

Pengaruh Makroekonomi, Covid-19 dan Kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan terhadap *Yield* SBN

Elly Zunara

BPJS Ketenagakerjaan, Indonesia

email: elly.zunara@bpjsketenagakerjaan.go.id

Abstract

Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis pengaruh variabel makroekonomi seperti *yield US Treasury*, suku bunga BI, nilai tukar, dan Covid-19 serta kepemilikan surat berharga negara (SBN) oleh BPJS Ketenagakerjaan terhadap pergerakan *yield* obligasi pemerintah tenor 10 tahun. Penelitian ini menggunakan teknik analisis data kuantitatif dengan metode VAR/VECM. Penelitian ini menghasilkan kesimpulan variabel makroekonomi dan Covid-19 serta kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan berpengaruh signifikan terhadap pergerakan *Yield* SBN. Selain itu, dari semua variabel yang digunakan dalam penelitian ini, *Yield* SBN, *BI Rate* dan Kepemilikan BPJS Ketenagakerjaan memiliki urutan kontribusi terbesar dalam mempengaruhi *Yield* SBN. Pada akhirnya dari hasil penelitian ini memiliki implikasi manajerial terhadap pemerintah untuk mengantisipasi gejolak makroekonomi agar mengambil kebijakan yang tepat yang berkaitan dengan pasar obligasi Indonesia. Bagi BPJS Ketenagakerjaan sebagai salah satu investor SBN terbesar di Indonesia, hasil penelitian ini dapat dijadikan referensi untuk menyusun strategi investasi dan memitigasi risiko yang berpengaruh terhadap portofolio obligasi BPJS Ketenagakerjaan, sehingga mendapatkan *return* optimal untuk peserta BPJS Ketenagakerjaan yang lebih sejahtera.

Kata kunci:

Makroekonomi, Covid-19, *Yield* SBN, BPJS Ketenagakerjaan, VAR/VECM

Pendahuluan

Pandemi Covid 19 yang terjadi mulai awal tahun 2020 menimbulkan malapetaka yang membuat ketidakpastian dan gejolak pasar keuangan global (Baker et al. 2020a). Antisipasi penyebaran virus seperti karantina dan *physical distancing* dilakukan di hampir seluruh negara dunia yang berdampak pada terganggunya *supply chain* akibat dari penurunan permintaan di berbagai sektor terutama ekspor, impor, pariwisata dan investasi yang menyebabkan terjadinya resesi ekonomi global. Menurut World Bank, terjadi 14 resesi ekonomi global pada kurun waktu 1871 hingga 2020. Sebelum 2020, resesi terberat yang pernah terjadi pada 1931 yang berdampak kepada 83,8% negara di dunia. Namun, resesi global tahun 2020 memecahkan rekor yang pernah ada. Resesi akibat pandemi Covid-19 ini menghantam 92,9% negara yang ada di dunia.

Berdasarkan studi dari World Bank, 170 negara mengalami kontraksi ekonomi pada 2020 dan ini adalah kondisi terburuk dalam 150 tahun terakhir. Bahkan, dampak pandemi Covid-19 juga

