate) dan inflasi tidak ditransformasikan ke dalam bentuk logaritma karena keduanya sudah berbentuk persentase, sehingga transformasi logaritma tidak diperlukan dan berpotensi mengubah interpretasi ekonomisnya.

Dengan demikian, penggunaan transformasi logaritma dalam penelitian ini diharapkan dapat menghasilkan model yang lebih stabil, memenuhi asumsi dasar analisis time series, serta memberikan interpretasi yang lebih bermakna terhadap hubungan antara variabel makroekonomi dan IHSG.

3.3.4 Penentuan Lag Optimal

Penentuan lag optimal dilakukan untuk memastikan bahwa model ARDL mampu merepresentasikan dinamika hubungan antarvariabel secara tepat tanpa menghasilkan model yang terlalu kompleks. Dalam kerangka model dinamis, lag menunjukkan bahwa suatu variabel tidak hanya dipengaruhi oleh kondisi saat ini, tetapi juga oleh nilai masa lalunya, sehingga pemilihan panjang lag menjadi bagian penting dalam proses estimasi. Kripfganz & Schneider (2023) menjelaskan bahwa dalam praktik ARDL, pemilihan lag umumnya dilakukan dengan mempertimbangkan kriteria informasi untuk memperoleh model yang tetap parsimonious namun memiliki kemampuan prediksi yang baik. Sejalan dengan itu, studi terbaru mengenai pendekatan ARDL juga menegaskan bahwa penggunaan kriteria seperti Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Bayesian

Criterion (BIC), dan Hannan–Quinn (HQ) bertujuan untuk menyeimbangkan antara ketepatan model dan jumlah parameter yang diestimasi, sehingga model tidak mengalami overfitting Nkoro & Uko (2016). Dalam penelitian ini, lag optimal dipilih berdasarkan nilai kriteria informasi terkecil sebagai dasar dalam pengujian kointegrasi dan estimasi ARDL selanjutnya.

3.3.5 Uji Kointegrasi (Bounds Test)

Setelah penentuan lag optimal, langkah krusial berikutnya adalah menguji keberadaan hubungan jangka panjang antarvariabel melalui prosedur *Bounds Testing* dalam kerangka ARDL. Pengujian ini dikembangkan oleh Pesaran *et al.* (2001) untuk mengatasi keterbatasan pendekatan kointegrasi konvensional yang mensyaratkan seluruh variabel memiliki orde integrasi yang sama. Dalam ARDL, kointegrasi tetap dapat diuji selama variabel tidak terintegrasi pada orde dua $I(2)$.

Pemilihan pendekatan bounds test dalam penelitian ini tidak bersifat prosedural semata, tetapi didasarkan pada karakteristik data makroekonomi bulanan yang berpotensi memiliki orde integrasi campuran, sehingga pendekatan kointegrasi konvensional menjadi kurang memadai (Sam *et al.*, 2019).

Secara konseptual, pengujian dilakukan dengan menguji signifikansi simultan koefisien variabel dalam bentuk level melalui statistik F. Nilai F-statistic kemudian dibandingkan dengan dua nilai kritis, yaitu *lower bound* $I(0)$ dan *upper bound* $I(1)$. Apabila F-statistic melebihi batas atas, maka hipotesis tidak adanya hubungan jangka panjang ditolak. Sebaliknya, apabila berada di bawah batas bawah, maka tidak terdapat kointegrasi. Posisi di antara kedua batas menunjukkan hasil yang tidak konklusif.

Keputusan dalam penelitian ini didasarkan pada tingkat signifikansi 5 persen. Apabila hubungan jangka panjang terbukti ada, maka model ARDL ditransformasikan ke dalam bentuk Error Correction Model (ECM) untuk menangkap dinamika penyesuaian jangka pendek sekaligus mengestimasi kecepatan konvergensi menuju keseimbangan jangka panjang.

3.3.6 Estimasi Model Jangka Pendek dan Jangka Panjang (ECM–ARDL)

Setelah uji kointegrasi (bounds test) menunjukkan adanya hubungan jangka panjang antarvariabel, tahap selanjutnya adalah melakukan estimasi model Autoregressive Distributed Lag (ARDL). Estimasi ini bertujuan untuk memperoleh gambaran hubungan antara variabel independen terhadap variabel dependen, baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek.

Dalam pendekatan ARDL, analisis dilakukan dengan memisahkan antara hubungan jangka panjang (*long-run relationship*) dan dinamika jangka pendek (*short-run dynamics*). Oleh karena itu, estimasi model dalam penelitian ini dibagi menjadi dua bagian utama, yaitu estimasi jangka panjang dan estimasi jangka pendek melalui pendekatan Error Correction Model (ECM).

3.3.6.1 Estimasi Hubungan Jangka Panjang (Long-Run Model)

Estimasi hubungan jangka panjang dilakukan untuk mengidentifikasi pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen dalam kondisi keseimbangan (*long-run equilibrium*). Tahap ini dilakukan setelah uji kointegrasi (*bounds test*) menunjukkan adanya hubungan jangka panjang antarvariabel dalam model ARDL.

Dalam kerangka Autoregressive Distributed Lag (ARDL), estimasi jangka panjang diperoleh dari model dalam bentuk level. Koefisien yang dihasilkan mencerminkan pengaruh permanen dari perubahan variabel independen terhadap variabel dependen dalam jangka panjang. Pendekatan ARDL memiliki keunggulan dalam menghasilkan estimasi jangka panjang yang konsisten meskipun variabel memiliki tingkat integrasi yang berbeda, selama tidak terdapat variabel yang terintegrasi pada orde dua (I(2)) (Nkoro & Uko, n.d. Pesaran *et al.*, 2001b).

Secara matematis, hubungan jangka panjang dalam penelitian ini dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$\ln IHSg_t = \beta_0 + \beta_1 \ln M2_t + \beta_2 BI_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 \ln KURS_t + \beta_5 \ln GOLD_t + \varepsilon_t$$

Keterangan:

- $\ln IHSG_t$: logaritma natural IHSG
- $\ln M2_t$: logaritma natural jumlah uang beredar
- BI_t : suku bunga kebijakan Bank Indonesia
- INF_t : tingkat inflasi
- $\ln KURS_t$: logaritma natural nilai tukar USD/IDR
- $\ln GOLD_t$: logaritma natural harga emas dunia
- β_0 : konstanta
- β_i : koefisien jangka panjang
- ε_t : error term

Persamaan tersebut merepresentasikan kondisi keseimbangan jangka panjang, di mana variabel dependen dipengaruhi oleh variabel independen tanpa mempertimbangkan dinamika jangka pendek atau efek lag. Dengan demikian, model ini mencerminkan hubungan struktural antarvariabel dalam kondisi stabil.

Koefisien jangka panjang dalam model ARDL diperoleh melalui proses normalisasi terhadap koefisien variabel dependen pada persamaan awal. Oleh karena itu, nilai koefisien yang dihasilkan dapat diinterpretasikan sebagai elastisitas jangka panjang, khususnya untuk variabel yang ditransformasikan dalam bentuk logaritma natural.

Dengan demikian, estimasi jangka panjang dalam penelitian ini memberikan gambaran mengenai hubungan fundamental antara variabel makroekonomi dan pergerakan IHSG dalam kondisi keseimbangan, yang selanjutnya akan dilengkapi dengan analisis dinamika jangka pendek melalui model Error Correction Model (ECM).

3.3.6.2 Estimasi Hubungan Jangka Pendek (Error Correction Model / ECM)

Estimasi hubungan jangka pendek dalam penelitian ini dilakukan menggunakan pendekatan Error Correction Model (ECM), yang merupakan

transformasi dari model Autoregressive Distributed Lag (ARDL) ketika telah terbukti adanya hubungan kointegrasi antarvariabel. Model ECM digunakan untuk menganalisis dinamika jangka pendek sekaligus menggambarkan proses penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang.

Secara konseptual, model ECM pertama kali diperkenalkan oleh Robert F. Engle dan Clive W. J. Granger (1987) sebagai pendekatan untuk mengintegrasikan hubungan jangka pendek dan jangka panjang dalam satu kerangka analisis. Dalam konteks ARDL, model ECM diperoleh dari transformasi persamaan ARDL ke dalam bentuk diferensiasi pertama dengan menambahkan komponen error correction term (ECT) .

Secara umum, model ECM dalam penelitian ini dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\Delta \ln IHS G_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \ln IHS G_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} \Delta \ln M2_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} \Delta BI_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} \Delta INF_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} \Delta \ln KURS_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_5} \beta_{5j} \Delta \ln GOLD_{t-j} + \lambda ECT_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Keterangan:

- Δ : operator diferensiasi pertama
- ECT_{t-1} : error correction term periode sebelumnya
- λ : koefisien koreksi kesalahan
- ε_t : error term

Model ECM memungkinkan peneliti untuk mengidentifikasi pengaruh jangka pendek dari masing-masing variabel independen terhadap IHS G melalui koefisien variabel dalam bentuk diferensiasi. Selain itu, keberadaan komponen

Error Correction Term (ECT) menjadi elemen penting yang menunjukkan adanya mekanisme penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang.

Koefisien ECT diharapkan bernilai negatif dan signifikan secara statistik. Nilai tersebut mencerminkan proporsi ketidakseimbangan jangka pendek pada periode sebelumnya yang akan dikoreksi pada periode berjalan. Semakin besar nilai absolut koefisien ECT, maka semakin cepat proses penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang (Nkoro & Uko, 2016).

Pengujian hipotesis dalam model jangka pendek dilakukan dengan menggunakan:

- **Uji t (parsial)** untuk mengetahui pengaruh masing-masing variabel dalam jangka pendek
- **Signifikansi koefisien ECT** sebagai indikator adanya mekanisme koreksi menuju keseimbangan jangka panjang

Dengan demikian, model ECM tidak hanya memberikan informasi mengenai pengaruh jangka pendek antarvariabel, tetapi juga memastikan bahwa hubungan jangka panjang yang telah diidentifikasi sebelumnya tetap terjaga melalui mekanisme penyesuaian yang sistematis

3.3.7 Uji Diagnostik Model

Setelah model Autoregressive Distributed Lag (ARDL) dan representasi Error Correction Model (ECM) diestimasi, tahap berikutnya adalah mengevaluasi kelayakan model melalui uji diagnostik. Dalam regresi dinamis berbasis time series, signifikansi koefisien saja belum cukup apabila residual masih mengandung pola sistematis atau parameter model tidak stabil. Oleh karena itu, pengujian diagnostik dilakukan untuk memastikan bahwa struktur lag yang digunakan telah memadai dan hasil estimasi dapat diinterpretasikan secara reliabel.

Berbeda dengan regresi linier statis berbasis Ordinary Least Squares (OLS), model ARDL tidak mensyaratkan terpenuhinya seluruh asumsi Gauss–Markov secara ketat, namun lebih menekankan pada terpenuhinya sifat *white noise* residual, tidak adanya

autokorelasi, serta kestabilan parameter sepanjang periode pengamatan. Pemenuhan kriteria ini menjadi prasyarat penting sebelum melakukan pengujian signifikansi parameter dan penarikan kesimpulan ekonometrika. Uji diagnostik yang dilakukan dalam penelitian ini meliputi:

3.3.7.1 Uji Normalitas

Uji normalitas bertujuan untuk menilai apakah residual model terdistribusi mendekati normal. Dalam konteks regresi time series, normalitas residual bukan merupakan syarat utama konsistensi estimator, namun menjadi relevan terutama untuk mendukung validitas uji statistik seperti uji t dan uji F pada ukuran sampel yang terbatas.

Pengujian dilakukan menggunakan *Jarque–Bera Test* dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Residual berdistribusi normal

H_1 : Residual tidak berdistribusi normal

Keputusan pengujian didasarkan pada perbandingan nilai probabilitas Jarque–Bera dengan tingkat signifikansi ($\alpha = 5\%$). Apabila nilai probabilitas lebih besar dari 0,05, maka residual dinyatakan berdistribusi normal.

3.3.7.2 Uji Autokorelasi

Uji autokorelasi dilakukan untuk memastikan bahwa residual tidak berkorelasi antarperiode. Dalam model ARDL yang melibatkan lag variabel dependen dan independen, keberadaan autokorelasi umumnya mengindikasikan bahwa dinamika data belum sepenuhnya tertangkap oleh struktur lag yang digunakan.

Pengujian dilakukan menggunakan Breusch–Godfrey Serial Correlation LM Test, karena metode ini lebih sesuai untuk model dinamis dibandingkan uji Durbin–Watson yang memiliki keterbatasan pada autokorelasi orde pertama.

Hipotesis pengujian adalah:

H_0 : Tidak terdapat autokorelasi

H_1 : Terdapat autokorelasi

Model dinyatakan bebas dari autokorelasi apabila nilai probabilitas *ObsR-squared* lebih besar dari tingkat signifikansi ($\alpha = 5\%$). Tidak ditemukannya autokorelasi menunjukkan bahwa residual telah memenuhi karakteristik *white noise*, sehingga estimasi standar error dapat dianggap reliabel.

3.3.7.3 Uji Heteroskedastisitas

Uji heteroskedastisitas bertujuan untuk menilai apakah varians residual bersifat konstan sepanjang periode observasi. Varians residual yang tidak konstan dapat menyebabkan ketidaktepatan dalam perhitungan standar error dan berpotensi menyesatkan hasil pengujian signifikansi parameter.

Pengujian dilakukan menggunakan Breusch–Pagan–Godfrey Test dengan hipotesis:

H_0 : Tidak terdapat heteroskedastisitas

H_1 : Terdapat heteroskedastisitas

Model dinyatakan tidak mengalami heteroskedastisitas apabila nilai probabilitas *ObsR-squared* melebihi tingkat signifikansi ($\alpha = 5\%$).

3.3.8 Uji Signifikansi

Uji stabilitas model dilakukan untuk memastikan bahwa parameter yang diestimasi dalam model Autoregressive Distributed Lag (ARDL) tetap konsisten sepanjang periode pengamatan. Dalam analisis data time series, stabilitas parameter menjadi aspek yang penting karena perubahan nilai parameter dapat mengindikasikan adanya pergeseran hubungan antarvariabel akibat faktor tertentu.

Pada data makroekonomi, perubahan kebijakan, krisis ekonomi, maupun guncangan eksternal seringkali memengaruhi pola hubungan antarvariabel. Kondisi tersebut berpotensi menimbulkan *structural break* yang dapat mengganggu validitas hasil estimasi. Oleh karena itu, pengujian stabilitas diperlukan untuk memastikan bahwa model yang digunakan tetap relevan dalam menjelaskan hubungan jangka pendek maupun jangka panjang.

Dalam penelitian ini, uji stabilitas dilakukan menggunakan metode CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals) dan CUSUM of Squares (CUSUMSQ) yang dikembangkan oleh Edgar C. Brown, James Durbin, dan James M. Evans (1975). Kedua metode ini digunakan untuk mendeteksi adanya perubahan parameter model selama periode observasi.

Secara umum, uji CUSUM didasarkan pada akumulasi residual rekursif yang ditampilkan dalam bentuk grafik, sedangkan uji CUSUMSQ menggunakan akumulasi kuadrat residual yang lebih sensitif terhadap perubahan varians. Melalui kedua grafik tersebut, stabilitas parameter dapat diamati secara visual dari waktu ke waktu.

Adapun kriteria pengambilan keputusan adalah sebagai berikut:

- Model dinyatakan stabil apabila garis CUSUM dan CUSUMSQ berada di dalam batas kritis (*confidence band*) pada tingkat signifikansi 5 persen
- Model dinyatakan tidak stabil apabila garis keluar dari batas kritis

Apabila model menunjukkan stabilitas, maka dapat disimpulkan bahwa hubungan antara variabel independen dan variabel dependen tidak mengalami perubahan struktural yang signifikan selama periode penelitian. Sebaliknya, apabila ditemukan ketidakstabilan, hal tersebut dapat mengindikasikan adanya peristiwa ekonomi tertentu yang memengaruhi hubungan antarvariabel dalam model.

Dengan demikian, uji stabilitas model menjadi langkah penting untuk memastikan bahwa hasil estimasi ARDL yang diperoleh memiliki tingkat keandalan yang memadai dan dapat digunakan sebagai dasar dalam penarikan kesimpulan penelitian.

BAB IV

HASIL ANALISIS DAN PEMBAHASAN

4.1 Deskripsi Data Penelitian

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan memanfaatkan data sekunder berbentuk deret waktu (*time series*). Data yang dianalisis terdiri atas 180 observasi bulanan yang dikumpulkan secara berurutan selama periode Januari 2010 sampai Desember 2024, sehingga mencerminkan perkembangan ekonomi dalam rentang waktu 15 tahun. Pemilihan periode tersebut dilakukan agar penelitian mampu menangkap dinamika pasar modal Indonesia dalam berbagai fase ekonomi, mulai dari kondisi normal, masa krisis, hingga periode pemulihan ekonomi.

Sumber data yang digunakan berasal dari lembaga resmi dan platform keuangan yang memiliki kredibilitas tinggi agar hasil penelitian tetap akurat dan dapat dipertanggungjawabkan. Data Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) diperoleh melalui portal Yahoo Finance sebagai penyedia data historis pasar saham. Sementara itu, data makroekonomi seperti Jumlah Uang Beredar (JUB), Suku Bunga Acuan (*BI Rate*), dan inflasi diambil dari publikasi resmi Bank Indonesia (BI) serta Badan Pusat Statistik (BPS). Untuk data nilai tukar Rupiah terhadap Dolar Amerika Serikat (USD/IDR), informasi dihimpun dari basis data Bank Indonesia dan Kementerian Perdagangan. Adapun data harga emas dunia diperoleh dari beberapa lembaga keuangan internasional seperti Bloomberg, Datastream, ICE Benchmark Administration, dan World Gold Council. Seluruh data tersebut kemudian diolah menggunakan metode *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) dengan bantuan perangkat lunak EViews versi 13.

Sebelum masuk ke tahap estimasi model, penelitian ini terlebih dahulu melakukan analisis statistik deskriptif untuk melihat gambaran umum dari masing-masing variabel penelitian. Analisis ini tidak hanya berfungsi sebagai penyajian angka-angka dasar, tetapi juga membantu memahami pola pergerakan variabel selama periode pengamatan. Melalui statistik deskriptif, dapat diketahui bagaimana kondisi terendah (*minimum*) ketika pasar mengalami tekanan atau krisis, nilai tertinggi (*maximum*) saat ekonomi berada pada fase ekspansi, rata-rata keseluruhan (*mean*) sebagai gambaran umum kondisi variabel, serta

standar deviasi yang menunjukkan tingkat penyebaran data atau volatilitasnya. Dengan demikian, analisis deskriptif menjadi langkah awal yang penting untuk memahami karakteristik data sebelum dilakukan pengujian ekonometrika yang lebih mendalam. Ringkasan hasil statistik deskriptif dari seluruh variabel penelitian disajikan pada Tabel 4.1 berikut :

Tabel 4. 1
Hasil Analisis Deskriptif Statistik

Variabel	Mean	Median	Standar Deviasi	Minimum	Maksimum
IHSG	5.412,767	5.386,385	1.228,375	2.549,030	7.670,730
JUB	5.328.838,00	5.198.863,00	2.080.837,00	2.066.481,00	9.210.816,00
BI Rate (%)	5,692	5,750	1,251	3,500	7,750
Inflasi (%)	4,127	3,685	1,844	1,320	8,790
Nilai Tukar	12.887,48	13.593,50	2.324,421	8.508,00	16.421,00
Harga Emas	1.544,396	1.447,015	350,579	1.068,250	2.690,080

Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13

Tabel 4.1 di atas menunjukkan bahwa hasil deskriptif statistik pada variabel dependen dan independen bersifat bervariasi.

1. Variabel Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) mencatatkan nilai rata-rata sebesar 5.412,767 dengan nilai tengah (*median*) di angka 5.386,385. Titik terendah pada level 2.549,030 mencerminkan posisi indeks pada awal periode pengamatan (tahun 2010) yang secara perlahan berhasil tumbuh konsisten hingga mencetak rekor tertinggi pada level 7.670,730. Nilai standar deviasi sebesar 1.228,375 mengindikasikan bahwa di balik tren pertumbuhan jangka panjang yang positif, pergerakan bursa memiliki tingkat volatilitas yang cukup tinggi. Hal ini menegaskan karakteristik pasar saham negara berkembang (*emerging market*) yang sangat dinamis dan sensitif terhadap proses penyesuaian (*time lag*) dari guncangan makroekonomi domestik maupun global.
2. Variabel Jumlah Uang Beredar (JUB) menunjukkan tren ekspansi likuiditas yang sangat masif dengan nilai rata-rata sebesar Rp5.328.838,00 (Miliar) dan median Rp5.198.863,00 (Miliar). Likuiditas ini bergerak secara progresif dari angka terendah Rp2.066.481,00 (Miliar) di awal pengamatan dan terus berekspansi

mencapai puncaknya sebesar Rp9.210.816,00 (Miliar) dengan standar deviasi Rp2.080.837,00 (Miliar). Rentang nilai yang sangat lebar ini merepresentasikan kebijakan pelonggaran moneter secara berkelanjutan untuk menopang ekonomi. Dalam konteks penelitian, limpahan likuiditas inilah yang menjadi bahan bakar utama pendorong IHSG dalam jangka panjang, meskipun injeksi dana segar ini sering kali memicu euforia sesaat yang berujung pada aksi ambil untung (profit taking) di jangka pendek.

3. Variabel *BI Rate* dijaga pada rata-rata 5,691667% dengan median 5,750000%. Rentang kebijakan suku bunga bergerak cukup dinamis dari titik paling akomodatif di level 3,500000% pada masa pemulihan ekonomi, hingga pengetatan tertinggi di angka 7,750000% dengan standar deviasi 1,251284%. Fluktuasi ini menunjukkan langkah taktis Bank Indonesia dalam merespons tekanan inflasi dan menjaga stabilitas nilai tukar. Bagi investor, volatilitas suku bunga ini direspons secara rasional dan terukur. Pasar membutuhkan waktu penyesuaian untuk menyerap dampak perubahan suku bunga sebelum akhirnya emiten mampu beradaptasi dan menetralkan dampaknya dalam keseimbangan jangka panjang.
4. Variabel Inflasi Tingkat inflasi Indonesia berada pada rata-rata 4,127222% dengan median 3,685000%. Angka ini memperlihatkan kemampuan pemerintah menjaga stabilitas harga dalam rentang yang dapat ditoleransi. Walaupun inflasi sempat menyentuh level terendah sebesar 1,320000% yang merefleksikan lesunya daya beli dan melonjak tajam hingga 8,790000% akibat guncangan suplai, tingkat penyebaran data (standar deviasi) sebesar 1,843586% mengonfirmasi bahwa secara umum inflasi tetap terkendali. angka inflasi yang wajar ini diinterpretasikan oleh pasar sebagai sinyal roda ekonomi yang berputar aktif, sehingga dampak negatifnya terhadap IHSG cenderung minim dan teredam secara struktural.
5. Variabel Nilai Tukar (Kurs) memiliki nilai rata-rata sebesar Rp12.887,48 per USD dengan median Rp13.593,50 per USD. Variabel ini memperlihatkan rentang pelemahan yang sangat lebar, berawal dari posisi terkuatnya di level Rp8.508,00 per USD hingga terdepresiasi sangat dalam menyentuh Rp16.421,00 per USD.

Standar deviasi yang tinggi sebesar Rp2.324,421 per USD membuktikan besarnya risiko volatilitas kurs yang menghantam pasar finansial selama 15 tahun terakhir. Tingginya disparitas ini sangat krusial, mengingat pelemahan nilai tukar terbukti menjadi faktor paling dominan yang menekan IHSG karena secara langsung meningkatkan risiko beban biaya emiten dan memicu gelombang arus keluar modal asing (*capital flight*).

6. Variabel Harga Emas Dunia sebagai aset pelindung nilai (*safe haven*) mencatatkan rata-rata sebesar 1.544,396 USD per *troy ounce* dan *median* 1.447,015 USD per *troy ounce*. Sentimen ketidakpastian ekonomi global berulang kali mendorong harga emas dari posisi terendahnya di level 1.068,250 USD per *troy ounce* hingga menembus rekor tertinggi sebesar 2.690,080 USD per *troy ounce*, dengan standar deviasi 350,5786 USD per *troy ounce*. Lonjakan nilai maksimum yang signifikan ini mempertegas sifat pergerakan emas yang selalu berlawanan (*invers*) dengan aset berisiko. Setiap kali ketidakpastian meningkat, preferensi investasi secara masif bergeser dari pasar saham menuju emas, yang secara langsung menguras likuiditas bursa dan menekan pergerakan IHSG.

4.2 Hasil dan Analisis Pengolahan Data

4.2.1 Uji Stasioneritas (*Unit Root Test*)

Tabel 4. 2
Hasil Uji Stasioneritas Pada Level

Variabel	ADF	T-Critis			Probabilitas	Interpretasi
		1%	5%	10%		
ln IHSG	-2,685694	-3,46699	-2,87754	-2,57538	0,0785	Tidak stasioner
ln JUB	-2,168604576	-3,4672	-2,87764	-2,57543	0,2186	Tidak stasioner
BI Rate	-1,905354136	-3,46742	-2,87773	-2,57548	0,3293	Tidak stasioner

Inflasi	-2,273218095	-3,4672	-2,87764	-2,57543	0,1819	Tidak stasioner
ln Nilai Tukar	-1,062399919	-3,46699	-2,87754	-2,57538	0,7301	Tidak stasioner
ln Harga Emas	-0,51254489	-3,4672	-2,87764	-2,57543	0,8847	Tidak stasioner

Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13 (2026)

Berdasarkan hasil pengujian stasioneritas menggunakan metode Augmented Dickey-Fuller (ADF) pada tingkat level, diperoleh bahwa variabel ln IHSG memiliki nilai statistik ADF sebesar -2,685694 dengan nilai probabilitas sebesar 0,0785. Nilai tersebut lebih besar dari tingkat signifikansi $\alpha = 5\%$ (0,05), serta secara absolut masih lebih kecil dibandingkan nilai kritis pada taraf 5% sebesar -2,87754. Hal ini menunjukkan bahwa variabel ln IHSG belum stasioner pada tingkat level. Selanjutnya, variabel ln jumlah uang beredar (ln M2) menunjukkan nilai ADF sebesar -2,168605 dengan probabilitas 0,2186, yang juga lebih besar dari 0,05 dan tidak melampaui nilai kritisnya, sehingga dinyatakan tidak stasioner. Demikian pula variabel BI Rate yang memiliki nilai ADF sebesar -1,905354 dengan probabilitas 0,3293, serta variabel inflasi dengan nilai ADF sebesar -2,273218 dan probabilitas 0,1819, keduanya menunjukkan hasil yang tidak stasioner pada tingkat level.

Pada variabel lainnya, yaitu ln nilai tukar (USD/IDR) dan ln harga emas dunia, hasil pengujian menunjukkan pola yang serupa. Variabel ln nilai tukar memiliki nilai statistik ADF sebesar -1,062400 dengan probabilitas 0,7301, yang jauh di atas tingkat signifikansi 5% dan tidak memenuhi kriteria stasioneritas berdasarkan nilai kritis ADF. Sementara itu, variabel ln harga emas dunia menunjukkan nilai ADF sebesar -0,512545 dengan probabilitas sebesar 0,8847, yang juga mengindikasikan bahwa variabel tersebut tidak stasioner pada tingkat level. Secara keseluruhan, seluruh variabel dalam penelitian ini memiliki nilai probabilitas di atas 0,05 serta nilai statistik ADF yang tidak lebih kecil dari nilai kritis MacKinnon pada tingkat signifikansi 5%, sehingga tidak terdapat satupun variabel yang memenuhi kriteria stasioneritas pada tingkat level.

Hasil ini menunjukkan bahwa seluruh variabel masih mengandung unit root, yang berarti data memiliki kecenderungan tidak stabil dalam mean maupun variansnya sepanjang waktu. Kondisi ini berpotensi menimbulkan masalah regresi semu (*spurious regression*) apabila langsung digunakan dalam estimasi model. Oleh karena itu, diperlukan pengujian lanjutan pada tingkat diferensiasi pertama (*first difference*) untuk mengetahui apakah variabel menjadi stasioner pada orde integrasi tertentu. Langkah ini penting untuk memastikan bahwa data memenuhi prasyarat dalam penggunaan model ARDL, yaitu tidak terdapat variabel yang terintegrasi pada orde dua (I(2)), sehingga estimasi yang dihasilkan nantinya dapat diinterpretasikan secara valid dan ekonometrik.

Tabel 4. 3
Hasil Uji Stasioneritas Pada First Difference

Variabel	ADF	T-Critis			Probabilitas	Interpretasi
		1%	5%	10%		
ln IHSG	-12,43912334	-3,4672	-2,87764	-2,57543	0,000	Stasioner
ln JUB	-18,05272724	-3,4672	-2,87764	-2,57543	0,000	Stasioner
BI Rate	-8,105163512	-3,4672	-2,87764	-2,57543	0,000	Stasioner
Inflasi	-10,28700369	-3,4672	-2,87764	-2,57543	0,000	Stasioner
ln Nilai Tukar	-14,05648198	-3,4672	-2,87764	-2,57543	0,000	Stasioner
ln Harga Emas	-10,2422109	-3,4672	-2,87764	-2,57543	0,000	Stasioner

Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13 (2026)

Berdasarkan hasil uji Augmented Dickey-Fuller (ADF) pada tingkat *first difference*, seluruh variabel dalam penelitian ini telah menunjukkan kondisi stasioner. Hal ini ditunjukkan oleh nilai probabilitas masing-masing variabel yang sebesar 0,000 atau lebih kecil dari tingkat signifikansi $\alpha = 5\%$ (0,05). Variabel ln IHSG memiliki nilai ADF sebesar -12,439123, ln jumlah uang beredar (ln M2) sebesar -18,052727, BI Rate sebesar -8,105164, dan inflasi sebesar -10,287004. Seluruh nilai tersebut secara absolut lebih besar dibandingkan nilai kritis pada taraf 5% sebesar -2,877636, sehingga dapat dinyatakan bahwa keempat variabel tersebut telah stasioner pada tingkat diferensiasi pertama.

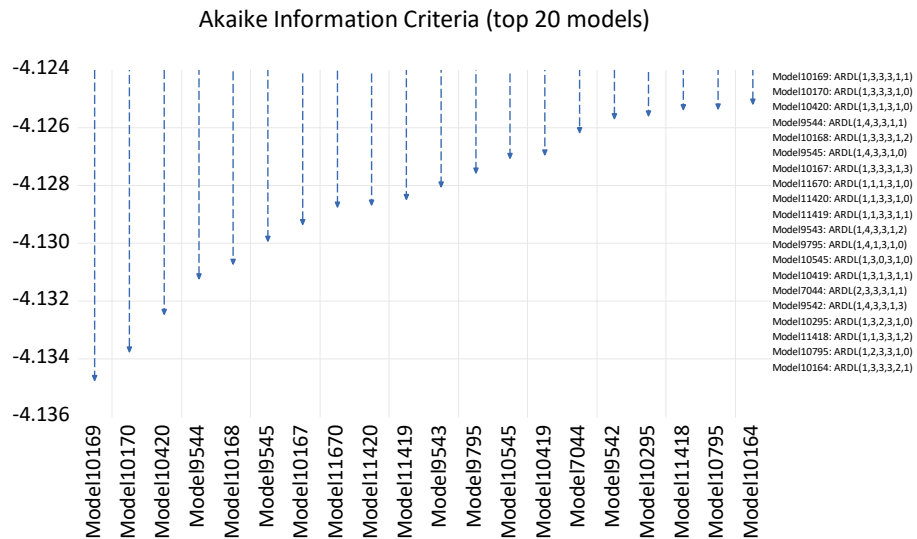
Hasil yang sama juga ditunjukkan oleh variabel ln nilai tukar dan ln harga emas dunia, dengan nilai ADF masing-masing sebesar -14,056482 dan -10,242211 serta

probabilitas sebesar 0,000. Dengan demikian, seluruh variabel telah memenuhi kriteria stasioneritas pada tingkat *first difference* dan dapat dikategorikan sebagai terintegrasi pada orde satu (I(1)). Kondisi ini menunjukkan bahwa data telah memenuhi salah satu prasyarat dalam penggunaan model ARDL, yaitu tidak adanya variabel yang terintegrasi pada orde dua (I(2)).

4.2.2 Penentuan *Lag Optimum*

Penetapan tingkat kelambanan (*lag*) yang optimal merupakan tahapan krusial dalam pemodelan ARDL guna mengakomodasi efek jeda waktu antarobservasi sekaligus mengeliminasi potensi masalah autokorelasi pada penelitian. Penentuan spesifikasi *lag* terbaik dalam studi ini mengandalkan pendekatan *Akaike Information Criterion* (AIC), yang indikator utamanya ditarik dari perolehan nilai paling minimum di antara 20 model kandidat teratas. Deretan angka yang dibentuk merepresentasikan urutan panjang kelambanan masing-masing variabel sesuai dengan susunan estimasi, di mana kemunculan angka 0 akan mengindikasikan ketiadaan jeda waktu pada variabel tersebut. Merujuk pada hasil evaluasi grafik AIC, spesifikasi yang terbukti paling tangguh jatuh pada Model 10169 yang membentuk formasi ARDL (1, 3, 3, 3, 1, 1). Rangkaian angka tersebut memuat arti bahwa variabel dependen IHSG memiliki kelambanan sebanyak 1 periode, yang kemudian secara berurutan diikuti oleh variabel Jumlah Uang Beredar dengan *lag* 3, BI Rate dengan *lag* 3, Inflasi dengan *lag* 3, Nilai Tukar dengan *lag* 1, dan variabel Harga Emas Dunia dengan 1 lag. Struktur lag ini menunjukkan bahwa dinamika hubungan antarvariabel tidak hanya dipengaruhi oleh kondisi saat ini, tetapi juga oleh nilai masa lalu dari masing-masing variabel. Oleh karena itu, model ini dinilai mampu merepresentasikan hubungan jangka pendek maupun jangka panjang secara lebih optimal, sehingga dapat digunakan pada tahap pengujian kointegrasi (*bounds test*).

Tabel 4. 4
Penentuan Lag Optimum



Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13 (2026)

4.2.3 Uji Kointegrasi (*Bound Test*)

Uji kointegrasi merupakan tahap lanjutan setelah uji stasioneritas yang bertujuan untuk mengetahui apakah terdapat hubungan jangka panjang antara variabel dependen dan variabel independen dalam model. Dalam penelitian ini, pengujian kointegrasi dilakukan menggunakan pendekatan *Bounds Test* dalam kerangka Autoregressive Distributed Lag (ARDL), mengingat variabel yang digunakan memiliki orde integrasi campuran antara $I(0)$ dan $I(1)$. Pengujian ini menjadi prasyarat penting sebelum melakukan estimasi jangka panjang dan jangka pendek.

Hipotesis yang digunakan dalam uji *Bounds Test* adalah sebagai berikut:

H_0 : Tidak terdapat kointegrasi (tidak ada hubungan jangka panjang)

H_1 : Terdapat kointegrasi (ada hubungan jangka panjang)

Tabel 4. 5
Hasil Bound Test

Test Statistic	Value	
F-Statistic	4,023178	
Critical Value Bonds		
Significance	Lower Bound (0)	Upper Bound (1)
10%	2,080	3,000
5%	2,390	3,380
1%	3,060	4,150

Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13 (2026)

Berdasarkan hasil pengujian, diperoleh nilai F-statistic sebesar 4.023178. Nilai ini kemudian dibandingkan dengan nilai kritis *bounds* pada berbagai tingkat signifikansi. Pada tingkat signifikansi $\alpha = 5\%$, nilai F-statistic tersebut jauh lebih besar dibandingkan nilai *upper bound* sebesar 3,380. Dengan demikian, F-statistic berada di atas batas atas (*upper bound*), sehingga hipotesis nol (H_0) ditolak.

Hasil ini menunjukkan bahwa terdapat hubungan kointegrasi atau keseimbangan jangka panjang antara variabel jumlah uang beredar (M2), BI Rate, inflasi, nilai tukar USD/IDR, dan harga emas dunia terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG). Dengan adanya kointegrasi ini, maka model ARDL dapat dilanjutkan ke tahap estimasi hubungan jangka panjang (*long-run model*) serta pembentukan Error Correction Model (ECM) untuk menganalisis dinamika jangka pendek.

4.2.4 Estimasi Model *ARDL*

Pemilihan spesifikasi model terbaik dalam penelitian ini dilakukan melalui kriteria *Akaike Information Criterion* (AIC) pada kerangka *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL). Hasil regresi menunjukkan bahwa model yang paling optimal untuk digunakan adalah ARDL (1, 3, 3, 3, 1, 1). Estimasi ini melibatkan 177 pengamatan dengan Indeks Harga Saham Gabungan (LN_IHSG) sebagai variabel terikat. Guna memastikan keandalan hasil ukur dari potensi gangguan asumsi klasik khususnya masalah heteroskedastisitas model

ini telah disesuaikan melalui pendekatan *HAC (Newey-West) standard errors & covariance*. Penyesuaian ini menjamin bahwa seluruh temuan uji t dan koefisien dalam model bersifat *robust* (kebal) dan valid secara akademik.

Tabel 4. 6
Hasil Estimasi ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LN_IHSG (-1)	0,8838	0,0318	27,8265	0,0000
LN_JUB	0,3269	0,1017	3,2137	0,0016
LN_JUB (-1)	-0,3322	0,1003	-3,3136	0,0011
LN_JUB (-2)	-0,0016	0,0934	-0,0176	0,9860
LN_JUB (-3)	0,2074	0,0672	3,0867	0,0024
BI_RATE	-0,0260	0,0116	-2,2406	0,0264
BI_RATE (-1)	0,0376	0,0225	1,6750	0,0959
BI_RATE (-2)	0,0231	0,0305	0,7570	0,4502
BI_RATE (-3)	-0,0294	0,0171	-1,7181	0,0877
INFLASI	-0,0048	0,0034	-1,3883	0,1670
INFLASI (-1)	-0,0024	0,0049	-0,4855	0,6280
INFLASI (-2)	0,0182	0,0066	2,7565	0,0065
INFLASI (-3)	-0,0152	0,0051	-2,9659	0,0035
LN_KURS	-1,1460	0,1477	-7,7572	0,0000
LN_KURS (-1)	0,8634	0,1308	6,6009	0,0000
LN_GOLD	-0,1939	0,0906	-2,1406	0,0338
LN_GOLD (-1)	0,1022	0,0873	1,1710	0,2434
C	1,2466	0,3147	3,9609	0,0001
R-squared	0,985547	Mean dependent var	8,579937	
Adjusted R-squared	0,984002	S.D. dependent var	0,230162	
S.E. of regression	0,029111	Akaike info criterion	-4,139230	
Sum squared resid	0,134748	Schwarz criterion	-3,816232	
Log likelihood	384,321800	Hannan-Quinn criter,	-4,008234	
F-statistic	637,795900	Durbin-Watson stat	1,988670	
Prob(F-statistic)	0,000000			

Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13

Hasil *output* memperlihatkan adanya pola hubungan dinamis antara indikator makroekonomi dengan pergerakan saham. Tingkat signifikansi dari variabel Jumlah Uang Beredar (LN_JUB), tingkat suku bunga (BI Rate), Inflasi, Nilai Tukar (LN_KURS), dan Harga Emas Dunia (LN_GOLD) tampak bervariasi, baik pada periode berjalan maupun

pada periode masa lampau (*lag*). Kondisi ini memberi petunjuk penting bahwa fluktuasi IHSG tidak sekadar merespons perubahan ekonomi secara seketika, tetapi juga mengakumulasi efek dari kondisi moneter dan pasar global pada beberapa bulan sebelumnya.

4.2.4.1 Uji Koefisien Determinasi (R^2)

Uji koefisien determinasi (R^2) berfungsi untuk mengukur seberapa besar proporsi variasi variabel terikat yang mampu diterangkan oleh variabel-variabel bebas di dalam model penelitian. Berdasarkan hasil estimasi, besaran *R-squared* yang tercatat tergolong sangat tinggi, yakni 0,985547.

Angka tersebut bermakna bahwa 98,55% variasi pergerakan IHSG dapat dijelaskan secara komprehensif oleh dinamika Jumlah Uang Beredar, BI Rate, Inflasi, kurs Rupiah, dan harga emas beserta masa lalunya di dalam kerangka model. Sementara itu, porsi sisanya yang sangat minor, yaitu sebesar 1,45%, merupakan akibat dari faktor-faktor eksternal lain yang tidak dilibatkan dalam persamaan ini. Perolehan nilai R^2 yang nyaris menyentuh angka absolut (1) ini menegaskan bahwa spesifikasi regresi memiliki tingkat kecocokan (*goodness of fit*) yang sangat kuat terhadap data aktual historis.

4.2.4.2 Uji T (Uji Signifikansi Parsial)

Uji statistik t (*uji parsial*) digunakan untuk mengevaluasi seberapa besar pengaruh masing-masing variabel independen secara individual dalam menjelaskan fluktuasi variabel dependen, yaitu IHSG. Tingkat signifikansi (α) yang digunakan sebagai batas pengujian dalam penelitian ini adalah 5 persen (0,05). Adapun perumusan hipotesis pada uji t ditetapkan sebagai berikut:

H_0 : Variabel independen secara parsial tidak memiliki pengaruh signifikan terhadap IHSG.

H_a : Variabel independen secara parsial memiliki pengaruh signifikan terhadap IHSG.

Dasar pengambilan keputusan pada uji ini adalah apabila nilai probabilitas lebih kecil dari 0,05, maka hipotesis nol (H_0) ditolak, yang berarti variabel tersebut berpengaruh signifikan. Sebaliknya, jika nilai probabilitas lebih besar dari 0,05, maka hipotesis nol (H_0) gagal ditolak, yang menunjukkan bahwa variabel tersebut tidak memiliki pengaruh signifikan terhadap IHSG. Berdasarkan output regresi ARDL pada tabel pengujian, hasil uji t dapat diinterpretasikan sebagai berikut:

1. Variabel JUB (Jumlah Uang Beredar)

Variabel JUB (*Jumlah Uang Beredar*) menunjukkan pengaruh yang dinamis terhadap IHSG. Pada periode berjalan (LN_JUB), koefisien sebesar 0,3269 mengindikasikan bahwa setiap kenaikan JUB sebesar 1 persen pada bulan yang sama akan meningkatkan IHSG sebesar 0,32 persen secara signifikan. Hal ini menunjukkan adanya likuiditas instan yang masuk ke pasar modal. Namun, pada satu bulan sebelumnya ($LN_JUB(-1)$) koefisien bernilai negatif sebesar -0,3322, yang berarti kenaikan JUB sebesar 1 persen pada periode sebelumnya justru menekan IHSG sebesar 0,33 persen pada periode saat ini. Kondisi ini mengindikasikan adanya koreksi pasar atau aksi ambil untung (*profit taking*) setelah likuiditas masuk pada bulan sebelumnya. Selanjutnya, pada tiga bulan sebelumnya ($LN_JUB(-3)$), koefisien kembali bernilai positif sebesar 0,2073, yang menunjukkan bahwa dampak moneter dari JUB kembali memberikan pengaruh positif sebesar 0,20 persen terhadap IHSG.

2. Variabel BI RATE (Suku Bunga)

Variabel *BI Rate* menunjukkan pengaruh negatif yang signifikan terhadap IHSG pada periode berjalan. Koefisien sebesar -0,0259 menunjukkan bahwa setiap kenaikan *BI Rate* sebesar 1 persen poin, misalnya dari 6,0 persen menjadi 7,0 persen, akan menurunkan IHSG sebesar 2,59 persen secara signifikan. Hal ini sejalan dengan teori ekonomi yang menyatakan bahwa kenaikan suku bunga akan meningkatkan biaya modal serta mendorong investor mengalihkan investasinya dari pasar saham ke instrumen pendapatan tetap yang lebih aman. Sementara itu, pada lag -1, -2, dan -3, variabel suku bunga tidak menunjukkan pengaruh yang

signifikan ($Prob > 0,05$), sehingga dapat disimpulkan bahwa respons pasar terhadap kebijakan suku bunga cenderung bersifat cepat atau instan pada bulan yang sama.

3. Variabel INFLASI

Variabel inflasi menunjukkan pengaruh yang berbeda pada setiap periode lag. Pada dua bulan sebelumnya ($INFLASI(-2)$), koefisien sebesar 0,0181 menunjukkan bahwa kenaikan inflasi sebesar 1 persen poin pada dua bulan sebelumnya justru berdampak positif terhadap IHSG sebesar 1,81 persen pada periode saat ini. Kondisi ini dapat terjadi karena inflasi yang masih dalam tingkat moderat sering kali dipandang sebagai sinyal pertumbuhan ekonomi yang sehat. Namun, pada tiga bulan sebelumnya ($INFLASI(-3)$), koefisien berubah menjadi negatif sebesar -0,0151, yang berarti kenaikan inflasi sebesar 1 persen poin akan menekan IHSG sebesar 1,51 persen. Perubahan arah pengaruh ini menunjukkan adanya proses penyesuaian ekspektasi investor terhadap daya beli dan stabilitas ekonomi dalam jangka waktu yang lebih panjang.

4. Variabel KURS (Nilai Tukar)

Variabel kurs (nilai tukar) merupakan variabel yang paling dominan dalam memengaruhi IHSG pada model ini. Pada periode berjalan (LN_KURS), koefisien negatif sebesar -1,1459 menunjukkan bahwa setiap depresiasi Rupiah atau kenaikan kurs sebesar 1 persen akan menurunkan IHSG secara signifikan sebesar 1,14 persen. Hal ini menunjukkan bahwa pelemahan nilai tukar Rupiah memberikan tekanan besar terhadap pasar modal, terutama karena meningkatnya risiko ekonomi dan biaya impor bagi perusahaan. Namun, pada satu bulan sebelumnya ($LN_KURS(-1)$), koefisien bernilai positif sebesar 0,8633, yang mengindikasikan adanya reaksi balik (*rebound*) sebesar 0,86 persen pada bulan berikutnya setelah terjadi guncangan nilai tukar.