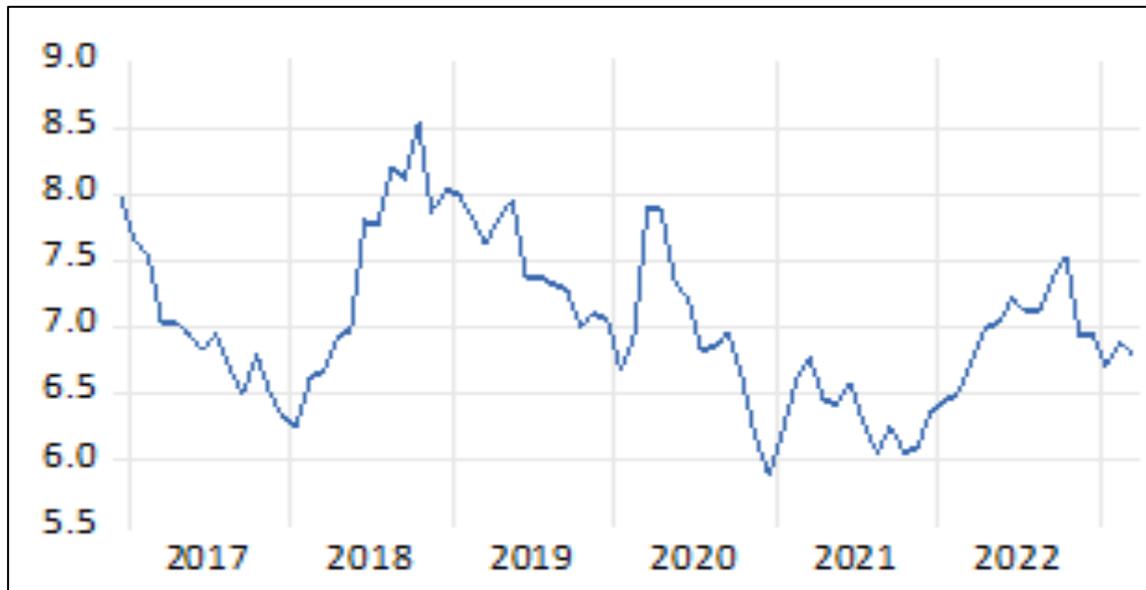
tidak bisa menyelamatkan negara-negara berekonomi besar seperti yang tergabung dalam forum G20 dengan rata-rata kontraksi mencapai minus 2,07% pada 2020. Berdasarkan pertumbuhan ekonomi negara, pertumbuhan ekonomi Prancis negatif 9%, Italia negatif 9,2%, Inggris negatif 10%, Brasil negatif 4,5% dan India negatif 8%. Tidak jauh beda yang juga dialami oleh negara-negara di Asia Tenggara, seperti pertumbuhan ekonomi Malaysia negatif 5,8%, Singapura negatif 6%, Thailand negatif 6,6% dan Filipina negatif 9,6%. Indonesia pada 2020 mengalami kontraksi ekonomi negatif 2,07% ini adalah kontraksi terdalam sejak terjadinya krisis keuangan yang dialami Indonesia pada 1997-1998.

Guncangan ekonomi yang disebabkan oleh pandemi Covid-19 merupakan salah satu penyebab resesi ekonomi yang ditandai dengan lemahnya daya beli akibat kesulitan finansial. Selain resesi, guncangan ekonomi juga bisa menyebabkan berbagai masalah ekonomi serius, seperti bertambahnya utang negara untuk menutupi defisit anggaran belanja negara. Utang yang banyak membuat biaya pelunasannya meningkat, bahkan hingga sampai ke titik gagal bayar (*default*). Pada tahun 2020, defisit APBN mencapai Rp. 947,70 triliun atau 6,14% dari produk domestik bruto akibat tambahan belanja negara untuk penanganan pandemi melalui kebijakan fiskal salah satunya *upsizing* pinjaman dan obligasi.

Selama tahun 2020, pemerintah telah menerbitkan obligasi sebesar Rp 1.533,63 triliun sebagai alternatif untuk membiayai pertumbuhan ekonomi Indonesia pada era pandemi Covid-19. Penerbitan obligasi tersebut tidak dapat disebut sebagai manifestasi karena ketidakmampuan pemerintah untuk mengelola sumber pembiayaan pembangunan, namun hal ini semata-mata hanya untuk menutupi kekurangan dalam pembiayaan pembangunan (Dewi & Sefarita, 2018). Selain itu juga, penerbitan obligasi dapat memberikan sinyal positif tentang makin besarnya kepercayaan investor asing pada instrumen surat utang yang diterbitkan pemerintah. Adanya kepercayaan asing pada surat-surat berharga tersebut dapat memicu pemerintah untuk lebih mengoptimalkan fungsi investasi asing pada surat utang negara dalam membiayai pemulihan ekonomi terutama pada era pandemi Covid-19 (Nuralia & Andrianto, 2021).

Pada Gambar 1, pergerakan *yield* obligasi pemerintah Indonesia selalu mengalami pergerakan secara fluktuatif dari awal tahun 2015 hingga akhir tahun 2022. Perubahan *yield* obligasi pemerintah disebabkan oleh beberapa faktor yang mempengaruhinya (Pardomuan & Hary 2017). Pergerakan *yield* obligasi pemerintah Indonesia seperti pada Gambar 1 menjadi inspirasi yang kuat untuk melakukan penelitian tentang pengaruh variabel makroekonomi terhadap *yield* obligasi pemerintah Indonesia.

Gambar 1.
Pergerakan *Yield* Obligasi Pemerintah Tenor 10 Tahun



Sumber: Bloomberg

Yield merupakan acuan kepada investor obligasi mengenai besarnya keuntungan yang akan diterima atas dana yang telah diinvestasikan. Salah satu ukuran *yield* yang paling sering digunakan investor dalam berinvestasi yaitu *yield to maturity*. *Yield to Maturity* dapat didefinisikan sebagai tingkat *return* majemuk yang akan diterima investor jika membeli obligasi pada harga pasar saat ini dan menahan obligasi tersebut hingga jatuh tempo (Jogiyanto, 2013).

Besarnya *yield* obligasi tidak hanya dipengaruhi oleh karakteristiknya saja. Melainkan masih banyak faktor lain yang berpengaruh terhadap besarnya *yield* yang akan diperoleh dari investasi obligasi. Faktor yang paling berpengaruh terhadap *yield* obligasi adalah faktor fundamental makroekonomi yang terdiri dari inflasi, nilai tukar, kurs, harga minyak dunia dan masih banyak lagi. Kondisi makroekonomi global dan domestik dapat menjadi acuan dalam mengetahui *yield* obligasi pemerintah. Menurut (Jurkšas & Kropienė, 2014), di dalam negara *emerging market* risiko yang timbul akibat pergerakan makroekonomi merupakan faktor kunci atau penentu terhadap kondisi perekonomian suatu negara sehingga dapat menciptakan krisis ekonomi seperti yang terjadi di negara-negara Asia pada tahun 1997.

Suku bunga bank yang ditetapkan oleh Bank Indonesia kepada masyarakat merupakan acuan bagi investor untuk berinvestasi pada aset tetap. Araújo and Cajueiro (2013) menyatakan bahwa investasi dalam bentuk deposito ataupun Sertifikat Bank Indonesia (SBI) merupakan investasi yang menghasilkan bunga bebas risiko sehingga pengelolaannya mudah dan cenderung aman. Sementara, investasi dalam obligasi mengandung berbagai risiko dalam pengelolaannya seperti

risiko kerugian kehilangan kesempatan investasi yang lebih menguntungkan (*opportunity cost*), adanya kegagalan pelunasan pokok ataupun macetnya pembayaran kupon obligasi.

Tingkat imbal hasil pada obligasi diharapkan lebih besar dibandingkan dengan tingkat suku bunga bank karena adanya risiko yang melekat pada obligasi. Investor sebelum berinvestasi dalam bentuk obligasi selalu membandingkan dengan besarnya tingkat suku bunga deposito supaya investor mendapatkan imbal hasil yang maksimal pada obligasi tersebut. Perubahan *yield* obligasi searah atau positif dengan suku bunga deposito maupun sertifikat Bank Indonesia (Araújo and Cajueiro, 2013). Ketika tingkat suku bunga naik maka *yield* obligasi juga akan meningkat, karena apabila imbal hasil obligasi tidak naik maka investor akan lebih memilih pada deposito sehingga obligasi tidak menarik buat investor.

Faktor lain yang juga mempengaruhi *yield* obligasi adalah nilai tukar rupiah terhadap dolar AS atau sering disebut juga dengan kurs. Kurs merupakan harga mata uang suatu negara terhadap mata uang negara asing lainnya. Dalam pendekatan moneter, nilai tukar mata uang didefinisikan sebagai harga di mana mata uang asing diperjualbelikan terhadap mata uang domestik dan harga tersebut berhubungan dengan penawaran dan permintaan uang (Caporale, Menla Ali et al. 2015).