5. Variabel GOLD (Harga Emas)

Variabel harga emas dunia (LN_GOLD) memiliki pengaruh negatif terhadap IHSG dengan koefisien sebesar -0,1938. Artinya, setiap kenaikan harga

emas dunia sebesar 1 persen akan menurunkan IHSG sebesar 0,19 persen. Hasil ini mengonfirmasi fungsi emas sebagai aset aman (*safe haven*), di mana ketika harga emas meningkat, investor cenderung mengalihkan dananya dari pasar saham menuju instrumen yang dianggap lebih aman dan stabil, seperti emas. Kondisi ini menyebabkan tekanan pada pasar saham dan berkontribusi pada penurunan IHSG.

6. Variabel IHSG (-1) sebagai Kontrol

Variabel IHSG periode sebelumnya (*IHSG(-1)*) sebagai variabel kontrol memiliki koefisien positif sebesar 0,8837. Hal ini menunjukkan bahwa IHSG pada bulan sebelumnya memberikan pengaruh positif sebesar 0,88 persen terhadap IHSG pada bulan berjalan. Temuan ini membuktikan adanya momentum pasar yang kuat atau *persistence* dalam pergerakan indeks saham di Indonesia, di mana tren pergerakan pada periode sebelumnya cenderung berlanjut pada periode berikutnya. Kondisi ini mencerminkan bahwa perilaku pasar saham tidak hanya dipengaruhi oleh faktor makroekonomi saat ini, tetapi juga oleh pola pergerakan historis indeks itu sendiri.

**Model ini telah menggunakan HAC Standard Errors (Newey-West), sehingga meskipun menemukan masalah heteroskedastisitas atau autokorelasi pada uji diagnostik setelah ini, hasil persentase dan signifikansi di atas tetap valid dan tidak bias untuk digunakan dalam kesimpulan skripsi.*

4.2.5 Uji Diagnostik Model

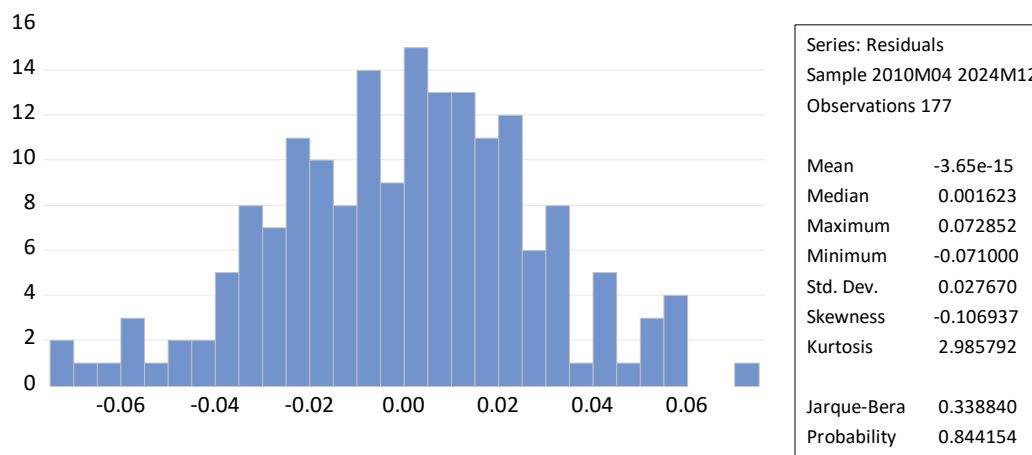
4.2.5.1 Uji Normalitas

Pemeriksaan asumsi normalitas dalam penelitian ini dievaluasi menggunakan pendekatan statistik Jarque-Bera (JB). Pengujian ini penting untuk mengidentifikasi apakah variabel pengganggu (residual) dari model yang diestimasi memiliki sebaran data yang normal. Kriteria normalitas data ditentukan dengan membandingkan nilai probabilitas output terhadap batas toleransi kesalahan atau tingkat signifikansi (α) sebesar 5 persen (0,05). Secara ekonometrika, perumusan hipotesis pada uji ini ditetapkan sebagai berikut:

H_0 : Residual berdistribusi normal.

H_1 : Residual tidak berdistribusi normal

Tabel 4. 7
Hasil Uji Normalitas



Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13

Berdasarkan hasil pengujian, nilai probabilitas Jarque-Bera yang diperoleh sebesar 0,844154. Karena nilai probabilitas tersebut jauh lebih besar dibandingkan tingkat signifikansi α 0,05 ($0,844154 > 0,05$), maka keputusan statistik yang diambil adalah gagal menolak hipotesis nol (H_0). Dapat disimpulkan bahwa data residual pada model penelitian ini telah berdistribusi normal. Hasil ini menunjukkan bahwa model regresi yang digunakan telah memenuhi asumsi normalitas dan terbebas dari permasalahan ketidaknormalan distribusi data.

4.2.5.2 Uji Autokorelasi

Pendeteksian gejala autokorelasi dalam regresi penelitian ini dilakukan menggunakan metode *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test*. Pengujian ini bertujuan untuk memastikan apakah terdapat hubungan atau korelasi antar-kesalahan pengganggu (*residual*) pada suatu periode pengamatan dengan periode-periode sebelumnya. Penilaian

asumsi ini dilakukan dengan meninjau nilai probabilitas *ObsR-squared* (*Chi-Square*) yang dibandingkan dengan tingkat signifikansi (α) sebesar 5 persen (0,05). Secara kaidah ekonometrika, perumusan hipotesis pada uji autokorelasi ini ditetapkan sebagai berikut:

H_0 : Tidak terdapat gejala autokorelasi pada model (tidak ada korelasi antar-*residual*).

H_1 : Terdapat gejala autokorelasi pada model regresi.

Tabel 4. 8
Hasil Uji Autokorelasi

F-statistic	0,71252	Prob. F(2,157)	0,492
Obs*R-squared	1,59212	Prob. Chi-Square(2)	0,451

Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13

Berdasarkan hasil pengujian, nilai probabilitas *Chi-Square* yang berasal dari *ObsR-squared* tercatat sebesar 0,4511. Karena nilai probabilitas tersebut lebih besar dari tingkat signifikansi α 0,05 ($0,4511 > 0,05$), maka keputusan statistik yang diambil adalah gagal menolak hipotesis nol (H_0). Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat korelasi antara variabel gangguan pada satu observasi dengan observasi lainnya dalam runtun waktu. Artinya, model regresi yang diestimasi telah terbebas dari masalah autokorelasi, sehingga hasil estimasi dan prediksinya dapat dipercaya secara statistic.

4.2.5.3 Uji Heteroskedastisitas

Sebagai bagian dari uji diagnostik model, pengujian ini bertujuan untuk mendeteksi apakah varians dari *residual* bersifat konstan (*homoskedastisitas*) atau mengalami perubahan (*heteroskedastisitas*). Penelitian ini menggunakan metode *Breusch-Pagan-Godfrey* dengan pedoman hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Tidak terdapat gejala heteroskedastisitas (variens konstan).

H_1 : Terdapat gejala heteroskedastisitas (variens tidak konstan).

Tabel 4. 9
Hasil Uji Heteroskedastisitas

F-statistic	1,908812	Prob. F(17,159)	0,0206
Obs*R-squared	30,00063	Prob. Chi-Square(17)	0,0263
Scaled explained SS	24,03709	Prob. Chi-Square(17)	0,1184

Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13

Berdasarkan output pengujian, nilai probabilitas *ObsR-squared* (*Chi-Square*) tercatat sebesar 0,0263. Karena nilai tersebut lebih kecil dari tingkat signifikansi α 5 persen ($0,0263 < 0,05$), maka keputusan statistik yang diambil adalah menolak hipotesis nol H_0 . Hal ini menunjukkan bahwa data dalam model regresi terindikasi mengalami masalah heteroskedastisitas.

Hasil uji heteroskedastisitas menunjukkan adanya masalah heteroskedastisitas (Prob. *ObsR-squared* $0.0263 < 0.05$). Oleh karena itu, estimasi model ARDL dalam penelitian ini menggunakan koreksi *HAC* (*Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Newey-West standard errors* sehingga nilai *standard error*, statistik t, dan probabilitas yang dihasilkan menjadi lebih *robust* terhadap adanya heteroskedastisitas..

4.2.8 Analisis Jangka Pendek (*Error Correction Model / ECM*)

Analisis jangka pendek dalam regresi ARDL dievaluasi melalui pendekatan *Error Correction Model* (*ECM*). Pengujian ini bertujuan untuk mengetahui dinamika pengaruh antarvariabel dalam jangka pendek, sekaligus melihat seberapa cepat model mengoreksi ketidakseimbangan yang terjadi akibat guncangan (*shock*) untuk kembali pada titik keseimbangan jangka panjangnya. Tingkat signifikansi (α) yang digunakan sebagai ambang batas dalam penelitian ini adalah 5 persen (0,05). Hipotesis pengujian jangka pendek dirumuskan sebagai berikut:

H_0 : Variabel independen tidak memiliki pengaruh signifikan terhadap variabel dependen dalam jangka pendek.

H_1 : Variabel independen memiliki pengaruh signifikan terhadap variabel dependen dalam jangka pendek.

Tabel 4. 10
Hasil Analisis Jangka Pendek (ECM)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ*	-0,116203	0,021495	-5,406012	0,0000
D(LN_JUB)	0,326903	0,100887	3,240292	0,0014
D(LN_JUB(-1))	-0,205711	0,108145	-1,902182	0,0589
D(LN_JUB(-2))	-0,207358	0,103178	-2,009715	0,0461
D(BI_RATE)	-0,025996	0,014077	-1,846674	0,0666
D(BI_RATE(-1))	0,006308	0,014526	0,43425	0,6647

D(BI_RATE(-2))	0,029407	0,013881	2,118517	0,0356
D(INFLASI)	-0,004781	0,004467	-1,070216	0,2861
D(INFLASI(-1))	-0,002965	0,004524	-0,655347	0,5132
D(INFLASI(-2))	0,015186	0,004451	3,412147	0,0008
D(LN_KURS)	-1,145965	0,097772	-11,72083	0,0000
D(LN_GOLD)	-0,193872	0,070678	-2,743027	0,0068
R-squared	0,513247	Mean dependent var	0,005287	
Adjusted R-squared	0,480796	S.D. dependent var	0,03966	
S.E. of regression	0,028577	Akaike info criterion	-4,20703	
Sum squared resid	0,134748	Schwarz criterion	-3,99169	
Log likelihood	384,321800	Hannan-Quinn criter.	-4,1197	
F-statistic	15,816420	Durbin-Watson stat	1,98867	
Prob(F-statistic)	0,000000			

Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13

Pengambilan keputusan didasarkan pada nilai probabilitas masing-masing variabel, yaitu apabila nilai probabilitas lebih kecil dari 0,05 maka hipotesis nol (H_0) ditolak. Berdasarkan tabel output ARDL ECM, hasil analisis dapat dijabarkan ke dalam dua poin utama sebagai berikut.

1. Kecepatan Penyesuaian (*Speed of Adjustment / CointEq*)

Parameter CointEq atau *Error Correction Term* (ECT) merupakan indikator utama dalam menilai validitas model *Error Correction Model* (ECM) maupun ARDL dalam jangka pendek. Berdasarkan hasil estimasi, nilai koefisien CointEq sebesar -0,116203 dengan tingkat probabilitas 0,0000. Nilai ECT yang bertanda negatif dan signifikan secara statistik ($0,0000 < 0,05$) menunjukkan bahwa model yang digunakan telah memenuhi syarat serta mengindikasikan adanya hubungan kointegrasi atau keseimbangan jangka panjang antarvariabel dalam penelitian ini.

Secara ekonomi, koefisien ECT sebesar -0,116203 menunjukkan bahwa apabila terjadi penyimpangan dari kondisi keseimbangan jangka panjang pada suatu periode, maka sekitar 11,62 persen dari ketidakseimbangan tersebut akan disesuaikan pada periode berikutnya. Hal ini mengindikasikan bahwa mekanisme penyesuaian berlangsung secara bertahap hingga sistem kembali menuju kondisi keseimbangannya.

Untuk mengetahui lamanya waktu yang dibutuhkan dalam proses penyesuaian tersebut, digunakan rumus sebagai berikut:

$$t = \frac{1}{|ECT|}$$

Dengan memasukkan nilai ECT yang diperoleh, maka perhitungannya menjadi:

$$t = \frac{1}{0,116203} = 8,6056 \text{ bulan}$$

Nilai 8,6056 bulan menunjukkan bahwa sistem membutuhkan waktu sekitar 8,6 bulan untuk kembali ke kondisi keseimbangan jangka panjang. Agar lebih mudah diinterpretasikan, nilai desimal sebesar 0,6056 bulan dikonversi ke dalam satuan hari dengan asumsi satu bulan terdiri atas 30 hari, yaitu:

$$0,6056 \times 30 = 18,16 \text{ hari}$$

Berdasarkan hasil tersebut, dapat diketahui bahwa proses penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang memerlukan waktu sekitar 8 bulan 18 hari. Artinya, ketika terjadi guncangan yang berasal dari perubahan jumlah uang beredar (M2), BI Rate, inflasi, nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat, maupun harga emas dunia, IHSG tidak langsung kembali ke kondisi keseimbangannya, melainkan memerlukan waktu kurang lebih delapan bulan untuk menyesuaikan diri. Temuan ini menunjukkan bahwa proses penyesuaian IHSG berlangsung secara bertahap, sehingga dampak ketidakseimbangan yang terjadi pada periode sebelumnya dapat dikoreksi sedikit demi sedikit hingga kembali berada pada lintasan keseimbangan jangka panjang.

2. Dinamika Guncangan Jangka Pendek (D)

Evaluasi terhadap variabel yang diawali dengan D (*difference* atau selisih pertama) menunjukkan respons jangka pendek IHSG terhadap perubahan variabel makroekonomi. Pada variabel jumlah uang beredar ($D(LN_JUB)$), injeksi likuiditas pada periode berjalan memiliki pengaruh positif dan signifikan dengan probabilitas 0,0014 dan koefisien sebesar 0,326903. Namun, pada lag kedua ($D(LN_JUB(-2))$), pengaruhnya berubah menjadi negatif signifikan dengan probabilitas 0,0461 dan koefisien -0,207358. Kondisi ini menunjukkan bahwa pasar merespons ekspansi moneter secara positif pada awalnya, tetapi kemudian mengalami koreksi atau aksi ambil untung (*profit taking*) setelah dua bulan.

Pada variabel suku bunga ($D(BI_RATE)$), perubahan suku bunga pada bulan berjalan belum memberikan respons signifikan dari pasar karena nilai probabilitasnya sebesar 0,0666 ($> 0,05$). Akan tetapi, pada lag kedua ($D(BI_RATE(-2))$), pengaruhnya menjadi signifikan dengan probabilitas 0,0356 dan koefisien sebesar 0,029407. Hal ini menunjukkan adanya jeda waktu (*time lag*) sekitar dua bulan bagi pasar untuk sepenuhnya menyerap dan menyesuaikan portofolio terhadap kebijakan moneter Bank Indonesia.

Variabel inflasi ($D(INFLASI)$) juga menunjukkan pola yang serupa, di mana dampaknya baru terasa secara positif dan signifikan pada lag kedua ($D(INFLASI(-2))$), dengan probabilitas 0,0008 dan koefisien sebesar 0,015186. Kondisi ini mencerminkan adanya penyesuaian tertunda, karena laporan keuangan emiten umumnya baru merefleksikan perubahan harga barang sekitar dua bulan setelah inflasi terjadi.

Variabel nilai tukar ($D(LN_KURS)$) menjadi variabel makroekonomi yang paling responsif dan dominan dalam jangka pendek. Depresiasi kurs pada periode berjalan terbukti memiliki pengaruh negatif yang instan, sangat kuat, dan signifikan, dengan probabilitas 0,0000 dan koefisien sebesar -1,145965. Hal ini menggambarkan fenomena *capital flight*, yaitu ketika pelemahan nilai tukar Rupiah secara langsung memicu kepanikan investor asing untuk menarik dananya dari pasar saham Indonesia.

Sementara itu, pada variabel harga emas ($D(LN_GOLD)$), kenaikan harga emas dunia secara langsung memberikan tekanan negatif yang signifikan terhadap IHSG, dengan probabilitas 0,0068 dan koefisien sebesar -0,193872. Temuan ini semakin memperkuat peran emas sebagai aset aman (*safe haven*), di mana ketika terjadi ketidakpastian ekonomi dalam jangka pendek, investor cenderung segera memindahkan investasinya dari pasar saham menuju instrumen yang lebih stabil seperti emas.

4.2.9 Analisis Jangka Panjang

Analisis jangka panjang dalam model ARDL bertujuan untuk mengetahui arah hubungan dan besaran pengaruh keseimbangan antara variabel independen terhadap variabel dependen, yaitu IHSG, setelah seluruh guncangan jangka pendek mereda. Pengambilan keputusan didasarkan pada nilai probabilitas, di mana apabila nilai

probabilitas lebih kecil dari 0,05 maka variabel tersebut memiliki pengaruh yang signifikan dalam jangka panjang.

Tabel 4. 11
Hasil Analisis Jangka Panjang

Variable *	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_JUB(-1)	1,724633	0,381358	4,522348	0,00000
BI_RATE(-1)	0,045989	0,027568	1,668236	0,09710
INFLASI(-1)	-0,036042	0,022499	-1,601964	0,11100
LN_KURS(-1)	-2,431879	0,706667	-3,441335	0,00070
LN_GOLD(-1)	-0,789137	0,245616	-3,212888	0,00160
C	10,72762	2,868297	3,740068	0,00030

Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13

Berdasarkan output estimasi kointegrasi, model keseimbangan jangka panjang yang diturunkan dari persamaan *Cointegrating Equation* ($CE = 0$) dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$CE = LN_IHSG(-1) - (1.724633 \cdot LN_JUB(-1) + 0.045989 \cdot BI_RATE(-1) - 0.036042 \cdot INFLASI(-1) - 2.431879 \cdot LN_KURS(-1) - 0.789137 \cdot LN_GOLD(-1) + 10.727623)$$

Hasil estimasi jangka panjang tersebut menunjukkan nilai koefisien dan probabilitas untuk masing-masing variabel independen. Penjabaran secara komprehensif dapat dijelaskan sebagai berikut:

1. Variabel Jumlah Uang Beredar (LN_JUB)

Variabel jumlah uang beredar (*LN_JUB*) menunjukkan nilai koefisien sebesar 1,724633 dengan probabilitas sebesar 0,0000. Karena nilai probabilitas tersebut lebih kecil dari 0,05, maka dapat disimpulkan bahwa dalam jangka panjang jumlah uang beredar berpengaruh positif dan sangat signifikan terhadap IHSG. Secara ekonomi, setiap peningkatan jumlah uang beredar sebesar 1 persen akan mendorong kenaikan IHSG sebesar 1,72 persen secara berkelanjutan. Tingginya likuiditas dalam perekonomian secara permanen menjadi katalis positif bagi pasar saham.

2. Variabel Suku Bunga (BI_RATE)

Variabel suku bunga (*BI_RATE*) menunjukkan nilai koefisien sebesar 0,045989 dengan probabilitas sebesar 0,0971. Karena nilai probabilitas tersebut lebih besar dari

tingkat signifikansi 5 persen ($0,0971 > 0,05$), maka dapat diartikan bahwa dalam jangka panjang suku bunga tidak memiliki pengaruh yang signifikan terhadap pergerakan IHSG. Hal ini menunjukkan bahwa kebijakan suku bunga Bank Indonesia lebih berperan sebagai instrumen guncangan jangka pendek (*short-term shock*) bagi pasar modal, sementara pengaruhnya cenderung memudar dalam jangka panjang ketika pasar telah melakukan penyesuaian.

3. Variabel Inflasi (INFLASI)

Variabel inflasi menunjukkan nilai koefisien sebesar $-0,036042$ dengan probabilitas sebesar $0,1110$. Karena nilai probabilitas tersebut lebih besar dari $0,05$, maka dapat disimpulkan bahwa dalam jangka panjang inflasi tidak berpengaruh signifikan terhadap IHSG. Kondisi ini menunjukkan bahwa perusahaan-perusahaan yang terdaftar di pasar modal pada umumnya memiliki kemampuan lindung nilai (*hedging*) alami terhadap inflasi moderat dalam horizon waktu yang panjang, sehingga dampaknya terhadap pasar saham menjadi relatif kecil.

4. Variabel Nilai Tukar (LN_KURS)

Variabel nilai tukar (*LN_KURS*) menunjukkan nilai koefisien sebesar $-2,431879$ dengan probabilitas sebesar $0,0007$. Karena nilai probabilitas tersebut lebih kecil dari $0,05$, maka variabel ini terbukti memiliki pengaruh negatif dan sangat signifikan terhadap IHSG dalam jangka panjang. Koefisien elastisitas ini merupakan yang terbesar dalam model, di mana setiap depresiasi Rupiah atau kenaikan kurs sebesar 1 persen akan menyebabkan penurunan struktural IHSG sebesar 2,43 persen. Hal ini menegaskan tingginya ketergantungan fundamental pasar modal Indonesia terhadap stabilitas nilai tukar Rupiah terhadap Dolar Amerika Serikat.

5. Variabel Harga Emas (LN_GOLD)

Variabel harga emas dunia (*LN_GOLD*) menunjukkan nilai koefisien sebesar $-0,789137$ dengan probabilitas sebesar $0,0016$. Karena nilai probabilitas tersebut lebih kecil dari $0,05$, maka dapat disimpulkan bahwa harga emas berpengaruh negatif dan signifikan terhadap IHSG dalam keseimbangan jangka panjang. Setiap kenaikan harga emas sebesar 1 persen akan menurunkan IHSG sebesar 0,78 persen. Hal ini menunjukkan adanya efek

substitusi permanen, di mana emas secara konsisten menjadi pesaing utama portofolio saham sebagai instrumen *safe haven* bagi investor institusional maupun investor ritel.

4.2.10 Uji Stabilitas Model (*Stability Test*)

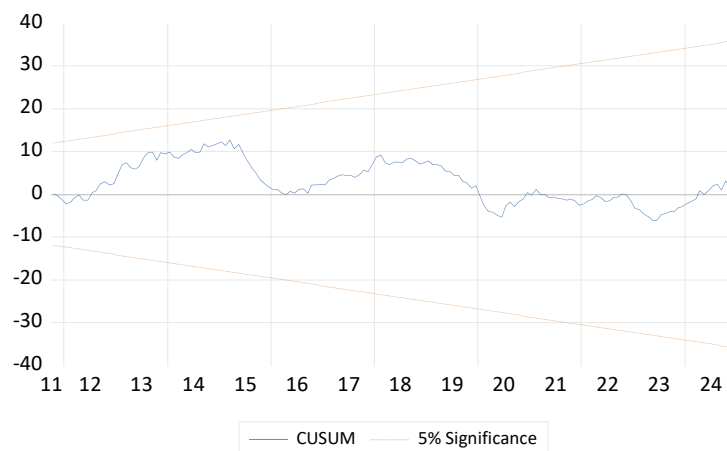
Uji stabilitas merupakan pengujian diagnostik yang bertujuan untuk memastikan apakah parameter koefisien estimasi dan varians *residual* dalam model ARDL bersifat stabil (konsisten) serta tidak mengalami perubahan struktural (*structural break*) selama periode pengamatan. Pengujian ini menggunakan pendekatan *Cumulative Sum of Recursive Residuals* (*CUSUM*) dan *Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals* (*CUSUMQ*) dengan tingkat signifikansi (α) sebesar 5 persen.