Gadanecz et al. (2014) mengemukakan beberapa alasan mengapa risiko nilai tukar merupakan salah satu faktor yang sangat berpengaruh pada tingkat imbal hasil obligasi domestik suatu negara. Pertama, investor asing terpapar risiko turunnya nilai investasi mereka di surat utang akibat terdepresiasi mata uang lokal. Imbal hasil akan meningkat sejalan dengan melemahnya nilai tukar (memiliki hubungan yang positif). Dengan demikian, ekspektasi atas naik atau turunnya nilai mata uang suatu negara akan berpengaruh terhadap tingkat imbal hasil yang diminta. Kedua, terjadinya ketidaksesuaian mata uang (*currency mismatches*) dalam jumlah besar di neraca perusahaan swasta dan perbankan di negara *emerging markets* akan meningkatkan risiko gagal bayar obligasi negara yang akan direspon dengan meningkatnya premi risiko yang diminta investor. Ketiga, persepsi atas risiko nilai tukar dapat mengurangi likuiditas valas dan pasar obligasi domestik di negara *emerging markets*. Hal ini dapat terjadi apabila depresiasi mata uang lokal yang di luar ekspektasi akan mendorong investor asing untuk melepas kepemilikan mereka atas aset-aset dalam mata uang domestik, seperti obligasi dan saham, yang pada akhirnya akan mengurangi likuiditas dan meningkatkan tingkat imbal hasil yang diminta investor.

Sebuah studi yang dilakukan oleh Miyajima et al. (2012) menyimpulkan bahwa tingkat imbal hasil *US Treasury* merupakan salah satu faktor dominan yang membentuk *yield* surat utang domestik di berbagai negara berkembang, khususnya dalam periode pelonggaran kebijakan moneter (*quantitative easing*) yang dilakukan oleh Bank Sentral negara-negara maju sebagai respon krisis ekonomi global 2008-2009. Kebijakan stimulus melalui pembelian surat utang dan aset keuangan lain yang diterbitkan pemerintah dan lembaga komersial oleh bank sentral di negara

maju pada periode tersebut mendorong turunnya imbal hasil surat utang negara, termasuk *US Treasury* di Amerika Serikat. Turunnya tingkat imbal hasil di negara maju tersebut mendorong investor untuk berinvestasi pada aset-aset di negara berkembang yang memiliki *yield* relatif tinggi. Hal ini pada akhirnya turut berkontribusi pada penurunan tingkat imbal hasil surat utang negara berkembang, termasuk Indonesia. Namun demikian, Miyajima et al. juga mewaspadaikan *shock* yang mungkin ditimbulkan pada pasar keuangan negara berkembang apabila siklus *easing* tersebut berakhir.

Badan Penyelenggara Jaminan Sosial Ketenagakerjaan (BPJS Ketenagakerjaan) adalah badan hukum yang dibentuk untuk menyelenggarakan program Jaminan Kecelakaan Kerja, Jaminan Hari Tua, Jaminan Pensiun, dan Jaminan Kematian. BPJS Ketenagakerjaan memiliki tugas untuk mengelola aset Jaminan Sosial Ketenagakerjaan yang terdiri atas aset Dana Jaminan Sosial Ketenagakerjaan dan aset BPJS Ketenagakerjaan secara optimal dengan mempertimbangkan aspek likuiditas, solvabilitas, kehati-hatian, keamanan dana, dan hasil yang memadai.

Berdasarkan Pasal 1 angka 8 Peraturan Pemerintah Republik Indonesia Nomor 55 Tahun 2015 tentang Perubahan Atas Peraturan Pemerintah Nomor 99 Tahun 2013 tentang Pengelolaan Aset Jaminan Sosial Ketenagakerjaan, instrumen investasi dalam negeri yang dapat diinvestasikan oleh BPJS Ketenagakerjaan adalah salah satunya surat berharga yang diterbitkan Negara Republik Indonesia (SBN). Selain itu, berdasarkan Peraturan Otoritas Jasa Keuangan Nomor 1/POJK.05/2016 tentang Investasi Surat Berharga Negara Bagi Lembaga Jasa Keuangan Non-Bank mengatur BPJS Ketenagakerjaan dalam penempatan investasi pada Surat Berharga Negara yaitu wajib menempatkan investasi pada SBN sebesar paling rendah 50% dari seluruh jumlah investasi Dana Jaminan Sosial Ketenagakerjaan; dan paling rendah 30% dari seluruh jumlah investasi BPJS Ketenagakerjaan.

BPJS Ketenagakerjaan memiliki peran penting dalam pasar modal Indonesia khususnya pasar obligasi karena BPJS Ketenagakerjaan merupakan investor institusi dengan dana kelola investasi paling besar di Indonesia. Per 31 Maret 2023, kepemilikan BPJS Ketenagakerjaan di Surat Berharga Negara (SBN) sebesar Rp 434,14 triliun atau 67,44% dari total dana kelola investasi sebesar Rp 643,77 triliun. Dengan target dana kelola investasi Rp 1001 triliun di tahun 2026 yang didukung oleh potensi pertumbuhan kepesertaan BPJS Ketenagakerjaan maka diharapkan peran BPJS Ketenagakerjaan dalam pasar modal Indonesia semakin kuat guna mendukung stabilitas perekonomian nasional.

Studi empiris yang menjadi literatur mengenai pengaruh variabel makroekonomi dan kepemilikan investor telah dilakukan di berbagai negara baik di dalam maupun luar negeri. Hasil penelitian sebelumnya yang dilakukan di berbagai negara ditunjukkan pada Tabel 1.

Tabel 1.
Kajian Literatur Penelitian Terdahulu

No	Peneliti	Judul	Metode	Hasil
1	Sundoro (2018)	Pengaruh Faktor Makro Ekonomi, Faktor Likuiditas dan Faktor Eksternal Terhadap <i>Yield</i> Obligasi Pemerintah Indonesia	Metode: VECM Dependen: <i>Yield</i> Obligasi Independen: BI <i>Rate</i> , Inflasi, Jumlah uang beredar, IHSG, Tingkat suku bunga Eropa, Cadangan Devisa	BI <i>Rate</i> , CPI, M1, IHSG, CD dan ECB memengaruhi <i>yield</i> 10 tahun secara konstan positif. Variabel dengan kontribusi terbesar terhadap <i>yield</i> obligasi yaitu <i>yield</i> tenor 10 tahun itu sendiri
2	Sihombing (2014)	Determinan <i>Yield Curve</i> Surat Utang Negara (SUN)	Metode: <i>Vector Autoregressive</i> (VAR) Dependen: <i>Yield</i> SUN Independen: pertumbuhan ekonomi, inflasi, jumlah uang beredar, nilai tukar Rupiah, tingkat suku bunga dan indeks saham	Faktor makroekonomi seperti pertumbuhan ekonomi, inflasi, jumlah uang beredar, nilai tukar Rupiah, tingkat suku bunga dan indeks saham memengaruhi <i>yield</i> SUN
3	Purwadi (2017)	Pengaruh Variabel Fundamental Makroekonomi Terhadap <i>Yield</i> Obligasi (Studi Kasus Obligasi Pemerintah Tenor 1 Tahun, 5 Tahun dan 10 Tahun Periode 2010-2016)	Metode GARCH Dependen: <i>Yield</i> SUN Independen: inflasi, suku bunga, kurs, harga minyak	Semakin panjang umur obligasi maka variabel makroekonomi akan semakin berpengaruh terhadap <i>yield</i> obligasi
4	Sihombing dan Sindoro (2019)	Pengaruh Faktor Makroekonomi dan Likuiditas terhadap <i>Yield Curve</i> Obligasi Pemerintah Indonesia	Metode: <i>Vector Error Corection Model</i> (VECM) Dependen: <i>Yield</i> SUN Independen: tingkat bunga BI, inflasi, pertumbuhan ekonomi dan jumlah uang beredar dan kepemilikan asing	<ul style="list-style-type: none"> • Variabel makroekonomi (terdiri dari: tingkat bunga BI, inflasi, pertumbuhan ekonomi dan jumlah uang beredar) mempengaruhi <i>yield</i> obligasi pemerintah • Kepemilikan investor asing memberikan pengaruh positif terhadap <i>yield</i> obligasi
5	Artini et al (2013)	Pengaruh Faktor Ekonomi Makro, Keputusan Investasi dan Keputusan Pendanaan terhadap <i>Yield</i> Obligasi Korporasi di BEI	Metode: <i>Confirmatory Factor Analysis</i> dan Analisis Jalur (<i>Path Analysis</i>) Dependen: <i>yield</i> obligasi Independen: tingkat bunga BI, inflasi dan Nilai tukar	Faktor ekonomi makro berpengaruh positif dan signifikan terhadap <i>yield</i> obligasi.