Kriteria pengambilan keputusan pada uji ini dilakukan secara visual, yaitu apabila plot garis statistik *CUSUM* dan *CUSUMQ* (garis biru) bergerak dan tetap berada di dalam rentang pita batas kritis signifikansi 5 persen (garis merah putus-putus), maka model dinyatakan stabil secara struktural.

Berdasarkan hasil estimasi yang telah dilakukan, interpretasi uji stabilitas dapat dijabarkan sebagai berikut:

4.2.10.1 Uji CUSUM (*Cumulative Sum*)

Tabel 4. 12
Hasil Uji CUSUM

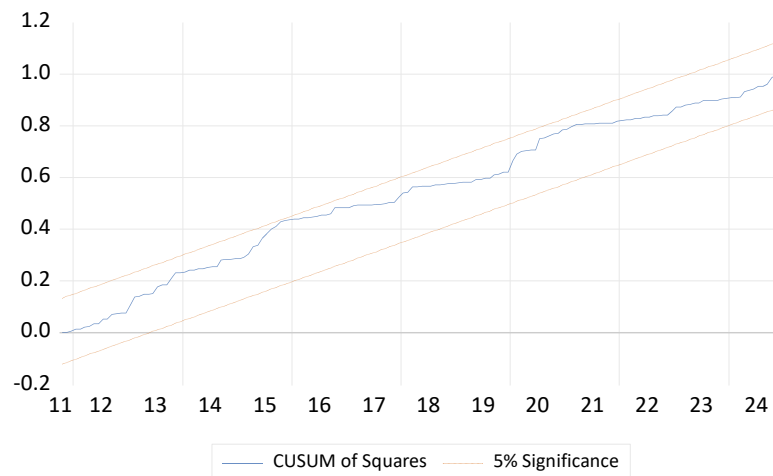


Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13

Uji *CUSUM* digunakan untuk mendeteksi pergerakan rata-rata (*mean*) dari *residual* model yang diestimasi. Berdasarkan grafik *CUSUM*, terlihat bahwa plot garis biru (nilai *CUSUM*) berfluktuasi, namun secara konsisten tetap berada di antara dua garis merah putus-putus yang merepresentasikan batas signifikansi 5 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa rata-rata kesalahan (*error*) pada model tidak mengalami pergeseran struktural secara mendadak, sehingga parameter koefisien yang dihasilkan dari regresi ini dinyatakan stabil dari waktu ke waktu selama periode pengamatan.

4.2.10.2 Uji CUSUMQ (*Cumulative Sum of Squares*)

Tabel 4. 13
Hasil Uji CUSUMQ



Sumber: Pengolahan data menggunakan Eviews 13

Uji *CUSUMQ* digunakan untuk mendeteksi stabilitas varians *residual* model. Berdasarkan grafik *CUSUM of Squares*, terlihat bahwa pergerakan plot garis biru (nilai *CUSUMQ*) juga bergerak secara dominan dan konsisten di dalam rentang batas interval signifikansi 5 persen (garis merah putus-putus) dari awal hingga akhir periode pengamatan. Temuan ini membuktikan bahwa varians dari *residual* model bersifat stabil secara struktural dari periode ke periode serta terhindar dari masalah ketidakstabilan guncangan.

Karena kedua plot indikator, baik *CUSUM* maupun *CUSUMQ*, berada di dalam area batas signifikansi 5 persen, maka hipotesis nol yang menyatakan bahwa parameter regresi stabil dapat diterima. Dapat disimpulkan bahwa spesifikasi model ARDL (1,3,3,3,1,1) yang digunakan dalam penelitian ini merupakan model yang stabil, valid, dan dapat diandalkan.

4.3 Pembahasan

4.3.1 Analisis Pengaruh Jumlah Uang Beredar (M2) terhadap IHSG)

Dalam kerangka teori moneter, jumlah uang beredar (M2) difungsikan sebagai representasi kondisi likuiditas agregat suatu perekonomian. Hipotesis likuiditas menjelaskan bahwa ketika otoritas moneter melakukan ekspansi, ketersediaan dana yang melimpah akan menekan suku bunga riil dan secara bersamaan mendorong pergeseran preferensi investasi dari instrumen simpanan berbunga rendah menuju aset berisiko yang menawarkan imbal hasil lebih kompetitif, termasuk saham. Logika transmisi inilah yang menjadi landasan mengapa perubahan dalam besaran M2 selalu menjadi variabel perhatian utama bagi pelaku pasar modal. Dalam penelitian ini, estimasi model ARDL mengonfirmasi bahwa relasi antara jumlah uang beredar dan IHSG bersifat dinamis, signifikan, dan konsisten baik dalam dimensi jangka pendek maupun jangka panjang yang mengindikasikan bahwa saluran likuiditas benar-benar beroperasi secara nyata di pasar modal Indonesia selama periode 2010–2024.

Dalam analisis jangka pendek, pengujian *Error Correction Model* (ECM) menunjukkan bahwa injeksi likuiditas pada periode berjalan ($D(LN_JUB)$) memiliki pengaruh positif dan signifikan dengan probabilitas 0,0014 serta koefisien sebesar 0,3269. Hal ini mengonfirmasi adanya mekanisme *portfolio adjustment* yang berlangsung cepat, di mana ketika otoritas moneter melonggarkan kebijakan, kelebihan likuiditas secara langsung masuk ke pasar modal dan meningkatkan permintaan saham. Namun demikian, pada lag kedua ($D(LN_JUB(-2))$), pengaruhnya berbalik menjadi negatif signifikan dengan probabilitas 0,0461 dan koefisien sebesar -0,2073. Dinamika ini dapat dijelaskan melalui perspektif *behavioral finance*, di mana pasar awalnya merespons ekspansi moneter secara

positif, tetapi setelah harga saham mengalami apresiasi dan mulai mencapai titik jenuh, investor khususnya investor institusional cenderung melakukan penyesuaian portofolio melalui aksi ambil untung (*profit taking*) pada bulan kedua, sehingga memicu koreksi teknikal pada IHSG.

Sementara itu, dalam keseimbangan jangka panjang, variabel jumlah uang beredar (LN_JUB) menunjukkan nilai koefisien sebesar 1,7246 dengan probabilitas 0,0000. Karena nilai probabilitas lebih kecil dari 0,05, maka dapat disimpulkan bahwa jumlah uang beredar berpengaruh positif dan sangat signifikan terhadap IHSG secara permanen. Secara ekonomi, setiap peningkatan jumlah uang beredar sebesar 1 persen akan mendorong kenaikan IHSG secara struktural sebesar 1,72 persen. Temuan ini sangat relevan dengan kondisi makroekonomi Indonesia selama periode pengamatan tahun 2010–2024. Salah satu contoh nyata terjadi pada masa pandemi COVID-19 tahun 2020–2021, ketika kebijakan pelonggaran kuantitatif (*Quantitative Easing*) dan restrukturisasi ekonomi secara besar-besaran menyebabkan jumlah uang beredar meningkat tajam. Di tengah perlambatan sektor riil akibat pembatasan mobilitas, dana murah tersebut mengalir ke pasar modal sebagai alternatif investasi yang lebih likuid. Tingginya likuiditas ini terbukti menjadi katalis utama yang mendorong pemulihan IHSG dari titik terendahnya hingga kembali mencapai rekor tertinggi baru (*all-time high*).

Temuan dalam penelitian ini sejalan dengan kesimpulan Sitompul & Setyawan (2021), yang membuktikan menggunakan model ARCH-GARCH bahwa dinamika jumlah uang beredar mutlak memberikan pengaruh nyata terhadap pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan. Di sisi lain, temuan ini juga menghadirkan kebaruan analitis (*novelty*) yang membedah keterbatasan penelitian terdahulu. Riset dari Fujiono & Nugroho (2022) sebelumnya menyimpulkan bahwa JUB memiliki arah positif namun tidak signifikan secara statistik terhadap IHSG. Inkonsistensi ini sangat rasional jika ditelaah dari sudut pandang metodologi regresi linier berganda yang digunakan dalam penelitian terdahulu mengukur dampak secara statis, sehingga respons pasar yang berlawanan arah di jangka pendek (euforia beli di bulan pertama yang dinetralkan oleh *profit taking* di bulan kedua) menjadi bias dan dianggap tidak signifikan. Melalui penggunaan model ARDL,

penelitian ini secara superior berhasil mengurai fase-fase waktu tersebut, membuktikan secara tak terbantahkan bahwa likuiditas agregat adalah katalisator utama bursa saham Indonesia, baik sebagai pemicu guncangan seketika maupun jangka tren pertumbuhan jangka panjang.

4.3.2 Analisis pengaruh suku bunga acuan Bank Indonesia (BI Rate) terhadap IHSG

Tingkat suku bunga acuan merupakan representasi dari biaya modal (*cost of capital*) dalam suatu perekonomian. Berdasarkan *Portfolio Choice Theory*, kenaikan suku bunga akan membuat instrumen simpanan tanpa risiko seperti deposito dan obligasi menjadi lebih menarik, sehingga memicu perpindahan aliran dana (*capital outflow*) dari pasar saham menuju instrumen yang lebih aman. Selain itu, suku bunga yang tinggi juga meningkatkan beban pinjaman perusahaan, yang pada akhirnya dapat menekan margin laba dan menurunkan harga saham. Namun, hasil estimasi ARDL dalam penelitian ini menunjukkan bahwa transmisi kebijakan moneter tersebut tidak terjadi secara instan dan cenderung terbatas pada guncangan jangka pendek.

Dalam analisis jangka pendek, variabel perubahan suku bunga pada bulan berjalan ($D(BI_RATE)$) belum memberikan respons yang signifikan dari pasar, karena nilai probabilitasnya sebesar 0,0666 yang lebih besar dari 0,05. Akan tetapi, pada lag kedua ($D(BI_RATE(-2))$), pengaruhnya menjadi signifikan dengan probabilitas 0,0356 dan koefisien positif sebesar 0,0294. Kondisi ini menunjukkan adanya jeda waktu transmisi (*time lag*) sekitar dua bulan. Jeda tersebut dapat dipahami karena perbankan komersial membutuhkan waktu untuk menyesuaikan Suku Bunga Dasar Kredit (SBDK) maupun suku bunga deposito sebagai respons terhadap kebijakan Bank Indonesia. Investor juga tidak selalu bereaksi langsung terhadap pengumuman BI Rate, melainkan menunggu perubahan suku bunga riil di pasar. Di sisi lain, arah koefisien yang positif pada lag kedua dapat dijelaskan melalui *Signaling Theory*, di mana keputusan Bank Indonesia untuk menaikkan suku bunga sering kali ditafsirkan sebagai sinyal bahwa kondisi fundamental makroekonomi sedang berada dalam fase pertumbuhan yang kuat. Oleh karena itu,

setelah melewati fase konsolidasi, pasar justru merespons dengan peningkatan harga saham.

Sementara itu, dalam keseimbangan jangka panjang, variabel suku bunga (*BI_RATE*) menunjukkan nilai koefisien sebesar 0,0459 dengan probabilitas 0,0971. Karena nilai probabilitas tersebut lebih besar dari tingkat signifikansi 5 persen ($0,0971 > 0,05$), maka dapat disimpulkan bahwa secara permanen tingkat suku bunga acuan tidak memiliki pengaruh yang signifikan terhadap pergerakan IHSG. Temuan ini menunjukkan bahwa *BI Rate* pada dasarnya lebih berperan sebagai instrumen guncangan jangka pendek (*short-term shock*) dibandingkan sebagai penentu tren jangka panjang pasar saham. Dalam horizon waktu yang panjang selama periode 2010–2024, perusahaan-perusahaan yang terdaftar di Bursa Efek Indonesia telah mampu beradaptasi terhadap perubahan rezim suku bunga melalui restrukturisasi utang, strategi lindung nilai (*hedging*), maupun penyesuaian harga jual kepada konsumen. Setelah pasar sepenuhnya melakukan penyesuaian (*priced in*), perubahan suku bunga tidak lagi menjadi faktor dominan yang menentukan arah pergerakan IHSG secara fundamental.

Dinamika dalam penelitian ini menghadirkan diskursus kebaruan (*novelty*) yang mematahkan beberapa asumsi lama. Penelitian terdahulu dari Ratnaningrum *et al.* (2023) menyimpulkan bahwa perubahan BI Rate secara mutlak memberikan dampak negatif terhadap IHSG. Perbedaan hasil ini sangat logis apabila ditelaah dari kacamata metodologi dan rentang pengamatan. Penelitian Ratnaningrum menggunakan regresi berganda konvensional pada periode 2015–2019 yang sifatnya memotret hubungan variabel secara statis. Sebaliknya, penelitian ini menggunakan rentang waktu yang jauh lebih panjang (2010–2024) yang sarat akan gejolak krisis, dipadukan dengan model ARDL yang sangat peka dalam melacak jejak waktu (*time-series dynamics*). Pendekatan mutakhir ini secara presisi berhasil menyingkap fakta tersembunyi bahwa suku bunga tidak bergerak secara linier sebagai beban, melainkan memiliki efek transmisi tertunda yang bernuansa positif di jangka pendek, yang pada akhirnya mampu dinetralkan oleh daya adaptasi pasar modal dalam jangka panjang.

4.3.3 Analisis Pengaruh Inflasi Terhadap IHSG

Inflasi memiliki hubungan yang cukup kompleks dengan pasar modal karena dampaknya tidak selalu bersifat negatif. Inflasi yang terlalu tinggi memang dapat menurunkan daya beli masyarakat, meningkatkan biaya produksi perusahaan, serta menekan tingkat keuntungan emiten. Namun, dalam kondisi yang masih terkendali, inflasi justru sering dipandang sebagai sinyal bahwa aktivitas ekonomi sedang tumbuh dan permintaan masyarakat tetap kuat. Oleh karena itu, pengaruh inflasi terhadap IHSG tidak dapat dilihat secara sederhana, melainkan perlu dipahami melalui dinamika jangka pendek dan jangka panjang. Hasil estimasi ARDL dalam penelitian ini menunjukkan bahwa pasar merespons perubahan inflasi secara berbeda pada masing-masing horizon waktu tersebut.

Dalam jangka pendek, perubahan inflasi pada periode berjalan tidak langsung memengaruhi pergerakan IHSG. Pengaruh yang signifikan justru baru muncul pada lag kedua atau dua bulan setelah perubahan inflasi terjadi, yaitu pada variabel $D(INFLASI(-2))$. Nilai probabilitas sebesar 0,0008 dengan koefisien positif 0,0151 menunjukkan bahwa kenaikan inflasi pada dua bulan sebelumnya memberikan dampak positif terhadap IHSG pada periode saat ini. Kondisi ini dapat dijelaskan melalui proses penyesuaian yang tidak berlangsung seketika di dunia usaha. Ketika harga barang dan jasa mengalami kenaikan, perusahaan membutuhkan waktu untuk menyesuaikan harga jual, mengelola struktur biaya, dan mencerminkan perubahan tersebut dalam laporan keuangan. Setelah kinerja keuangan perusahaan menunjukkan hasil yang lebih baik, investor mulai merespons dengan meningkatkan permintaan terhadap saham, sehingga IHSG ikut mengalami kenaikan. Dengan kata lain, inflasi moderat dalam jangka pendek dapat dipersepsikan sebagai tanda adanya pertumbuhan ekonomi yang sehat.

Berbeda dengan hasil jangka pendek, pada analisis jangka panjang variabel inflasi menunjukkan probabilitas sebesar 0,1110 dengan koefisien negatif sebesar -0,0360. Karena nilai probabilitas tersebut lebih besar dari tingkat signifikansi 5 persen, maka inflasi tidak memiliki pengaruh yang signifikan terhadap IHSG dalam jangka panjang. Temuan ini menunjukkan bahwa dalam periode yang lebih panjang, perusahaan-perusahaan besar yang tercatat di Bursa Efek Indonesia memiliki kemampuan adaptasi

yang cukup baik terhadap tekanan inflasi. Emiten dapat menjaga stabilitas kinerjanya melalui berbagai strategi, seperti efisiensi operasional, penyesuaian harga produk, maupun mekanisme lindung nilai alami (*natural hedging*). Dengan adanya kemampuan tersebut, dampak inflasi terhadap profitabilitas perusahaan menjadi lebih terkendali sehingga tidak lagi menjadi faktor utama yang menentukan arah pergerakan IHSG secara permanen.

Diskursus dalam penelitian ini menghadirkan kebaruan (*novelty*) yang menarik ketika disandingkan dengan penelitian terdahulu. Riset dari Ardian *et al.* (2024) yang menggunakan regresi berganda menyimpulkan bahwa inflasi berpengaruh signifikan terhadap IHSG. Begitu pula dengan studi komprehensif dari Andreas Purba *et al.* (2025) menggunakan pendekatan VECM, yang menemukan bahwa inflasi memiliki efek positif dan signifikan baik di jangka pendek maupun panjang.

Perbedaan konklusi ini sangat logis apabila dibedah dari kacamata rentang periode observasi. Penelitian Ardian (2018–2022) dan Purba (2019–2024) difokuskan pada periode yang sarat dengan guncangan inflasi ekstrem akibat disrupsi rantai pasok global era pandemi dan ketegangan geopolitik. Pada fase krisis yang relatif singkat tersebut, wajar apabila inflasi terlihat mendominasi sentimen pasar. Sebaliknya, penelitian ini menggunakan rentang waktu pengamatan historis yang jauh lebih luas. Melalui sensitivitas model ARDL, penelitian ini secara tegas membuktikan bahwa pada akhirnya, kepanikan atas inflasi hanyalah riak jangka pendek. Dalam ekuilibrium jangka panjang, pasar saham selalu berhasil menyerap (*priced in*) informasi inflasi tersebut secara rasional, sehingga keberadaannya tidak lagi menjadi variabel yang signifikan secara statistik dalam mendikte kejatuhan maupun kebangkitan IHSG.

4.3.4 Analisis Pengaruh Nilai Tukar (USD/IDR) Terhadap IHSG

Dalam perekonomian negara berkembang seperti Indonesia, nilai tukar Rupiah terhadap Dolar Amerika Serikat memiliki peran yang sangat penting karena mencerminkan tingkat kepercayaan investor terhadap stabilitas ekonomi nasional. Pergerakan kurs tidak hanya berpengaruh pada aktivitas perdagangan internasional, tetapi juga berdampak langsung pada pasar modal. Ketika Rupiah mengalami depresiasi, perusahaan yang memiliki utang luar negeri akan menghadapi peningkatan beban

pembayaran, sementara emiten yang bergantung pada bahan baku impor harus menanggung biaya produksi yang lebih tinggi. Kondisi tersebut pada akhirnya dapat menekan laba perusahaan dan menurunkan minat investor terhadap saham. Hasil estimasi ARDL dalam penelitian ini menunjukkan bahwa nilai tukar merupakan variabel makroekonomi yang paling dominan memengaruhi IHSG, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang.

Dalam jangka pendek, variabel perubahan nilai tukar ($D(LN_KURS)$) menunjukkan pengaruh negatif yang sangat kuat dan signifikan terhadap IHSG. Nilai probabilitas sebesar 0,0000 dengan koefisien -1,1459 menunjukkan bahwa setiap pelemahan Rupiah pada periode berjalan langsung memberikan tekanan besar terhadap pasar saham. Respons yang sangat cepat ini menggambarkan tingginya sensitivitas investor, khususnya investor asing, terhadap perubahan nilai tukar. Bursa Efek Indonesia masih sangat dipengaruhi oleh arus modal asing, sehingga ketika Rupiah melemah, risiko kerugian akibat selisih kurs menjadi lebih besar. Investor asing cenderung khawatir bahwa keuntungan dari kenaikan harga saham akan berkurang saat dikonversikan kembali ke dalam Dolar Amerika Serikat. Situasi tersebut mendorong terjadinya aksi jual saham secara besar-besaran dan penarikan dana dari pasar domestik, yang dikenal sebagai fenomena *capital flight*.

Pengaruh negatif nilai tukar tidak hanya muncul sebagai respons sesaat, tetapi juga bertahan dalam jangka panjang. Pada estimasi jangka panjang, variabel nilai tukar (LN_KURS) memiliki probabilitas sebesar 0,0007 dengan koefisien -2,4318. Nilai ini merupakan koefisien terbesar dibandingkan variabel lainnya dalam model penelitian, yang menunjukkan bahwa kurs memiliki pengaruh paling dominan terhadap IHSG. Secara ekonomi, setiap depresiasi Rupiah sebesar 1 persen dapat menurunkan IHSG sebesar 2,43 persen secara struktural. Hasil ini menegaskan bahwa stabilitas nilai tukar menjadi faktor yang sangat menentukan keberlanjutan pasar modal Indonesia. Banyak perusahaan besar yang menjadi penggerak utama IHSG masih memiliki ketergantungan tinggi terhadap impor bahan baku, pinjaman luar negeri, maupun aktivitas bisnis yang sensitif terhadap perubahan kurs. Oleh karena itu, pelemahan Rupiah yang berlangsung terus-menerus

dapat mengurangi prospek pertumbuhan perusahaan dan menurunkan valuasi pasar saham secara keseluruhan.

Temuan ini sangat sejalan dan didukung kuat oleh penelitian Paryudi (2021). Dalam risetnya, ia membuktikan bahwa nilai tukar secara parsial memiliki pengaruh negatif yang signifikan (probabilitas $0,000 < 0,05$) terhadap pergerakan harga saham, di mana investor sangat mencermati pergerakan kurs sebagai dasar utama dalam membuat keputusan investasi.

Di sisi lain, temuan penelitian ini menghadirkan diskursus akademik yang menarik karena bertolak belakang dengan kesimpulan Muhammad (2023), yang menemukan bahwa nilai tukar justru berpengaruh positif dan signifikan terhadap IHSG (probabilitas $0,004 < 0,05$). Perbedaan hasil ini dapat dijelaskan secara logis melalui dua hal. Pertama, depresiasi mata uang memang berpotensi memberikan sentimen positif, namun dampaknya sangat terbatas hanya pada perusahaan atau sektor yang berorientasi ekspor. Kedua, secara agregat (keseluruhan indeks), efek positif pada sektor ekspor tersebut terbukti tidak mampu membendung tekanan jual dari fenomena *capital flight* secara makro. Melalui periode pengamatan yang panjang dan komprehensif (2010–2024), penelitian ini mengonfirmasi bahwa secara agregat, pelemahan nilai tukar tetap menjadi katalis negatif yang dominan dalam mendikte tren penurunan IHSG.

4.3.5 Analisis Pengaruh Harga Emas Dunia Terhadap IHSG

Di arena pasar keuangan global, saham dan emas ibarat dua sisi koin yang mewakili psikologi investor: saham adalah proksi dari sikap berani mengambil risiko (*risk-on*) saat ekonomi berekspansi, sedangkan emas adalah pelabuhan terakhir (*safe haven*) ketika pasar dilanda ketakutan (*risk-off*). Karena emas tidak menghasilkan dividen, daya tariknya murni bersumber dari kemampuannya memproteksi nilai kekayaan. Analisis ARDL dalam penelitian ini berhasil menangkap fenomena persaingan antar-aset tersebut dengan sangat presisi, di mana harga emas terbukti menjadi "musuh alami" bagi IHSG, baik dalam guncangan seketika maupun dalam tren jangka panjang.