Investor yang akan menginvestasikan uangnya pada instrumen obligasi sudah seharusnya memperhatikan imbal hasil obligasi atau sering disebut dengan *yield*. Karakteristik obligasi adalah semakin panjang umur obligasi, maka kemungkinan terjadinya berbagai risiko investasi sangatlah besar. Besarnya *yield* obligasi tidak hanya dipengaruhi oleh karakteristiknya saja. Melainkan masih banyak faktor lain yang berpengaruh terhadap besarnya *yield* yang akan kita peroleh dari investasi obligasi. Faktor yang paling berpengaruh terhadap *yield* obligasi adalah faktor fundamental makroekonomi yang terdiri dari inflasi, nilai tukar, kurs, harga minyak dunia dan masih banyak lagi. Hal ini diperkuat oleh penelitian terdahulu yaitu Sundoro (2018), Sihombing (2014), Purwadi (2017), Sihombing dan Sindoro (2019) dan Artini et al (2013).

Penelitian ini dilakukan dengan tujuan, pertama, menganalisis pengaruh faktor makroekonomi (terdiri dari: *US Treasury*, suku bunga BI, inflasi, nilai tukar rupiah terhadap USD dan CDS), Covid-19 dan Kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan terhadap *yield curve* obligasi pemerintah Indonesia. Kedua, menganalisis seberapa besar kontribusi variabel makroekonomi, Covid 19 dan kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan terhadap pergerakan *yield* obligasi pemerintah.

Metode

Penelitian ini dilakukan menggunakan jenis data sekunder bulanan (*monthly time series*) dari bulan Desember 2016 hingga Maret 2023 untuk variabel makroekonomi dan dan kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan. Sedangkan untuk data Covid-19 menggunakan *dummy variabel* bulanan dari bulan Desember 2019 hingga Maret 2023 berdasarkan sumber dari *World Health Organization* (WHO). Sumber data diperoleh berdasarkan informasi yang telah disusun dan dipublikasikan oleh instansi yang mempunyai wewenang untuk menerbitkan data tersebut sehingga data berasal dari sumber yang dipercaya. Data sekunder berasal dari Bank Indonesia, BPS, DJPPR dan Bloomberg. Secara umum data yang digunakan dalam penelitian ini dirangkum pada Tabel 2.

Tabel 2.
Nama Variabel, Simbol, Satuan dan Sumber Data

No	Nama Variabel	Simbol	Satuan	Sumber Data
1	<i>Yield</i> SUN 10 Yr	<i>Yield</i>	Persen	Bloomberg
2	Suku Bunga Bank Indonesia	BIR	Persen	Bank Indonesia
3	Kurs Rupiah terhadap USD	KURS	Rupiah	Bank Indonesia
4	Kepemilikan BPJS Ketenagakerjaan	BPJSTK	Triliun Rupiah	DJPPR
5	<i>US Treasury</i> 10 Yr	UST	Persen	Bloomberg
6	Covid-19	COV	Dummy	WHO

Metode analisis yang digunakan pada penelitian ini adalah model *Vector Auto Regression* (VAR) atau model *Vector Error Correction Model* (VECM). VAR digunakan jika data yang diperoleh adalah stasioner dan tidak terdapat kointegrasi, tetapi VECM digunakan jika data yang diperoleh kemudian diketahui tidak stasioner namun terdapat kointegrasi (Verbeek, 2000). Oleh karena itu untuk mengantisipasi kehilangan informasi dalam jangka panjang pada penelitian ini, model VECM akan digunakan jika semua data yang digunakan stasioner pada tingkat perbedaan pertama (*first difference*) dan memiliki hubungan kointegrasi.