Dalam dinamika jangka pendek, pasar saham Indonesia terbukti sangat sensitif terhadap fluktuasi emas global. Variabel perubahan harga emas pada bulan berjalan ($D(LN_GOLD)$) secara langsung menghantam IHSG dengan tekanan negatif yang signifikan (probabilitas 0,0068 dan koefisien -0,1938). Reaksi instan ini memotret perilaku kehati-hatian investor di saat kritis. Ketika terjadi anomali makroekonomi atau eskalasi geopolitik yang mendongkrak harga emas dunia secara tiba-tiba, alarm kepanikan langsung menyala di lantai bursa. Tanpa menunggu waktu lama, manajer investasi dan pemodal asing akan segera melikuidasi portofolio saham mereka untuk memindahkan likuiditasnya ke dalam instrumen emas. Migrasi modal yang berlangsung cepat inilah yang menekan IHSG secara seketika.

Lebih jauh lagi, analisis keseimbangan jangka panjang membuktikan bahwa peran emas tidak hanya sebatas tempat pelarian sementara. Variabel harga emas (LN_GOLD) menunjukkan daya tekan negatif yang sangat kuat dan permanen terhadap IHSG, dengan probabilitas 0,0016 dan elastisitas sebesar -0,7891. Artinya, setiap tren kenaikan harga emas global sebesar 1% akan memicu koreksi struktural IHSG sebesar 0,78%. Angka ini mengonfirmasi terjadinya efek substitusi portofolio yang mengakar kuat. Emas secara konstan bertindak sebagai kompetitor tangguh yang menyedot alokasi dana segar investor yang idealnya masuk ke pasar saham.

Menariknya, temuan dalam penelitian ini menghadirkan kebaruan (*novelty*) yang membantah beberapa kesimpulan dari penelitian terdahulu. Penelitian Darmawan & Saiful Haq (2022) sebelumnya menyimpulkan bahwa emas tidak memiliki pengaruh jangka panjang terhadap IHSG, sementara Widijatmoko & Anggraeni (2024) menyatakan bahwa harga emas tidak signifikan dan tidak bisa dijadikan indikator pergerakan saham di BEI. Inkonsistensi hasil tersebut sangat dapat dipahami mengingat perbedaan rentang waktu pengamatan. Penelitian terdahulu memiliki keterbatasan karena hanya menggunakan observasi data historis yang pendek (2019–2022) atau berhenti sebelum tahun 2020 (2010–2019). Sebaliknya, penelitian ini menggunakan rentang data yang jauh lebih komprehensif (2010–2024), yang secara akurat merekam rentetan krisis global modern mulai dari Pandemi COVID-19 hingga eskalasi geopolitik Rusia-Ukraina di mana harga

emas dunia berulang kali mencetak rekor tertinggi (*all-time high*). Melalui pendekatan metode ARDL dalam horizon waktu 15 tahun tersebut, penelitian ini secara tegas membuktikan bahwa status emas sebagai aset *safe haven* dan substitusi saham adalah mutlak dan sangat signifikan mendikte arah IHSG.

4.3.6 Analisis Pengaruh Simultan M2, BI Rate, Inflasi, Kurs USD/IDR, dan Harga Emas Global terhadap IHSG.

Berdasarkan hasil pengujian secara serempak (Uji F), seluruh variabel makroekonomi dalam penelitian ini terbukti memiliki pengaruh yang sangat nyata terhadap pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG). Nilai *F-statistic* yang dihasilkan mencapai 637,7959 dengan tingkat probabilitas 0,0000. Karena nilai probabilitas tersebut berada jauh di bawah tingkat signifikansi 5 persen ($0,0000 < 0,05$), maka hipotesis nol (H_0) ditolak. Hal ini memberikan kesimpulan bahwa variabel Jumlah Uang Beredar (M2), Suku Bunga Acuan (*BI Rate*), Inflasi, Nilai Tukar (USD/IDR), dan Harga Emas Dunia secara bersama-sama menentukan arah pergerakan bursa, sekaligus melegitimasi bahwa spesifikasi model ARDL yang digunakan sangat layak (*fit*) untuk mengurai fenomena pada penelitian ini.

Kekuatan model penelitian ini semakin tervalidasi melalui hasil pengujian koefisien determinasi (*R-squared*). Berdasarkan estimasi, besaran *R-squared* tercatat sangat tinggi, yakni sebesar 0,9855 atau 98,55 persen. Angka ini bermakna bahwa hampir seluruh variasi fluktuasi IHSG selama periode pengamatan mampu diterangkan secara komprehensif oleh manuver kelima variabel bebas di dalam model. Hanya tersisa porsi yang sangat kecil, yaitu sebesar 1,45 persen, pergerakan IHSG yang dipengaruhi oleh faktor-faktor atau variabel lain yang tidak dilibatkan di dalam model penelitian ini.

Lebih lanjut, indikator *Error Correction Term* (ECT) mengonfirmasi keabsahan model sekaligus membuktikan berlakunya hukum kointegrasi (keseimbangan jangka panjang) antarvariabel. Hasil estimasi menunjukkan nilai koefisien *CointEq* bertanda negatif sebesar -0,1162 dengan tingkat probabilitas yang sangat signifikan ($0,0000 < 0,05$). Secara ekonomi, parameter ini menunjukkan bahwa apabila terjadi guncangan pasar akibat fluktuasi makroekonomi, sistem akan melakukan koreksi sebesar 11,62 persen dari

ketidakseimbangan tersebut pada bulan berikutnya. Secara matematis ($1 / 0,1162$), dibutuhkan waktu penyesuaian yang moderat, yakni sekitar 8,6 bulan bagi pasar modal Indonesia untuk menyerap guncangan secara penuh dan kembali pada titik keseimbangan fundamental jangka panjangnya.

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Keimpulan

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif untuk mengkaji pengaruh kebijakan moneter yang direpresentasikan oleh jumlah uang beredar (M2), suku bunga acuan (BI Rate), inflasi, dan nilai tukar (USD/IDR), serta harga emas dunia terhadap pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indonesia selama periode 2010–2024. Dengan memanfaatkan model Autoregressive Distributed Lag (ARDL), penelitian ini menganalisis hubungan jangka pendek dan jangka panjang antar variabel. Berdasarkan hasil estimasi dan pembahasan yang telah dilakukan, diperoleh beberapa kesimpulan utama sebagai berikut:

1. Berdasarkan hasil penelitian, jumlah uang beredar (M2) dalam jangka pendek menunjukkan pengaruh yang positif dan signifikan terhadap IHSG pada periode berjalan, namun pada lag tertentu mengalami koreksi menjadi negatif signifikan, sedangkan dalam jangka panjang berpengaruh positif dan sangat signifikan terhadap IHSG. Hal ini mengindikasikan bahwa peningkatan likuiditas mendorong kenaikan harga saham melalui peningkatan permintaan, meskipun dalam jangka pendek dapat terjadi penyesuaian pasar akibat aksi ambil untung oleh investor. Dengan demikian, hipotesis yang menyatakan bahwa jumlah uang beredar berpengaruh positif terhadap IHSG diterima.
2. Berdasarkan hasil penelitian, suku bunga acuan Bank Indonesia (BI Rate) dalam jangka pendek tidak menunjukkan pengaruh yang signifikan pada periode berjalan, namun pada lag tertentu memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap IHSG, sedangkan dalam jangka panjang berpengaruh positif tetapi tidak signifikan. Hal ini mengindikasikan bahwa perubahan suku bunga membutuhkan waktu untuk ditransmisikan ke pasar serta tidak menjadi faktor dominan dalam menentukan pergerakan IHSG secara struktural karena adanya kemampuan adaptasi pelaku pasar. Dengan demikian, hipotesis yang menyatakan bahwa BI

Rate berpengaruh terhadap IHSG ditolak dalam jangka panjang namun terbukti memiliki pengaruh dalam jangka pendek.

3. inflasi dalam jangka pendek tidak berpengaruh signifikan pada periode berjalan, namun pada lag tertentu menunjukkan pengaruh positif dan signifikan terhadap IHSG, sedangkan dalam jangka panjang berpengaruh negatif tetapi tidak signifikan. Hal ini mengindikasikan bahwa inflasi yang moderat dalam jangka pendek dapat dipersepsikan sebagai sinyal pertumbuhan ekonomi sehingga mendorong kenaikan harga saham, sementara dalam jangka panjang dampaknya cenderung teredam karena kemampuan adaptasi perusahaan terhadap tekanan inflasi. Dengan demikian, hipotesis yang menyatakan bahwa inflasi berpengaruh terhadap IHSG ditolak dalam jangka panjang namun terbukti memiliki pengaruh dalam jangka pendek.
4. Hasil estimasi menunjukkan bahwa nilai tukar (USD/IDR) memiliki peran yang sangat signifikan dalam memengaruhi pergerakan IHSG. Dalam jangka pendek, depresiasi Rupiah terbukti memberikan tekanan negatif yang kuat terhadap pasar saham, sementara dalam jangka panjang pengaruh tersebut tetap konsisten dan bahkan menjadi yang paling dominan dibandingkan variabel lainnya. Kondisi ini mencerminkan tingginya sensitivitas pasar modal Indonesia terhadap fluktuasi kurs, terutama akibat meningkatnya risiko nilai tukar, beban biaya perusahaan, serta kecenderungan terjadinya arus keluar modal asing. Dengan demikian, hipotesis yang menyatakan bahwa nilai tukar berpengaruh negatif terhadap IHSG dapat diterima.
5. Temuan penelitian ini menunjukkan bahwa harga emas dunia memiliki hubungan yang berlawanan arah dengan IHSG. Dalam jangka pendek, kenaikan harga emas memberikan pengaruh negatif dan signifikan terhadap pasar saham, sedangkan dalam jangka panjang pengaruh tersebut tetap negatif dan signifikan. Kondisi ini mencerminkan adanya pergeseran preferensi investor dari saham ke emas sebagai aset yang lebih aman ketika ketidakpastian meningkat, sehingga dana yang keluar dari pasar saham menekan pergerakan IHSG. Dengan demikian, hipotesis yang

menyatakan bahwa harga emas dunia berpengaruh negatif terhadap IHSG dapat diterima.

6. Secara simultan, hasil penelitian menunjukkan bahwa jumlah uang beredar (M2), suku bunga acuan (BI Rate), inflasi, nilai tukar USD/IDR, dan harga emas dunia secara bersama-sama memberikan pengaruh yang signifikan terhadap IHSG selama periode 2010–2024. Temuan ini menegaskan bahwa pergerakan pasar saham tidak ditentukan oleh satu variabel secara parsial, melainkan merupakan hasil interaksi berbagai indikator makroekonomi yang saling berkaitan. Kombinasi faktor likuiditas, kebijakan moneter, stabilitas harga, dinamika nilai tukar, serta pergeseran preferensi investasi global secara kolektif membentuk arah pergerakan IHSG baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Dengan demikian, hipotesis yang menyatakan bahwa seluruh variabel independen secara simultan berpengaruh terhadap IHSG dapat diterima.

5.2 Implikasi Penelitian

Penelitian ini membuktikan bahwa pasar modal merespons informasi makroekonomi melalui fase penyesuaian (*time lag*). Temuan ini memberikan implikasi strategis sebagai berikut:

1. Bagi Pembuat Kebijakan (Pemerintah & Bank Indonesia): Fokus stabilisasi harus diarahkan pada nilai tukar (USD/IDR) karena paling menekan pasar dan memicu *capital flight*. Selain itu, otoritas perlu mengantisipasi aksi ambil untung (*profit taking*) di pasar modal yang terjadi pada bulan kedua setelah kebijakan ekspansi likuiditas (M2) diterapkan.
2. Bagi Investor: Investor disarankan tidak reaktif terhadap fluktuasi inflasi moderat dan kenaikan BI Rate, karena efeknya bersifat sementara dan akan dinetralkan pasar dalam jangka panjang. Sebaliknya, saat terjadi depresiasi Rupiah, investor perlu mengamankan portofolio ke instrumen *safe haven* (emas) atau melakukan lindung nilai, mengingat pasar membutuhkan waktu sekitar 8,6 bulan untuk pulih dari guncangan fundamental.

5.3 Saran untuk Penelitian Selanjutnya

Menyadari keterbatasan model, terdapat beberapa rekomendasi akademik bagi peneliti selanjutnya:

1. Penambahan Variabel Eksternal dan *Dummy*: Model dapat disempurnakan dengan menambahkan indikator makroekonomi lain seperti Produk Domestik Bruto (PDB) dan Indeks Kepercayaan Konsumen (IKK). Disarankan juga menambahkan *variabel dummy* untuk menangkap efek guncangan ekonomi luar biasa, seperti pandemi COVID-19, konflik Rusia-Ukraina, atau krisis energi global.
2. Penggunaan Model Asimetris: Penelitian mendatang dapat mengadopsi model *Non-Linear ARDL* (NARDL) untuk menguji apakah pasar memberikan besaran dampak yang berbeda ketika merespons guncangan positif (misal: apresiasi kurs) dibandingkan dengan guncangan negatif (misal: depresiasi kurs).
3. Analisis Indeks Sektoral: Untuk analisis yang lebih spesifik, disarankan membandingkan respons dari indeks sektoral (misalnya Sektor Keuangan vs. Konsumsi). Hal ini penting untuk mengidentifikasi sektor mana yang paling rentan terhadap guncangan kurs dan paling diuntungkan oleh ekspansi jumlah uang beredar.

DAFTAR PUSTAKA

- Anam, H., Nur'eni, & Sain, H. (2022). Analisis Pengaruh Faktor-Faktor Kebijakan Moneter Terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indonesia (BEI). *JURNAL ILMIAH MATEMATIKA DAN TERAPAN*, 19(2), 270–279. <https://doi.org/10.22487/2540766X.2022.v19.i2.16218>
- Andika Triwardana, Akbar Lufi Zulfikar, & Selly Swandari. (2025). The Influence Of Inflation and Interest Rates and The Rupiah Exchange Rate On The Composite Stock Price Index in Indonesia. *International Journal of Economics and Management Research*, 4(1), 266–274. <https://doi.org/10.55606/ijemr.v4i1.311>
- Andreas Purba, Jason Siswanto, Sean William Gunawan, & Aulia Nurul Huda. (2025). ANALISIS PENGARUH INFLASI, SUKU BUNGA, DAN KURS TERHADAP INDEKS HARGA SAHAM GABUNGAN (IHSG) 2019-2024. *Jurnal Akuntansi, Keuangan Dan Teknologi Informasi Akuntansi*, 6(1), 26–43. <https://doi.org/10.36085/jakta.v6i1.8224>
- Ardian, R., Hendayana, Y., & Sulistyowati, A. (2024a). Pengaruh Inflasi, Suku Bunga dan Nilai Tukar Terhadap Indeks Harga Saham Gabungan. *Kinerja*, 6(02), 310–323. <https://doi.org/10.34005/kinerja.v6i02.3580>
- Ardian, R., Hendayana, Y., & Sulistyowati, A. (2024b). Pengaruh Inflasi, Suku Bunga dan Nilai Tukar Terhadap Indeks Harga Saham Gabungan. *Kinerja*, 6(02), 310–323. <https://doi.org/10.34005/kinerja.v6i02.3580>
- Arisandhi, V. D., & Robiyanto, R. (2022). EXCHANGE RATE, GOLD PRICE, AND STOCK PRICE CORRELATION IN ASEAN-5: EVIDENCE FROM COVID-19 ERA. *Jurnal Manajemen Dan Kewirausahaan*, 24(1), 22–32. <https://doi.org/10.9744/jmk.24.1.22-32>
- Baur, D. G., & McDermott, T. K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. *Journal of Banking & Finance*, 34(8), 1886–1898. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfn.2009.12.008>
- Beckhart, B. H., & keynes. (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money, by John Maynard Keynes. *Political Science Quarterly*, 51(4), 600–602. <https://doi.org/10.2307/2143949>

- Beckmann, J., Berger, T., & Czudaj, R. (2015a). Does gold act as a hedge or a safe haven for stocks? A smooth transition approach. *Economic Modelling*, 48, 16–24. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.10.044>
- Beckmann, J., Berger, T., & Czudaj, R. (2015b). Does gold act as a hedge or a safe haven for stocks? A smooth transition approach. *Economic Modelling*, 48, 16–24. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.10.044>
- Bekaert, G., Hoerova, M., & Lo Duca, M. (2011). Risk, Uncertainty and Monetary Policy. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1976265>
- Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (2005). What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? *The Journal of Finance*, 60(3), 1221–1257. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00760.x>
- Cassel, G. (1918). Abnormal Deviations in International Exchanges. *The Economic Journal*, 28(112), 413. <https://doi.org/10.2307/2223329>
- Cumming, D., & Zambelli, S. (2010). Illegal buyouts. *Journal of Banking & Finance*, 34(2), 441–456. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.08.008>
- Daariy, A., Djamaluddin, S., & Agus Herta Sumarto. (2023). Macroeconomic Factors and Stock Returns: An Approach of Arbitrage Pricing Theory in the Food and Beverage Industry. *JOURNAL OF ECONOMICS, FINANCE AND MANAGEMENT STUDIES*, 06(01). <https://doi.org/10.47191/jefms/v6-i01-47>
- Darmawan, S., & Saiful Haq, M. S. (2022). Analisis pengaruh makroekonomi, indeks saham global, harga emas dunia dan harga minyak dunia terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG). *Jurnal Riset Ekonomi Dan Bisnis*, 15(2), 95. <https://doi.org/10.26623/jreb.v15i2.4381>
- Dewi Indah Sari. (n.d.). *AKURASI MODEL ARBITRAGE PRICING THEORY DALAM MEMPREDIKSI RETURN DAN RISIKO SAHAM INDEKS SEKTOR KEUANGAN BURSA EFEK INDONESIA*.
- 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. <https://doi.org/10.2307/2286348>

- Evandarius, V. (2023). DAMPAK PANDEMI COVID-19 TERHADAP BURSA SAHAM DI INDONESIA. *Jurnal Ilmiah Manajemen, Ekonomi, & Akuntansi (MEA)*, 7(1), 869–878. <https://doi.org/10.31955/mea.v7i1.2936>
- Faisal, A., Hasanah, A., & Adam, A. M. (2021). PENGARUH FUNDAMENTAL PERUSAHAAN DAN REAKSI PASAR MODAL SEBELUM DAN SAAT PANDEMI COVID-19 TERHADAP RETURN SAHAM (STUDI KASUS JAKARTA ISLAMIC INDEX PERIODE 2016-2020). *Jurnal Ekonomi Syariah Teori Dan Terapan*, 8(6), 771. <https://doi.org/10.20473/vol8iss20216pp771-784>
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Fatihudin, D., & Firmansyah, M. A. (2018). The Effect of Macro Economics on Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) in Indonesia Stock Exchange (IDX) Period 2007-2016. *International Journal of Innovative Research and Development*, 7(11). <https://doi.org/10.24940/ijird/2018/v7/i11/NOV18028>
- Fuad, F., & Yuliadi, I. (2021). Determinants of the Composite Stock Price Index (IHSG) on the Indonesia Stock Exchange. *Journal of Economics Research and Social Sciences*, 5(1), 27–41. <https://doi.org/10.18196/jerss.v5i1.11002>
- Fujiono, F., & Nugroho, R. H. (2022). Pengaruh Tingkat Inflasi, Nilai Tukar Rupiah, Jumlah Uang Beredar dan Produk Domestik Bruto terhadap Indeks Harga Saham Gabungan di Bursa Efek Indonesia. *Al-Kharaj: Jurnal Ekonomi, Keuangan & Bisnis Syariah*, 5(2), 745–761. <https://doi.org/10.47467/alkharaj.v5i2.1311>
- Gertler, M., & Karadi, P. (2015). Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 44–76. <https://doi.org/10.1257/mac.20130329>
- Gunawan, C. H., & Megawati, Y. (2025). PENGARUH INFLASI, SUKU BUNGA BI DAN KURS RUPIAH TERHADAP PERGERAKAN IHSG DI BURSA EFEK INDONESIA PERIODE 2019 -2024. 9(1).
- Hadi, P., Primta Surbakti, L., & Nurmatias, N. (2022). Dampak Covid-19 terhadap Financial Market di Indonesia. *EQUITY*, 25(1), 53–60. <https://doi.org/10.34209/equ.v25i1.2733>

- Hartoto, H., Jejen, A., Hardiyanti, N. R., & Budilaksono, A. (2025). The Impact of Macroeconomic Factors on Financial Markets: Evidence from Time Series Analysis on the Indonesia Stock Exchange. *Journal La Sociale*, 6(4), 1171–1184. <https://doi.org/10.37899/journal-la-sociale.v6i4.2110>
- Hidayat, R., & Sudjono, S. (2022). The Effect of World Gold Price, World Oil Price, USD/IDR Exchange Rate, and Inflation on the Joint Stock Price Index (JCI) On the Indonesia Stock Exchange (IDX). *Scholars Bulletin*, 8(8), 33–41. <https://doi.org/10.36348/sb.2022.v08i01.005>
- Hood, M., & Malik, F. (2013). Is gold the best hedge and a safe haven under changing stock market volatility? *Review of Financial Economics*, 22(2), 47–52. <https://doi.org/10.1016/j.rfe.2013.03.001>
- I Made Hegar Danendra Nararya, Daffa Sukma Falih, Farhan Taufiqurrahman, Ladi Wajuba Perdini Fisabilillah, & Dita Dismalasari Dewi. (2025). Dampak Indeks Ketidakpastian Kebijakan Moneter dan Nilai Tukar Terhadap IHSG Indonesia. *Independent: Journal of Economics*, 5(1), 91–96. <https://doi.org/10.26740/independent.v5i1.66064>
- Ichwanudin, W. (2012). PENGARUH FAKTOR-FAKTOR EKONOMI MAKRO TERHADAP RETURN SAHAM DI PASAR MODAL INDONESIA DENGAN PENDEKATAN ARBITRAGE PRICING THEORY PERIODE TAHUN 2008-2010. *Indonesian Journal of Economics and Business*, 2(3). <https://jurnal.unpad.ac.id/ijeb/article/view/2710>
- Jamal, Abd., Salim, J., Seftarita, C., Mahmud, Mohd. S., Daud, W. M. N. W., Ghazali, P. L., & Rashid, N. (2018). Does Monetary Policy and Asean Stock Market Affect Jakarta Composite Index (IHSG)? *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 8(12), Pages 1236-1248. <https://doi.org/10.6007/IJARBS/v8-i12/5210>
- Kripfganz, S., & Schneider, D. C. (2023). ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 23(4), 983–1019. <https://doi.org/10.1177/1536867X231212434>
- Lubis, P. K. D., Manalu, C. L. N., Lubis, A. A., Tambunan, L., Magdalena, & Saputra, F. (2024). The Role of the Capital Market in Increasing Economic Growth in

- Indonesia. *Indonesian Journal of Interdisciplinary Research in Science and Technology*, 2(5), 557–568. <https://doi.org/10.55927/marcopolo.v2i5.9322>
- Mankiw, N. G. (2013). *Macroeconomics* (8th ed). Worth.
- Marwanti, M. M., & Robiyanto, R. (2021). OIL AND GOLD PRICE VOLATILITY ON INDONESIAN STOCK MARKET IN THE PERIOD OF COVID-19 PANDEMIC. *Jurnal Manajemen Dan Kewirausahaan*, 23(2), 129–137. <https://doi.org/10.9744/jmk.23.2.129-137>
- Mishkin, F. S. (2011). *The economics of money, banking and financial markets* (4th Canadian ed). Pearson Canada.
- Muhammad, D. (2023). Pengaruh Inflasi, Tingkat Suku Bunga dan Nilai Tukar Terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) Bursa Efek Indonesia. *Journal of Business & Management*, 1(1), 17–32. <https://doi.org/10.47747/jbm.v1i1.935>
- Mulyadi, S., Soleman, R., & Ridho, M. (2023). Pengujian Efek Kurs, Suku Bunga, dan Inflasi terhadap Jakarta Islamic Index. *Milkiyah: Jurnal Hukum Ekonomi Syariah*, 2(2), 75–84. <https://doi.org/10.46870/milkiyah.v2i2.427>
- Muttaqim, H., Jamaluddin, & Saleh, M. (2025a). The Influences of Exchange Rates, Money Supplies, and Interest Rates on IHSG Using Inflation as a Moderating Variable. *Jurnal Ilmiah Manajemen Kesatuan*, 13(4), 2795–2806. <https://doi.org/10.37641/jimkes.v13i4.3461>
- Muttaqim, H., Jamaluddin, & Saleh, M. (2025b). The Influences of Exchange Rates, Money Supplies, and Interest Rates on IHSG Using Inflation as a Moderating Variable. *Jurnal Ilmiah Manajemen Kesatuan*, 13(4), 2795–2806. <https://doi.org/10.37641/jimkes.v13i4.3461>
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979–1990. <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- Nkoro, E., & Uko, A. K. (n.d.). *Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: Application and interpretation*.
- Novandi, A. K., & Falah, Muh. F. (2023). The Influence of Inflation, Interest Rates, and Exchange Rates on the Composite Stock Price Index (IHSG) in Indonesia.

- ASIAN Economic and Business Development*, 6(1), 43–48.
<https://doi.org/10.54204/AEBD/Vol6No1August2023006>
- Obstfeld, M., Ostry, J. D., & Qureshi, M. S. (2019). A Tie That Binds: Revisiting the Trilemma in Emerging Market Economies. *The Review of Economics and Statistics*, 101(2), 279–293. https://doi.org/10.1162/rest_a_00740
- Paryudi, P. (2021). Pengaruh Nilai Tukar, Suku Bunga dan Inflasi terhadap Indeks Harga Saham Gabungan. *Jurnal Ilmiah Manajemen Kesatuan*, 9(2), 11–20.
<https://doi.org/10.37641/jimkes.v9i2.448>
- Pasaribu, E., Ekaputri, R. A., & Yefriza, Y. (2023). Effectiveness of Monetary Policy in Indonesia. *Integrated Journal of Business and Economics*, 7(2), 445.
<https://doi.org/10.33019/ijbe.v7i2.645>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001a). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. JSTOR.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001b). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Pratiwi Siregar, R., Tanjung, A. A., & Syafii, M. (2023). Analysis of Monetary Policy Mechanism Through Interest Rate Path to Stock Market (IHSG) in Indonesia. *International Journal of Research and Review*, 10(1), 284–303.
<https://doi.org/10.52403/ijrr.20230132>
- Purnawan, M. E., & Puspitasari, I. F. (2021). Gold, Uncertainty, Macroeconomy, Inflation Hedging and Safe Haven in Indonesia. *Economics Development Analysis Journal*, 10(2), 153–161. <https://doi.org/10.15294/edaj.v10i2.44653>
- Ramadhani, Y. C., Kartiko, A., & Mayasari, E. (2024). The Impact of Inflation, Interest Rates, Exchange Rates, and Money Supply on IHSG. *Indonesian Interdisciplinary Journal of Sharia Economics (IIJSE)*, 7(3), 8043–8062.
<https://doi.org/10.31538/ijse.v7i3.6223>
- Ratnaningrum, R., Putri, B. K., Wulandari, R., & Purnama, K. D. (2023). The Influence of BI Rate, Inflation, and Exchange Rate on The IDX Composite Stock Index (IHSG). *International Journal of Science, Technology & Management*, 4(2), 428–433.
<https://doi.org/10.46729/ijstm.v4i2.779>

- Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341–360. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6)
- Sahdiah, F. H., Komara, F., & Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Jenderal Achmad Yani, Cimahi. (2022). Penggunaan Arbitrage Pricing Theory untuk Menganalisis Return Saham pada Perusahaan Sub Sektor Perbankan yang Terdaftar di Bursa Efek Indonesia (BEI) Periode 2015-2021. *Reviu Akuntansi, Manajemen, Dan Bisnis*, 2(1), 1–13. <https://doi.org/10.35912/rambis.v2i1.956>
- Salaudeen Abdulrauf Adewale. (2025). SUSTAINABLE ECONOMIC POLICIES FOR INFLATIONARY ECONOMIES: LESSONS FROM HISTORICAL AND CONTEMPORARY CASE STUDIES. *International Journal of African Development and Sustainable Research*. <https://doi.org/10.70382/nijadsr.v8i2.020>
- Salmon, H. C. J. (2025). Juridical Analysis of Stock Market Response to Government Economic Policy: The Case of Declining IHSG in Indonesia. *TATOHI: Jurnal Ilmu Hukum*, 5(3), 138. <https://doi.org/10.47268/tatohi.v5i3.2987>
- Sam, C. Y., McNown, R., & Goh, S. K. (2019). An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration. *Economic Modelling*, 80, 130–141. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.11.001>
- Samuel Yosua Rodjana. (2021). ANALISIS PENGUJIAN HIPOTESIS PASAR EFISIEN PADA INDEKS IHSG, AGRI, BASIC-INDUSTRY DAN TRADE DI BURSA EFEK INDONESIA PERIODE 2015 – 2020. *Institut Bisnis Dan Informatika Kwik Kian Gie*.
- Setiawan, A. (2024). *Hubungan Kausalitas Antara Money Supply (M2) dan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG): Sebuah Penelitian Empiris Pada Tahun 2016-2023 Dalam Kerangka Teori Keynesian*. 9(3).
- Siagian, P. (2023). Determinants of Banking Operational Efficiency and the Relationship Between the Factors to Market Price: Evidence from Indonesia. *ECONOMICS*, 11(2), 153–168. <https://doi.org/10.2478/eoik-2023-0051>
- Sitompul, E. T. F., & Setyawan, I. R. (2021). Pengaruh Inflasi, Suku Bunga Sbi Dan Jumlah Uang Beredar Terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) Dengan Model Arch-Garch. *Jurnal Manajerial Dan Kewirausahaan*, 3(3), 688. <https://doi.org/10.24912/jmk.v3i3.13152>

- Sukirno, S. (2016). *Pengantar teori ekonomi* (2nd ed). PT RajaGrafindo Persada.
- Utami, A., & Soeindra, V. (2025). Faktor-Faktor Makroekonomi terhadap Indeks Harga Saham di Indonesia dan Singapura tahun 2015-2023. *Journal of Management and Bussines (JOMB)*, 7(2), 66–76. <https://doi.org/10.31539/jomb.v7i2.14650>
- Wawan Ichwanudin & Roni Kambara. (2023). Testing The Indonesian Stock Market Arbitrage Pricing Model. *Jurnal Manajemen*, 27(1), 86–102. <https://doi.org/10.24912/jm.v27i1.950>
- Wibowo, C. Y., & Aminda, R. S. (2021a). PENGARUH VARIABEL MAKROEKONOMI TERHADAP INDEKS HARGA SAHAM GABUNGAN. *Prosiding Seminar Nasional & Call for Paper STIE AAS*, 4(1), 272–282.
- Wibowo, C. Y., & Aminda, R. S. (2021b). PENGARUH VARIABEL MAKROEKONOMI TERHADAP INDEKS HARGA SAHAM GABUNGAN.
- Widijatmoko, A., & Anggraeni, M. P. (2024). Pengaruh Harga Emas, Harga Minyak Dunia, dan Harga Minyak Kelapa Sawit Terhadap Harga Saham Periode 2019 – 2022. *MENAWAN: Jurnal Riset Dan Publikasi Ilmu Ekonomi*, 2(1), 225–235. <https://doi.org/10.61132/menawan.v2i1.178>
- Widiyarto, S. W. (2025). PENGARUH M2 MONEY SUPPLY, SUKU BUNGA DAN INFLASI TERHADAP INDEKS HARGA SAHAM GABUNGAN DI BURSA EFEK INDONESIA (Periode Agustus 2018—Desember 2023) [Other, UPN “Veteran” Yogyakarta]. <https://www.upnyk.ac.id/>
- Yousaf, I., Bouri, E., Ali, S., & Azoury, N. (2021). Gold against Asian Stock Markets during the COVID-19 Outbreak. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(4), 186. <https://doi.org/10.3390/jrfm14040186>
- Yuliadi, I. (n.d.). *An Analysis of Money Supply in Indonesia: Vector Autoregressive (VAR) Approach*.
- Zunara, E., Hartoyo, S., & Institut Pertanian Bogor. (2016). Analisis Pengaruh Faktor Makroekonomi terhadap Return dan Risk Premium Saham Menggunakan Model Arbitrage Pricing Theory. *Jurnal Aplikasi Manajemen*, 14(3), 546–556. <https://doi.org/10.18202/jam23026332.14.3.15>

LAMPIRAN

Lampiran 1 Data yang Digunakan Dalam Penelitian (Sebelum Ln)

No	Periode	IHSG	JUB	BI Rate	Inflasi	USD/IDR	Gold Price
1	2010-01-01	2,610.80	2,066,480.99	6.50	3.72	9,365.00	1,117.96
2	2010-02-01	2,549.03	2,112,082.70	6.50	3.81	9,335.00	1,095.41
3	2010-03-01	2,777.30	2,116,023.54	6.50	3.43	9,115.00	1,113.34
4	2010-04-01	2,971.25	2,143,234.05	6.50	3.91	9,012.00	1,148.69
5	2010-05-01	2,796.96	2,231,144.33	6.50	4.16	9,180.00	1,205.43
6	2010-06-01	2,913.68	2,217,588.81	6.50	5.05	9,083.00	1,232.92
7	2010-07-01	3,069.28	2,236,459.45	6.50	6.22	8,952.00	1,192.97
8	2010-08-01	3,081.88	2,274,954.57	6.50	6.44	9,041.00	1,215.81
9	2010-09-01	3,501.30	2,308,845.97	6.50	5.80	8,924.00	1,270.98
10	2010-10-01	3,635.32	2,347,806.86	6.50	5.67	8,928.00	1,342.02
11	2010-11-01	3,531.21	2,471,205.79	6.50	6.33	9,013.00	1,369.89
12	2010-12-01	3,703.51	2,877,219.57	6.50	6.96	8,991.00	1,390.55
13	2011-01-01	3,409.17	2,436,678.95	6.50	7.02	9,057.00	1,356.40
14	2011-02-01	3,470.35	2,420,191.14	6.75	6.84	8,823.00	1,372.73
15	2011-03-01	3,678.67	2,451,356.92	6.75	6.65	8,709.00	1,424.01
16	2011-04-01	3,819.62	2,434,478.39	6.75	6.16	8,574.00	1,473.81
17	2011-05-01	3,836.97	2,475,285.98	6.75	5.98	8,537.00	1,510.44
18	2011-06-01	3,888.57	2,522,783.81	6.75	5.54	8,597.00	1,528.66

19	2011-07-01	4,130.80	2,564,556.13	6.75	4.61	8,508.00	1,572.81
20	2011-08-01	3,841.73	2,621,345.74	6.75	4.79	8,578.00	1,755.81
21	2011-09-01	3,549.03	2,643,331.45	6.75	4.61	8,823.00	1,771.85
22	2011-10-01	3,790.85	2,677,205.02	6.50	4.42	8,835.00	1,665.21
23	2011-11-01	3,715.08	2,729,538.27	6.00	4.15	9,170.00	1,738.98
24	2011-12-01	3,821.99	2,877,219.57	6.00	3.79	9,068.00	1,652.31
25	2012-01-01	3,941.69	2,854,978.21	6.00	3.65	9,000.00	1,656.12
26	2012-02-01	3,985.21	2,849,795.50	5.75	3.56	9,085.00	1,742.62
27	2012-03-01	4,121.55	2,911,919.94	5.75	3.97	9,180.00	1,673.77
28	2012-04-01	4,180.73	2,927,259.39	5.75	4.50	9,190.00	1,650.07
29	2012-05-01	3,832.82	2,992,057.03	5.75	4.45	9,565.00	1,585.50
30	2012-06-01	3,955.58	3,050,354.88	5.75	4.53	9,480.00	1,596.70
31	2012-07-01	4,142.34	3,054,836.46	5.75	4.56	9,485.00	1,593.91
32	2012-08-01	4,060.33	3,089,011.20	5.75	4.58	9,560.00	1,626.03
33	2012-09-01	4,262.56	3,125,533.38	5.75	4.31	9,588.00	1,744.45
34	2012-10-01	4,350.29	3,161,725.60	5.75	4.61	9,615.00	1,747.01
35	2012-11-01	4,276.14	3,205,129.12	5.75	4.32	9,605.00	1,721.14
36	2012-12-01	4,316.69	3,304,644.62	5.75	4.30	9,670.00	1,688.53
37	2013-01-01	4,453.70	3,268,789.15	5.75	4.57	9,698.00	1,670.95
38	2013-02-01	4,795.79	3,280,420.25	5.75	5.31	9,667.00	1,627.59
39	2013-03-01	4,940.99	3,322,528.96	5.75	5.90	9,719.00	1,592.86
40	2013-04-01	5,034.07	3,360,928.07	5.75	5.57	9,722.00	1,485.08
41	2013-05-01	5,068.63	3,426,304.92	5.75	5.47	9,802.00	1,413.50

42	2013-06-01	4,818.90	3,413,378.66	6.00	5.90	9,929.00	1,342.36
43	2013-07-01	4,610.38	3,506,573.60	6.50	8.61	10,278.00	1,286.72
44	2013-08-01	4,195.09	3,502,419.80	7.00	8.79	10,924.00	1,347.10
45	2013-09-01	4,316.18	3,584,080.54	7.25	8.40	11,613.00	1,348.80
46	2013-10-01	4,510.63	3,576,869.35	7.25	8.32	11,234.00	1,316.18
47	2013-11-01	4,256.44	3,615,972.96	7.50	8.37	11,977.00	1,275.82
48	2013-12-01	4,274.18	3,730,197.02	7.50	8.38	12,189.00	1,225.40
49	2014-01-01	4,418.76	3,652,349.28	7.50	8.22	12,226.00	1,244.80
50	2014-02-01	4,620.22	3,643,059.46	7.50	7.75	11,634.00	1,300.97
51	2014-03-01	4,768.28	3,660,605.98	7.50	7.32	11,404.00	1,336.08
52	2014-04-01	4,840.15	3,730,376.45	7.50	7.25	11,532.00	1,299.00
53	2014-05-01	4,893.91	3,789,278.64	7.50	7.32	11,611.00	1,287.53
54	2014-06-01	4,878.58	3,865,890.61	7.50	6.70	11,969.00	1,279.10
55	2014-07-01	5,088.80	3,895,981.20	7.50	4.53	11,591.00	1,310.97
56	2014-08-01	5,136.86	3,895,374.36	7.50	3.99	11,717.00	1,295.99
57	2014-09-01	5,137.58	4,010,146.66	7.50	4.53	12,212.00	1,238.82
58	2014-10-01	5,089.55	4,024,488.87	7.50	4.83	12,082.00	1,222.49
59	2014-11-01	5,149.89	4,076,669.88	7.75	6.23	12,196.00	1,176.30
60	2014-12-01	5,226.95	4,173,326.50	7.75	8.36	12,440.00	1,202.29
61	2015-01-01	5,289.40	4,174,825.91	7.75	6.96	12,625.00	1,251.85
62	2015-02-01	5,450.29	4,218,122.76	7.50	6.29	12,863.00	1,227.19
63	2015-03-01	5,518.67	4,246,361.19	7.50	6.38	13,084.00	1,178.63
64	2015-04-01	5,086.42	4,275,711.11	7.50	6.79	12,937.00	1,197.91

65	2015-05-01	5,216.38	4,288,369.26	7.50	7.15	13,211.00	1,199.05
66	2015-06-01	4,910.66	4,358,801.51	7.50	7.26	13,332.00	1,181.50
67	2015-07-01	4,802.53	4,373,208.10	7.50	7.26	13,481.00	1,130.04
68	2015-08-01	4,509.61	4,404,085.03	7.50	7.18	14,027.00	1,117.47
69	2015-09-01	4,223.91	4,508,603.17	7.50	6.83	14,657.00	1,124.53
70	2015-10-01	4,455.18	4,443,078.08	7.50	6.25	13,639.00	1,159.25
71	2015-11-01	4,446.46	4,452,324.65	7.50	4.89	13,840.00	1,085.70
72	2015-12-01	4,593.01	4,548,800.27	7.50	3.35	13,795.00	1,068.25
73	2016-01-01	4,615.16	4,498,361.28	7.25	4.14	13,846.00	1,097.37
74	2016-02-01	4,770.96	4,521,951.20	7.00	4.42	13,395.00	1,199.91
75	2016-03-01	4,845.37	4,561,872.52	6.75	4.45	13,276.00	1,246.34
76	2016-04-01	4,838.58	4,581,877.87	6.75	3.60	13,204.00	1,242.26
77	2016-05-01	4,796.87	4,614,061.82	6.75	3.33	13,615.00	1,259.40
78	2016-06-01	5,016.65	4,737,451.23	6.50	3.45	13,180.00	1,276.40
79	2016-07-01	5,215.99	4,730,379.68	6.50	3.21	13,094.00	1,337.33
80	2016-08-01	5,386.08	4,746,026.68	5.25	2.79	13,300.00	1,341.09
81	2016-09-01	5,364.80	4,737,630.76	5.00	3.07	12,998.00	1,326.03
82	2016-10-01	5,422.54	4,778,478.89	4.75	3.31	13,051.00	1,266.57
83	2016-11-01	5,148.91	4,868,651.16	4.75	3.58	13,563.00	1,235.98
84	2016-12-01	5,296.71	5,004,976.79	4.75	3.02	13,436.00	1,151.40
85	2017-01-01	5,294.10	4,936,881.99	4.75	3.49	13,343.00	1,192.62
86	2017-02-01	5,386.69	4,942,919.76	4.75	3.83	13,347.00	1,234.36
87	2017-03-01	5,568.11	5,017,643.55	4.75	3.61	13,321.00	1,231.09

88	2017-04-01	5,685.30	5,033,780.29	4.75	4.17	13,327.00	1,265.63
89	2017-05-01	5,738.15	5,125,383.79	4.75	4.33	13,321.00	1,245.00
90	2017-06-01	5,829.71	5,225,165.76	4.75	4.37	13,319.00	1,260.26
91	2017-07-01	5,840.94	5,178,078.75	4.75	3.88	13,323.00	1,236.22
92	2017-08-01	5,864.06	5,219,647.63	4.50	3.82	13,351.00	1,282.32
93	2017-09-01	5,900.85	5,254,138.51	4.25	3.72	13,492.00	1,314.98
94	2017-10-01	6,005.78	5,284,320.16	4.25	3.58	13,572.00	1,279.51
95	2017-11-01	5,952.14	5,321,431.77	4.25	3.30	13,514.00	1,282.28
96	2017-12-01	6,355.65	5,419,165.05	4.25	3.61	13,548.00	1,261.26
97	2018-01-01	6,605.63	5,351,684.67	4.25	3.25	13,413.00	1,331.67
98	2018-02-01	6,597.22	5,351,650.33	4.25	3.18	13,707.00	1,331.53
99	2018-03-01	6,188.99	5,395,826.04	4.25	3.40	13,756.00	1,324.66
100	2018-04-01	5,994.60	5,409,088.81	4.25	3.41	13,877.00	1,334.74
101	2018-05-01	5,983.59	5,435,082.93	4.75	3.23	13,951.00	1,303.03
102	2018-06-01	5,799.24	5,534,149.83	5.25	3.12	14,404.00	1,281.57
103	2018-07-01	5,936.44	5,507,791.75	5.25	3.18	14,413.00	1,238.53
104	2018-08-01	6,018.46	5,529,451.81	5.50	3.20	14,711.00	1,201.25
105	2018-09-01	5,976.55	5,606,779.89	5.75	2.88	14,929.00	1,198.47
106	2018-10-01	5,831.65	5,667,512.10	5.75	3.16	15,227.00	1,215.39
107	2018-11-01	6,056.12	5,670,975.24	6.00	3.23	14,339.00	1,220.95
108	2018-12-01	6,194.50	5,760,046.20	6.00	3.13	14,481.00	1,247.92
109	2019-01-01	6,532.97	5,644,985.00	6.00	2.82	14,072.00	1,291.75
110	2019-02-01	6,443.35	5,670,778.00	6.00	2.57	14,062.00	1,320.07

111	2019-03-01	6,468.75	5,747,247.00	6.00	2.48	14,244.00	1,300.90
112	2019-04-01	6,455.35	5,746,732.00	6.00	2.83	14,215.00	1,286.45
113	2019-05-01	6,209.12	5,860,509.00	6.00	3.32	14,385.00	1,283.95
114	2019-06-01	6,358.63	5,908,509.00	6.00	3.28	14,141.00	1,359.04
115	2019-07-01	6,390.50	5,941,133.00	5.75	3.32	14,026.00	1,412.98
116	2019-08-01	6,328.47	5,934,562.00	5.50	3.49	14,237.00	1,498.80
117	2019-09-01	6,169.10	6,134,178.00	5.25	3.39	14,174.00	1,511.31
118	2019-10-01	6,228.32	6,026,908.00	5.00	3.13	14,008.00	1,494.80
119	2019-11-01	6,011.83	6,074,377.00	5.00	3.00	14,102.00	1,470.02
120	2019-12-01	6,299.54	6,136,552.00	5.00	2.72	13,901.00	1,476.04
121	2020-01-01	5,940.05	6,046,651.00	5.00	2.68	13,662.00	1,560.67
122	2020-02-01	5,452.70	6,116,495.00	4.75	2.98	14,234.00	1,597.10
123	2020-03-01	4,538.93	6,440,457.39	4.50	2.96	16,367.00	1,591.93
124	2020-04-01	4,716.40	6,238,267.00	4.50	2.67	15,157.00	1,682.93
125	2020-05-01	4,753.61	6,468,193.50	4.50	2.19	14,733.00	1,716.38
126	2020-06-01	4,905.39	6,393,743.80	4.25	1.96	14,302.00	1,732.22
127	2020-07-01	5,149.63	6,567,725.02	4.00	1.54	14,653.00	1,843.31
128	2020-08-01	5,238.49	6,726,135.25	4.00	1.32	14,554.00	1,968.56
129	2020-09-01	4,870.04	6,748,574.03	4.00	1.42	14,918.00	1,922.21
130	2020-10-01	5,128.23	6,780,844.54	4.00	1.44	14,690.00	1,900.28
131	2020-11-01	5,612.42	6,817,456.68	3.75	1.59	14,128.00	1,863.49
132	2020-12-01	5,979.07	6,900,049.49	3.75	1.68	14,105.00	1,855.96
133	2021-01-01	5,862.35	6,767,407.65	3.75	1.55	14,084.00	1,866.99

134	2021-02-01	6,241.80	6,817,787.91	3.50	1.38	14,229.00	1,808.18
135	2021-03-01	5,985.52	6,895,564.12	3.50	1.37	14,572.00	1,718.23
136	2021-04-01	5,995.62	6,964,386.49	3.50	1.42	14,468.00	1,761.68
137	2021-05-01	5,947.46	7,004,093.08	3.50	1.68	14,310.00	1,853.22
138	2021-06-01	5,985.49	7,130,061.42	3.50	1.33	14,496.00	1,834.57
139	2021-07-01	6,070.04	7,160,560.33	3.50	1.52	14,491.00	1,807.09
140	2021-08-01	6,150.30	7,211,500.72	3.50	1.59	14,374.00	1,783.97
141	2021-09-01	6,286.94	7,300,920.64	3.50	1.60	14,307.00	1,777.25
142	2021-10-01	6,591.35	7,491,704.38	3.50	1.66	14,199.00	1,776.85
143	2021-11-01	6,533.93	7,573,319.90	3.50	1.75	14,340.00	1,820.23
144	2021-12-01	6,581.48	7,870,452.85	3.50	1.87	14,269.00	1,786.65
145	2022-01-01	6,631.15	7,646,789.19	3.50	2.18	14,381.00	1,816.77
146	2022-02-01	6,888.17	7,690,134.50	3.50	2.06	14,371.00	1,856.30
147	2022-03-01	7,071.44	7,810,949.32	3.50	2.64	14,349.00	1,947.83
148	2022-04-01	7,228.91	7,911,484.49	3.50	3.47	14,418.00	1,933.90
149	2022-05-01	7,148.97	7,854,186.71	3.50	3.55	14,544.00	1,848.30
150	2022-06-01	6,911.58	7,890,747.01	3.50	4.35	14,848.00	1,833.83
151	2022-07-01	6,951.12	7,845,551.91	3.50	4.94	14,958.00	1,736.37
152	2022-08-01	7,178.59	7,897,628.21	3.75	4.69	14,875.00	1,765.65
153	2022-09-01	7,040.80	7,962,693.36	4.25	5.95	15,247.00	1,682.97
154	2022-10-01	7,098.89	8,223,055.02	4.75	5.71	15,542.00	1,664.45
155	2022-11-01	7,081.31	8,297,349.51	5.25	5.42	15,737.00	1,726.45
156	2022-12-01	6,850.62	8,528,022.31	5.50	5.51	15,731.00	1,796.74

157	2023-01-01	6,839.34	8,271,838.10	5.75	5.28	14,979.00	1,898.63
158	2023-02-01	6,843.24	8,300,648.37	5.75	5.47	15,274.00	1,854.54
159	2023-03-01	6,805.28	8,293,283.23	5.75	4.97	15,062.00	1,912.73
160	2023-04-01	6,915.72	8,352,349.68	5.75	4.33	14,751.00	2,000.42
161	2023-05-01	6,633.26	8,336,170.79	5.75	4.00	14,969.00	1,990.22
162	2023-06-01	6,661.88	8,372,990.32	5.75	3.52	15,026.00	1,942.90
163	2023-07-01	6,931.36	8,349,492.32	5.75	3.08	15,083.00	1,948.85
164	2023-08-01	6,953.26	8,364,739.00	5.75	3.27	15,239.00	1,920.03
165	2023-09-01	6,939.89	8,441,236.44	5.75	2.28	15,526.00	1,916.96
166	2023-10-01	6,752.21	8,506,544.06	6.00	2.56	15,916.00	1,913.04
167	2023-11-01	7,080.74	8,574,917.10	6.00	2.86	15,384.00	1,985.27
168	2023-12-01	7,272.80	8,826,531.00	6.00	2.61	15,416.00	2,029.29
169	2024-01-01	7,207.94	8,721,949.69	6.00	2.57	15,796.00	2,034.04
170	2024-02-01	7,316.11	8,739,574.29	6.00	2.75	15,673.00	2,023.24
171	2024-03-01	7,288.81	8,891,424.62	6.00	3.05	15,853.00	2,158.01
172	2024-04-01	7,234.20	8,926,465.56	6.25	3.00	16,249.00	2,335.49
173	2024-05-01	6,970.74	8,968,821.11	6.25	2.84	16,253.00	2,352.14
174	2024-06-01	7,063.58	9,015,355.05	6.25	2.51	16,421.00	2,326.33
175	2024-07-01	7,255.76	8,983,383.35	6.25	2.13	16,320.00	2,395.31
176	2024-08-01	7,670.73	8,975,511.86	6.25	2.12	15,409.00	2,467.97
177	2024-09-01	7,527.93	9,047,998.70	6.00	1.84	15,138.00	2,567.12
178	2024-10-01	7,574.02	9,082,755.11	6.00	1.71	15,732.00	2,690.08
179	2024-11-01	7,114.27	9,175,750.66	6.00	1.55	15,864.00	2,650.68

180	2024-12-01	7,079.90	9,210,815.72	6.00	1.57	16,162.00	2,644.07
-----	------------	----------	--------------	------	------	-----------	----------

Lampiran 2
Data-Data yang Digunakan Dalam Penelitian (Ln)

No	Periode	LN_IHSG	LN_JUB	BI_RATE	INFLASI	LN_KURS	LN_GOLD
1	2010-01-01	7.86741	14.54136	6.50	3.72	9.14474	7.01926
2	2010-02-01	7.84347	14.56319	6.50	3.81	9.14153	6.99888
3	2010-03-01	7.92924	14.56505	6.50	3.43	9.11768	7.01512
4	2010-04-01	7.99674	14.57783	6.50	3.91	9.10631	7.04638
5	2010-05-01	7.93629	14.61803	6.50	4.16	9.12478	7.09459
6	2010-06-01	7.97717	14.61193	6.50	5.05	9.11416	7.11714
7	2010-07-01	8.02920	14.62040	6.50	6.22	9.09963	7.08420
8	2010-08-01	8.03330	14.63747	6.50	6.44	9.10953	7.10317
9	2010-09-01	8.16089	14.65226	6.50	5.80	9.09650	7.14754
10	2010-10-01	8.19845	14.66899	6.50	5.67	9.09695	7.20193
11	2010-11-01	8.16940	14.72022	6.50	6.33	9.10642	7.22249
12	2010-12-01	8.21704	14.87233	6.50	6.96	9.10398	7.23746
13	2011-01-01	8.13422	14.70615	6.50	7.02	9.11129	7.21259
14	2011-02-01	8.15201	14.69936	6.75	6.84	9.08512	7.22456
15	2011-03-01	8.21031	14.71215	6.75	6.65	9.07211	7.26123
16	2011-04-01	8.24791	14.70524	6.75	6.16	9.05649	7.29561
17	2011-05-01	8.25244	14.72187	6.75	5.98	9.05217	7.32016
18	2011-06-01	8.26580	14.74087	6.75	5.54	9.05917	7.33215
19	2011-07-01	8.32623	14.75730	6.75	4.61	9.04876	7.36062
20	2011-08-01	8.25368	14.77920	6.75	4.79	9.05696	7.47069
21	2011-09-01	8.17443	14.78755	6.75	4.61	9.08512	7.47978

22	2011-10-01	8.24035	14.80028	6.50	4.42	9.08648	7.41771
23	2011-11-01	8.22016	14.81964	6.00	4.15	9.12369	7.46105
24	2011-12-01	8.24853	14.87233	6.00	3.79	9.11251	7.40993
25	2012-01-01	8.27937	14.86457	6.00	3.65	9.10498	7.41223
26	2012-02-01	8.29035	14.86276	5.75	3.56	9.11438	7.46315
27	2012-03-01	8.32399	14.88432	5.75	3.97	9.12478	7.42283
28	2012-04-01	8.33824	14.88958	5.75	4.50	9.12587	7.40857
29	2012-05-01	8.25136	14.91147	5.75	4.45	9.16587	7.36866
30	2012-06-01	8.28288	14.93077	5.75	4.53	9.15694	7.37569
31	2012-07-01	8.32902	14.93224	5.75	4.56	9.15747	7.37395
32	2012-08-01	8.30902	14.94336	5.75	4.58	9.16534	7.39390
33	2012-09-01	8.35763	14.95512	5.75	4.31	9.16827	7.46420
34	2012-10-01	8.37800	14.96663	5.75	4.61	9.17108	7.46566
35	2012-11-01	8.36081	14.98026	5.75	4.32	9.17004	7.45074
36	2012-12-01	8.37024	15.01084	5.75	4.30	9.17678	7.43161
37	2013-01-01	8.40149	14.99993	5.75	4.57	9.17968	7.42115
38	2013-02-01	8.47549	15.00348	5.75	5.31	9.17647	7.39486
39	2013-03-01	8.50532	15.01624	5.75	5.90	9.18184	7.37329
40	2013-04-01	8.52398	15.02773	5.75	5.57	9.18215	7.30322
41	2013-05-01	8.53083	15.04699	5.75	5.47	9.19034	7.25382
42	2013-06-01	8.48030	15.04321	6.00	5.90	9.20322	7.20219
43	2013-07-01	8.43607	15.07015	6.50	8.61	9.23776	7.15985
44	2013-08-01	8.34167	15.06896	7.00	8.79	9.29872	7.20571

45	2013-09-01	8.37013	15.09201	7.25	8.40	9.35988	7.20697
46	2013-10-01	8.41419	15.09000	7.25	8.32	9.32670	7.18249
47	2013-11-01	8.35619	15.10087	7.50	8.37	9.39074	7.15134
48	2013-12-01	8.36035	15.13197	7.50	8.38	9.40829	7.11102
49	2014-01-01	8.39361	15.11088	7.50	8.22	9.41132	7.12673
50	2014-02-01	8.43820	15.10833	7.50	7.75	9.36169	7.17087
51	2014-03-01	8.46974	15.11314	7.50	7.32	9.34172	7.19750
52	2014-04-01	8.48470	15.13202	7.50	7.25	9.35288	7.16935
53	2014-05-01	8.49575	15.14769	7.50	7.32	9.35971	7.16048
54	2014-06-01	8.49261	15.16770	7.50	6.70	9.39008	7.15391
55	2014-07-01	8.53480	15.17546	7.50	4.53	9.35798	7.17852
56	2014-08-01	8.54420	15.17530	7.50	3.99	9.36880	7.16703
57	2014-09-01	8.54434	15.20434	7.50	4.53	9.41017	7.12192
58	2014-10-01	8.53495	15.20791	7.50	4.83	9.39947	7.10865
59	2014-11-01	8.54673	15.22079	7.75	6.23	9.40886	7.07013
60	2014-12-01	8.56158	15.24422	7.75	8.36	9.42867	7.09198
61	2015-01-01	8.57346	15.24458	7.75	6.96	9.44343	7.13238
62	2015-02-01	8.60342	15.25490	7.50	6.29	9.46211	7.11248
63	2015-03-01	8.61589	15.26157	7.50	6.38	9.47915	7.07211
64	2015-04-01	8.53433	15.26846	7.50	6.79	9.46785	7.08833
65	2015-05-01	8.55956	15.27142	7.50	7.15	9.48881	7.08929
66	2015-06-01	8.49916	15.28771	7.50	7.26	9.49792	7.07454
67	2015-07-01	8.47690	15.29101	7.50	7.26	9.50904	7.03001

68	2015-08-01	8.41397	15.29804	7.50	7.18	9.54874	7.01882
69	2015-09-01	8.34852	15.32150	7.50	6.83	9.59267	7.02512
70	2015-10-01	8.40182	15.30686	7.50	6.25	9.52069	7.05553
71	2015-11-01	8.39986	15.30894	7.50	4.89	9.53532	6.98998
72	2015-12-01	8.43229	15.33037	7.50	3.35	9.53206	6.97378
73	2016-01-01	8.43710	15.31922	7.25	4.14	9.53575	7.00067
74	2016-02-01	8.47030	15.32445	7.00	4.42	9.50264	7.09000
75	2016-03-01	8.48578	15.33324	6.75	4.45	9.49371	7.12797
76	2016-04-01	8.48438	15.33762	6.75	3.60	9.48828	7.12469
77	2016-05-01	8.47572	15.34462	6.75	3.33	9.51893	7.13839
78	2016-06-01	8.52052	15.37101	6.50	3.45	9.48646	7.15180
79	2016-07-01	8.55948	15.36952	6.50	3.21	9.47991	7.19843
80	2016-08-01	8.59157	15.37282	5.25	2.79	9.49552	7.20124
81	2016-09-01	8.58761	15.37105	5.00	3.07	9.47255	7.18995
82	2016-10-01	8.59832	15.37963	4.75	3.31	9.47662	7.14407
83	2016-11-01	8.54654	15.39833	4.75	3.58	9.51510	7.11962
84	2016-12-01	8.57484	15.42594	4.75	3.02	9.50569	7.04873
85	2017-01-01	8.57435	15.41224	4.75	3.49	9.49875	7.08391
86	2017-02-01	8.59169	15.41347	4.75	3.83	9.49905	7.11831
87	2017-03-01	8.62481	15.42847	4.75	3.61	9.49710	7.11566
88	2017-04-01	8.64564	15.43168	4.75	4.17	9.49755	7.14333
89	2017-05-01	8.65489	15.44972	4.75	4.33	9.49710	7.12689
90	2017-06-01	8.67072	15.46900	4.75	4.37	9.49695	7.13907

91	2017-07-01	8.67265	15.45994	4.75	3.88	9.49725	7.11981
92	2017-08-01	8.67660	15.46794	4.50	3.82	9.49935	7.15643
93	2017-09-01	8.68285	15.47453	4.25	3.72	9.50985	7.18158
94	2017-10-01	8.70048	15.48025	4.25	3.58	9.51576	7.15423
95	2017-11-01	8.69151	15.48725	4.25	3.30	9.51148	7.15640
96	2017-12-01	8.75710	15.50545	4.25	3.61	9.51399	7.13987
97	2018-01-01	8.79568	15.49292	4.25	3.25	9.50398	7.19419
98	2018-02-01	8.79440	15.49292	4.25	3.18	9.52566	7.19408
99	2018-03-01	8.73053	15.50114	4.25	3.40	9.52923	7.18891
100	2018-04-01	8.69861	15.50359	4.25	3.41	9.53799	7.19649
101	2018-05-01	8.69678	15.50839	4.75	3.23	9.54331	7.17245
102	2018-06-01	8.66548	15.52645	5.25	3.12	9.57526	7.15584
103	2018-07-01	8.68887	15.52167	5.25	3.18	9.57589	7.12168
104	2018-08-01	8.70259	15.52560	5.50	3.20	9.59635	7.09112
105	2018-09-01	8.69560	15.53949	5.75	2.88	9.61106	7.08880
106	2018-10-01	8.67106	15.55026	5.75	3.16	9.63083	7.10282
107	2018-11-01	8.70883	15.55087	6.00	3.23	9.57074	7.10739
108	2018-12-01	8.73142	15.56646	6.00	3.13	9.58059	7.12923
109	2019-01-01	8.78462	15.54628	6.00	2.82	9.55194	7.16375
110	2019-02-01	8.77080	15.55084	6.00	2.57	9.55123	7.18544
111	2019-03-01	8.77474	15.56423	6.00	2.48	9.56409	7.17081
112	2019-04-01	8.77267	15.56414	6.00	2.83	9.56205	7.15964
113	2019-05-01	8.73377	15.58375	6.00	3.32	9.57394	7.15770

114	2019-06-01	8.75757	15.59190	6.00	3.28	9.55683	7.21453
115	2019-07-01	8.76257	15.59741	5.75	3.32	9.54867	7.25346
116	2019-08-01	8.75281	15.59630	5.50	3.49	9.56360	7.31242
117	2019-09-01	8.72731	15.62939	5.25	3.39	9.55917	7.32073
118	2019-10-01	8.73686	15.61174	5.00	3.13	9.54738	7.30975
119	2019-11-01	8.70148	15.61959	5.00	3.00	9.55407	7.29303
120	2019-12-01	8.74823	15.62977	5.00	2.72	9.53972	7.29712
121	2020-01-01	8.68947	15.61502	5.00	2.68	9.52237	7.35287
122	2020-02-01	8.60387	15.62650	4.75	2.98	9.56339	7.37595
123	2020-03-01	8.42045	15.67811	4.50	2.96	9.70302	7.37270
124	2020-04-01	8.45880	15.64621	4.50	2.67	9.62622	7.42829
125	2020-05-01	8.46666	15.68241	4.50	2.19	9.59785	7.44797
126	2020-06-01	8.49809	15.67083	4.25	1.96	9.56816	7.45716
127	2020-07-01	8.54668	15.69768	4.00	1.54	9.59240	7.51932
128	2020-08-01	8.56379	15.72151	4.00	1.32	9.58562	7.58506
129	2020-09-01	8.49086	15.72484	4.00	1.42	9.61032	7.56123
130	2020-10-01	8.54252	15.72961	4.00	1.44	9.59492	7.54976
131	2020-11-01	8.63274	15.73500	3.75	1.59	9.55591	7.53021
132	2020-12-01	8.69602	15.74704	3.75	1.68	9.55429	7.52616
133	2021-01-01	8.67631	15.72763	3.75	1.55	9.55280	7.53208
134	2021-02-01	8.73902	15.73505	3.50	1.38	9.56304	7.50008
135	2021-03-01	8.69710	15.74639	3.50	1.37	9.58686	7.44905
136	2021-04-01	8.69878	15.75632	3.50	1.42	9.57970	7.47402

137	2021-05-01	8.69072	15.76201	3.50	1.68	9.56871	7.52468
138	2021-06-01	8.69709	15.77983	3.50	1.33	9.58163	7.51457
139	2021-07-01	8.71112	15.78410	3.50	1.52	9.58128	7.49947
140	2021-08-01	8.72426	15.79119	3.50	1.59	9.57318	7.48660
141	2021-09-01	8.74623	15.80351	3.50	1.60	9.56850	7.48282
142	2021-10-01	8.79351	15.82931	3.50	1.66	9.56093	7.48260
143	2021-11-01	8.78476	15.84014	3.50	1.75	9.57081	7.50672
144	2021-12-01	8.79202	15.87863	3.50	1.87	9.56585	7.48810
145	2022-01-01	8.79953	15.84980	3.50	2.18	9.57366	7.50482
146	2022-02-01	8.83756	15.85545	3.50	2.06	9.57297	7.52634
147	2022-03-01	8.86382	15.87104	3.50	2.64	9.57144	7.57447
148	2022-04-01	8.88584	15.88383	3.50	3.47	9.57623	7.56729
149	2022-05-01	8.87472	15.87656	3.50	3.55	9.58493	7.52202
150	2022-06-01	8.84095	15.88120	3.50	4.35	9.60562	7.51416
151	2022-07-01	8.84666	15.87546	3.50	4.94	9.61300	7.45955
152	2022-08-01	8.87886	15.88207	3.75	4.69	9.60744	7.47627
153	2022-09-01	8.85948	15.89028	4.25	5.95	9.63214	7.42832
154	2022-10-01	8.86769	15.92245	4.75	5.71	9.65130	7.41725
155	2022-11-01	8.86521	15.93145	5.25	5.42	9.66377	7.45382
156	2022-12-01	8.83209	15.95887	5.50	5.51	9.66339	7.49373
157	2023-01-01	8.83045	15.92837	5.75	5.28	9.61440	7.54889
158	2023-02-01	8.83102	15.93184	5.75	5.47	9.63391	7.52539
159	2023-03-01	8.82545	15.93096	5.75	4.97	9.61993	7.55629

160	2023-04-01	8.84155	15.93805	5.75	4.33	9.59907	7.60111
161	2023-05-01	8.79985	15.93611	5.75	4.00	9.61374	7.59600
162	2023-06-01	8.80416	15.94052	5.75	3.52	9.61754	7.57194
163	2023-07-01	8.84381	15.93771	5.75	3.08	9.62132	7.57500
164	2023-08-01	8.84697	15.93954	5.75	3.27	9.63161	7.56010
165	2023-09-01	8.84504	15.94864	5.75	2.28	9.65027	7.55850
166	2023-10-01	8.81763	15.95635	6.00	2.56	9.67508	7.55645
167	2023-11-01	8.86513	15.96435	6.00	2.86	9.64108	7.59351
168	2023-12-01	8.89190	15.99327	6.00	2.61	9.64316	7.61544
169	2024-01-01	8.88294	15.98135	6.00	2.57	9.66751	7.61778
170	2024-02-01	8.89783	15.98337	6.00	2.75	9.65970	7.61246
171	2024-03-01	8.89410	16.00060	6.00	3.05	9.67111	7.67694
172	2024-04-01	8.88658	16.00453	6.25	3.00	9.69579	7.75598
173	2024-05-01	8.84948	16.00926	6.25	2.84	9.69603	7.76308
174	2024-06-01	8.86271	16.01444	6.25	2.51	9.70632	7.75205
175	2024-07-01	8.88955	16.01089	6.25	2.13	9.70015	7.78127
176	2024-08-01	8.94517	16.01001	6.25	2.12	9.64271	7.81115
177	2024-09-01	8.92638	16.01805	6.00	1.84	9.62496	7.85054
178	2024-10-01	8.93248	16.02189	6.00	1.71	9.66345	7.89733
179	2024-11-01	8.86986	16.03207	6.00	1.55	9.67181	7.88257
180	2024-12-01	8.86502	16.03589	6.00	1.57	9.69042	7.88008

Lampiran 3 Hasil Olah Data

	IHSG	JUB	BI_RATE	INFLASI	KURS	GOLD
Mean	5412.767	5328838.	5.691667	4.127222	12887.48	1544.396
Median	5386.385	5198863.	5.750000	3.685000	13593.50	1447.015
Maximum	7670.730	9210816.	7.750000	8.790000	16421.00	2690.080
Minimum	2549.030	2066481.	3.500000	1.320000	8508.000	1068.250
Std. Dev.	1228.375	2080837.	1.251284	1.843586	2324.421	350.5786
Skewness	-0.214352	0.250059	-0.246755	0.618149	-0.629350	0.989088
Kurtosis	2.171654	1.913681	2.091873	2.676417	2.057343	3.710896
Jarque-Bera	6.524593	10.72656	8.011851	12.24854	18.54695	33.13914
Probability	0.038300	0.004686	0.018207	0.002189	0.000094	0.000000
Sum	974298.1	9.59E+08	1024.500	742.9000	2319747.	277991.2
Sum Sq. Dev.	2.70E+08	7.75E+14	280.2625	608.3870	9.67E+08	22000063
Observations	180	180	180	180	180	180

Uji Stasioneritas

IHSG Level & First Difference

Null Hypothesis: LN_IHSG has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.685694	0.0785
Test critical values: 1% level	-3.466994	
5% level	-2.877544	
10% level	-2.575381	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LN_IHSG) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.43912	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

JUB Level & First Difference

Null Hypothesis: LN_JUB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.168605	0.2186
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LN_JUB) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-18.05273	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

BI Rate Level & First Difference

Null Hypothesis: BI_RATE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.905354	0.3293
Test critical values: 1% level	-3.467418	
5% level	-2.877729	
10% level	-2.575480	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(BI_RATE) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.105164	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Inflasi Level & First Difference

Null Hypothesis: INFLASI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.273218	0.1819
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(INFLASI) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.28700	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

USD/IDR Level & First Difference

Null Hypothesis: LN_KURS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.062400	0.7301
Test critical values: 1% level	-3.466994	
5% level	-2.877544	
10% level	-2.575381	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LN_KURS) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.05648	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Gold Price Level & First Difference

Null Hypothesis: LN_GOLD has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.512545	0.8847
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LN_GOLD) has a unit root

Exogenous: Constant

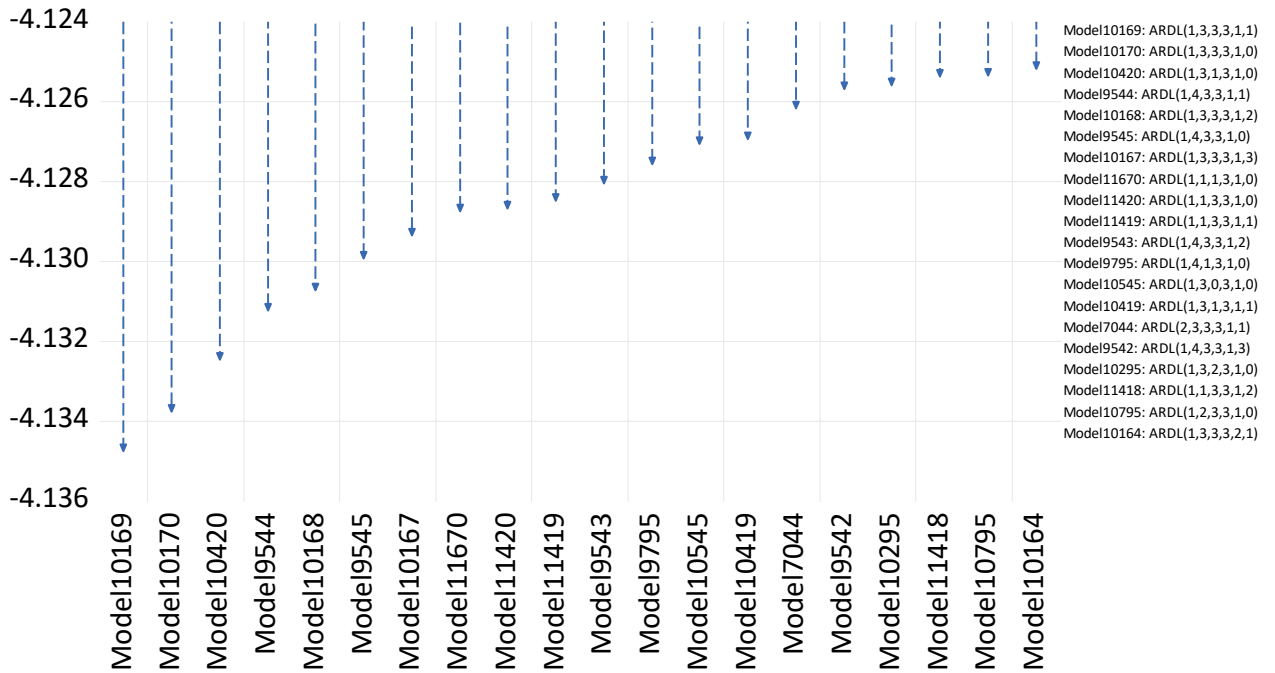
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.24221	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Lag Optimum

Akaike Information Criteria (top 20 models)



Uji Kointegrasi (*Bound Test*)

Null hypothesis: No levels relationship
 Number of cointegrating variables: 5
 Trend type: Rest. constant (Case 2)
 Sample size: 177

Test Statistic	Value
F-statistic	4.023178

	10%		5%		1%	
Sample Size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Asymptotic	2.080	3.000	2.390	3.380	3.060	4.150

* I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds.

Model *ARDL*

Dependent Variable: LN_IHSG

Method: ARDL

Date: 04/25/26 Time: 00:16

Sample: 2010M04 2024M12

Included observations: 177

Dependent lags: 4 (Automatic)

Automatic-lag linear regressors (4 max. lags): LN_JUB BI_RATE

INFLASI LN_KURS LN_GOLD

Deterministics: Restricted constant and no trend (Case 2)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Number of models evaluated: 12500

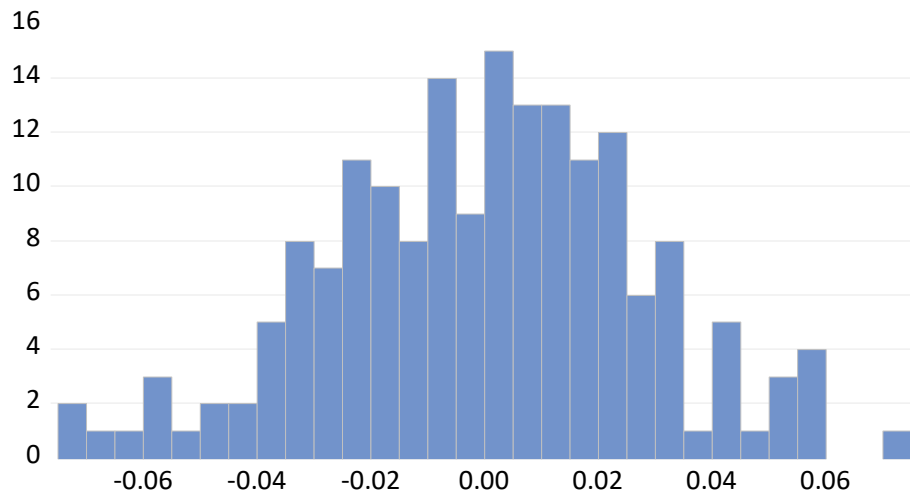
Selected model: ARDL(1,3,3,3,1,1)

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LN_IHSG(-1)	0.883797	0.031761	27.82652	0.0000
LN_JUB	0.326903	0.101721	3.213723	0.0016
LN_JUB(-1)	-0.332207	0.100254	-3.313642	0.0011
LN_JUB(-2)	-0.001647	0.093367	-0.017635	0.9860
LN_JUB(-3)	0.207358	0.067178	3.086676	0.0024
BI_RATE	-0.025996	0.011602	-2.240646	0.0264
BI_RATE(-1)	0.037648	0.022477	1.674993	0.0959
BI_RATE(-2)	0.023099	0.030516	0.756962	0.4502
BI_RATE(-3)	-0.029407	0.017116	-1.718084	0.0877
INFLASI	-0.004781	0.003443	-1.388328	0.1670
INFLASI(-1)	-0.002373	0.004888	-0.485451	0.6280
INFLASI(-2)	0.018151	0.006585	2.756524	0.0065
INFLASI(-3)	-0.015186	0.005120	-2.965937	0.0035
LN_KURS	-1.145965	0.147729	-7.757213	0.0000
LN_KURS(-1)	0.863374	0.130797	6.600869	0.0000
LN_GOLD	-0.193872	0.090571	-2.140552	0.0338
LN_GOLD(-1)	0.102172	0.087252	1.170995	0.2434
C	1.246581	0.314722	3.960896	0.0001
R-squared	0.985547	Mean dependent var	8.579937	
Adjusted R-squared	0.984002	S.D. dependent var	0.230162	
S.E. of regression	0.029111	Akaike info criterion	-4.139230	
Sum squared resid	0.134748	Schwarz criterion	-3.816232	
Log likelihood	384.3218	Hannan-Quinn criter.	-4.008234	
F-statistic	637.7959	Durbin-Watson stat	1.988670	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*Note: p-values and any subsequent test results do not account for model selection.

Uji Normalitas



Series: Residuals	
Sample 2010M04 2024M12	
Observations 177	
Mean	-3.65e-15
Median	0.001623
Maximum	0.072852
Minimum	-0.071000
Std. Dev.	0.027670
Skewness	-0.106937
Kurtosis	2.985792
Jarque-Bera	0.338840
Probability	0.844154

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.712518	Prob. F(2,157)	0.4920
Obs*R-squared	1.592119	Prob. Chi-Square(2)	0.4511

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Date: 04/25/26 Time: 00:17

Sample (adjusted): 2010M04 2024M12

Included observations: 177 after adjustments

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_IHSG(-1)	-0.019945	0.041928	-0.475697	0.6350
LN_JUB	-0.016446	0.118489	-0.138800	0.8898
LN_JUB(-1)	0.022910	0.133113	0.172110	0.8636
LN_JUB(-2)	0.007098	0.126783	0.055983	0.9554
LN_JUB(-3)	0.011259	0.111764	0.100740	0.9199
BI_RATE	-0.000187	0.014934	-0.012508	0.9900
BI_RATE(-1)	0.000593	0.023875	0.024847	0.9802
BI_RATE(-2)	-0.000722	0.023832	-0.030306	0.9759
BI_RATE(-3)	0.000671	0.014638	0.045867	0.9635
INFLASI	-8.44E-05	0.004812	-0.017537	0.9860
INFLASI(-1)	0.000300	0.007243	0.041465	0.9670
INFLASI(-2)	-0.000376	0.007244	-0.051918	0.9587
INFLASI(-3)	0.000194	0.004778	0.040514	0.9677
LN_KURS	0.009810	0.106719	0.091922	0.9269
LN_KURS(-1)	-0.034886	0.130157	-0.268031	0.7890
LN_GOLD	0.004015	0.074484	0.053910	0.9571
LN_GOLD(-1)	-0.013435	0.075474	-0.178011	0.8589
C	0.092519	0.363932	0.254219	0.7997
RESID(-1)	0.022369	0.090580	0.246950	0.8053
RESID(-2)	0.105870	0.088745	1.192970	0.2347
R-squared	0.008995	Mean dependent var	-3.65E-15	
Adjusted R-squared	-0.110936	S.D. dependent var	0.027670	
S.E. of regression	0.029164	Akaike info criterion	-4.125667	
Sum squared resid	0.133536	Schwarz criterion	-3.766780	
Log likelihood	385.1215	Hannan-Quinn criter.	-3.980116	
F-statistic	0.075002	Durbin-Watson stat	2.013623	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.908812	Prob. F(17,159)	0.0206
Obs*R-squared	30.00063	Prob. Chi-Square(17)	0.0263
Scaled explained SS	24.03709	Prob. Chi-Square(17)	0.1184

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/25/26 Time: 00:09

Sample (adjusted): 2010M04 2024M12

Included observations: 177 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.018964	0.012850	-1.475790	0.1420
LN_IHSG(-1)	0.001531	0.001336	1.145941	0.2535
LN_JUB	-0.004818	0.002662	-1.810201	0.0722
LN_JUB(-1)	-0.001504	0.002665	-0.564117	0.5735
LN_JUB(-2)	0.004627	0.002540	1.821543	0.0704
LN_JUB(-3)	-0.003392	0.002046	-1.658068	0.0993
BI_RATE	0.000149	0.000403	0.370216	0.7117
BI_RATE(-1)	-0.000819	0.000406	-2.019625	0.0451
BI_RATE(-2)	0.000417	0.000539	0.773214	0.4405
BI_RATE(-3)	6.45E-05	0.000393	0.164144	0.8698
INFLASI	3.25E-05	0.000170	0.191045	0.8487
INFLASI(-1)	0.000181	0.000215	0.840353	0.4020
INFLASI(-2)	-0.000511	0.000238	-2.148069	0.0332
INFLASI(-3)	0.000379	0.000201	1.880517	0.0619
LN_KURS	0.014921	0.003691	4.042828	0.0001
LN_KURS(-1)	-0.008048	0.004272	-1.883943	0.0614
LN_GOLD	0.008626	0.002759	3.127039	0.0021
LN_GOLD(-1)	-0.005796	0.003145	-1.842876	0.0672
R-squared	0.169495	Mean dependent var	0.000761	
Adjusted R-squared	0.080699	S.D. dependent var	0.001076	
S.E. of regression	0.001032	Akaike info criterion	-10.81943	
Sum squared resid	0.000169	Schwarz criterion	-10.49643	
Log likelihood	975.5196	Hannan-Quinn criter.	-10.68843	
F-statistic	1.908812	Durbin-Watson stat	1.781457	
Prob(F-statistic)	0.020609			

Short run ECM

Dependent Variable: D(LN_IHSG)
Method: ARDL
Date: 04/25/26 Time: 00:16
Sample: 2010M04 2024M12
Included observations: 177
Dependent lags: 4 (Automatic)
Automatic-lag linear regressors (4 max. lags): LN_JUB BI_RATE
INFLASI LN_KURS LN_GOLD
Deterministics: Restricted constant and no trend (Case 2)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Number of models evaluated: 12500
Selected model: ARDL(1,3,3,3,1,1)
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ*	-0.116203	0.021495	-5.406012	0.0000
D(LN_JUB)	0.326903	0.100887	3.240292	0.0014
D(LN_JUB(-1))	-0.205711	0.108145	-1.902182	0.0589
D(LN_JUB(-2))	-0.207358	0.103178	-2.009715	0.0461
D(BI_RATE)	-0.025996	0.014077	-1.846674	0.0666
D(BI_RATE(-1))	0.006308	0.014526	0.434250	0.6647
D(BI_RATE(-2))	0.029407	0.013881	2.118517	0.0356
D(INFLASI)	-0.004781	0.004467	-1.070216	0.2861
D(INFLASI(-1))	-0.002965	0.004524	-0.655347	0.5132
D(INFLASI(-2))	0.015186	0.004451	3.412147	0.0008
D(LN_KURS)	-1.145965	0.097772	-11.72083	0.0000
D(LN_GOLD)	-0.193872	0.070678	-2.743027	0.0068
R-squared	0.513247	Mean dependent var	0.005287	
Adjusted R-squared	0.480796	S.D. dependent var	0.039660	
S.E. of regression	0.028577	Akaike info criterion	-4.207026	
Sum squared resid	0.134748	Schwarz criterion	-3.991694	
Log likelihood	384.3218	Hannan-Quinn criter.	-4.119696	
F-statistic	15.81642	Durbin-Watson stat	1.988670	
Prob(F-statistic)	0.000000			

* p-values are incompatible with t-Bounds distribution.

Long Run

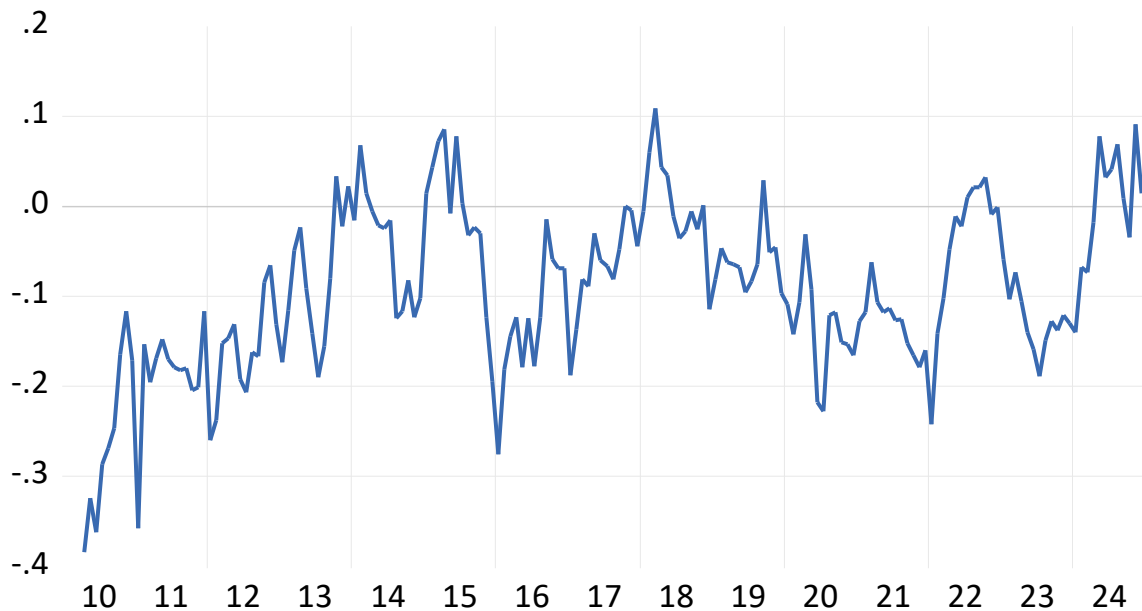
Deterministics: Rest. constant (Case 2)

$$\begin{aligned} \text{CE} = & \text{LN_IHSG}(-1) - (1.724633 \cdot \text{LN_JUB}(-1) + 0.045989 \cdot \text{BI_RATE}(-1) \\ & - 0.036042 \cdot \text{INFLASI}(-1) - 2.431879 \cdot \text{LN_KURS}(-1) - 0.789137 \\ & \cdot \text{LN_GOLD}(-1) + 10.727623) \end{aligned}$$

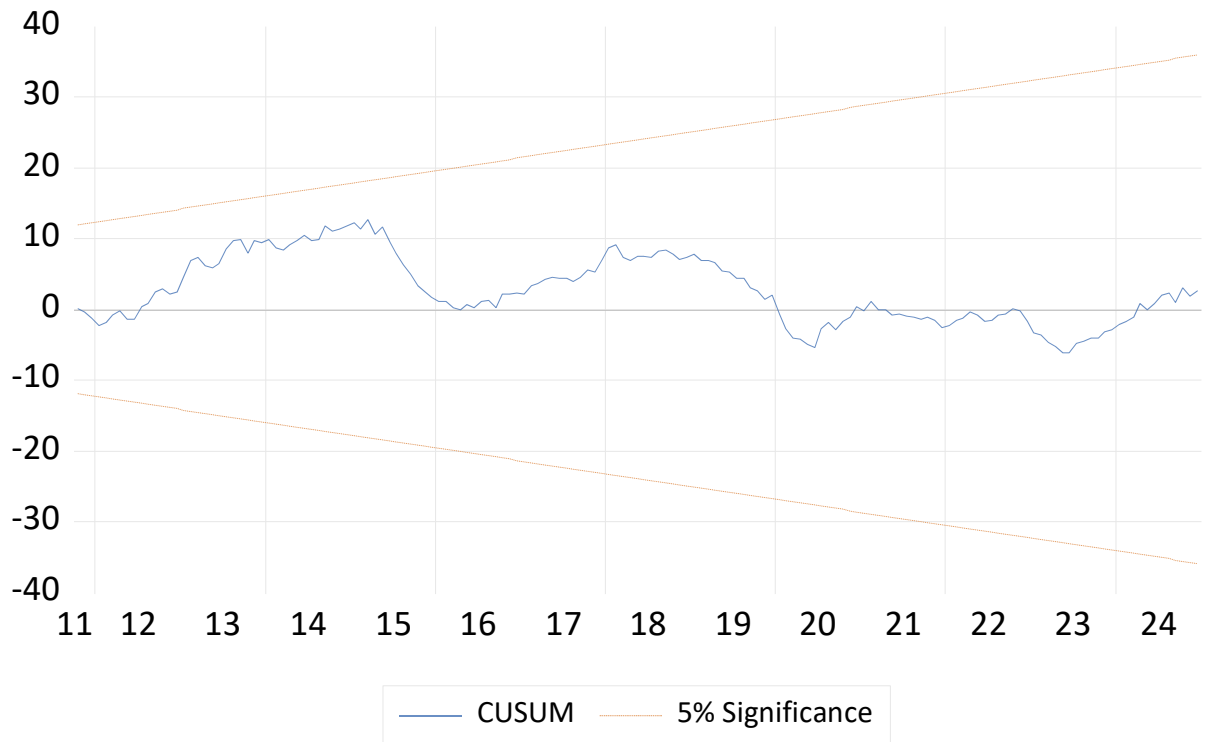
Variable *	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_JUB(-1)	1.724633	0.381358	4.522348	0.0000
BI_RATE(-1)	0.045989	0.027568	1.668236	0.0971
INFLASI(-1)	-0.036042	0.022499	-1.601964	0.1110
LN_KURS(-1)	-2.431879	0.706667	-3.441335	0.0007
LN_GOLD(-1)	-0.789137	0.245616	-3.212888	0.0016
C	10.72762	2.868297	3.740068	0.0003

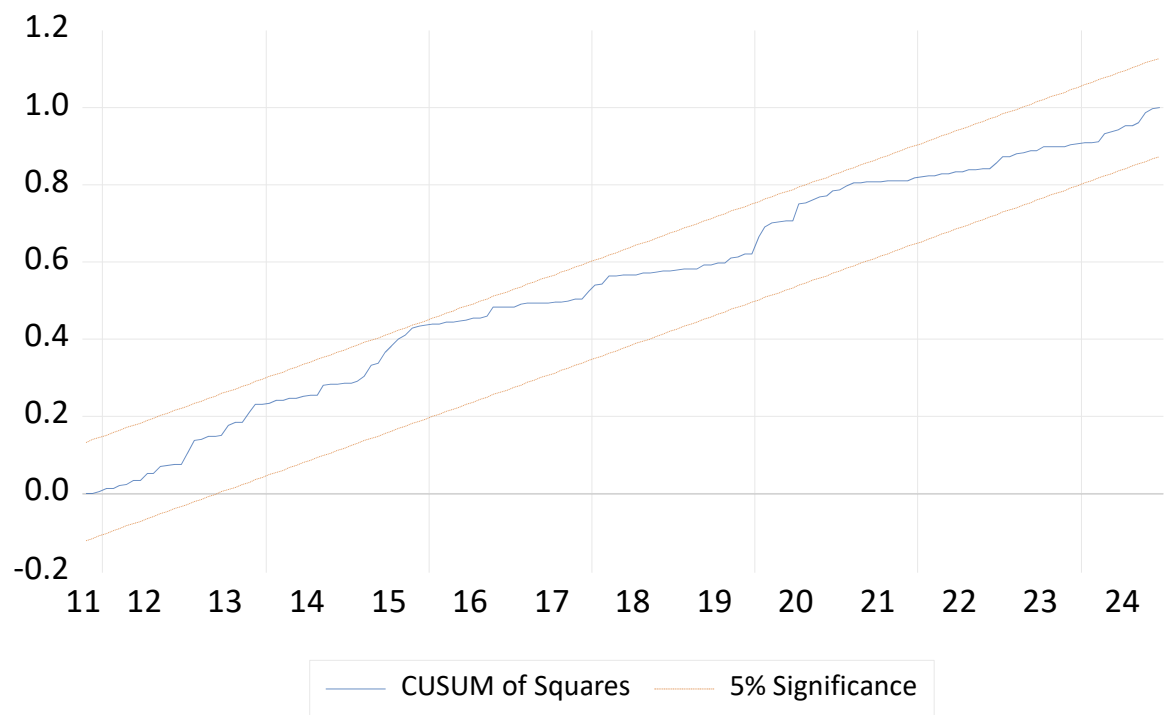
Note: * Coefficients
derived from the CEC
regression.

ARDL Cointegrating Series



Uji Stabilitas





Pengaruh Kebijakan Moneter (Melalui Jumlah Uang Beredar (M2), Suku Bunga Acuan (BI-Rate), Inflasi, dan Nilai Tukar (USD/IDR)) serta Harga Emas Dunia terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Burs

ORIGINALITY REPORT

2%

SIMILARITY INDEX

2%

INTERNET SOURCES

3%

PUBLICATIONS

2%

STUDENT PAPERS

PRIMARY SOURCES

1

Submitted to Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia

Student Paper

1%

2

Submitted to Universitas Diponegoro

Student Paper

1%

3

Submitted to University of Witwatersrand

Student Paper

1%

Exclude quotes On

Exclude matches < 1%

Exclude bibliography On