Model VAR atau VECM digunakan dalam penelitian ini karena adanya alat-alat analisis seperti *Impulse Response Function* (IRF), yang digunakan untuk mengukur respon kondisi sekarang dan masa depan untuk setiap perubahan variabel atau *shock* variabel tertentu, dan *Forecast Error Variance Decomposition* (FEVD), yang digunakan untuk memperkirakan persentase kontribusi variansi masing-masing variabel terhadap perubahan variabel tertentu. Adapun persamaan VECM secara matematis ditunjukkan oleh persamaan berikut (Verbeek, 2000):

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

di mana:

- Γ : koefisien hubungan jangka pendek.
- β : koefisien hubungan jangka panjang.
- γ : kecepatan menuju keseimbangan (*speed adjustment*)
- Y_t : variabel-variabel *endogenous* yang digunakan dalam model.

Estimasi parameter model VAR/VECM merupakan pendugaan sementara parameter-parameter yang terdapat dalam suatu model. Salah satu metode yang dapat mengestimasi parameter model VAR adalah metode OLS. Tahapan untuk melakukan analisis VAR/VECM dapat dilakukan sebagai berikut.

- Uji Stasioneritas Data

Uji stasioneritas sangat penting dalam analisis *time series*. Pengujian stasioneritas ini dilakukan dengan menguji akar-akar unit, sebaliknya data yang stasioner tidak ada akar-akar unit. Greene (2008) menyatakan data yang tidak stasioner akan menghasilkan regresi lancung (*spurious regression*) yaitu regresi yang menggambarkan hubungan dua variabel atau lebih yang nampaknya signifikan secara statistik padahal kenyataannya tidak atau tidak sebesar regresi yang dihasilkan tersebut. Cara yang dapat digunakan untuk mengetahui kestasioneran data adalah pengujian akar-akar unit dengan metode Dickey-Fuller (DF). Misalkan model persamaan time series sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

di mana Δ merupakan perbedaan pertama (*first difference*), dan $\delta = 0$ dengan hipotesis alternatif $H_0: \delta < 0$. Model pengujian *unit root* yang digunakan dalam banyak penelitian adalah model uji Augmented Dickey Fuller (ADF). Model umum dari ADF adalah sebagai berikut:

$$\Delta y_t = k + \alpha y_{t-1} + c_1 \Delta y_{t-1} + c_2 \Delta y_{t-2} + \dots + c_p \Delta y_{t-p} + Trend + \varepsilon_t$$

Hipotesis yang diuji pada uji ADF adalah apakah $H_0: \delta = 0$. Jika nilai ADF statistiknya lebih kecil dari MacKinnon Critical Value maka hipotesis nol alternatifnya dengan kata lain dengan menolak H_0 berarti data stasioner. Solusi yang dapat dilakukan apabila data tidak stasioner pada uji ADF adalah dengan melakukan *difference non stationary processes*. Selain uji ADF ada pula uji Philips Perron (PP) yang digunakan jika data mengandung *structural break*. Untuk hipotesis maupun kriteria signifikansi sama dengan uji ADF.

Tes tersebut dilakukan untuk meningkatkan akurasi dari analisis apabila data yang diamati stasioner. Tes ini hanya merupakan pelengkap dari analisis VAR, karena tujuan dari analisis VAR adalah untuk menilai adanya hubungan timbal balik di antara variabel yang diamati. Hasil series stasioner akan berujung pada penggunaan VAR dengan metode standar. Sementara *series non stasioner* akan berimplikasi pada dua pilihan VAR, yaitu VAR dalam bentuk diferens atau VECM.

Keberadaan variabel non stasioner meningkatkan kemungkinan keberadaan hubungan kointegrasi antar variabel, maka pengujian kointegrasi diperlukan untuk mengetahui keberadaan hubungan tersebut. Pengujian kointegrasi sebaiknya tetap dilakukan pada data stasioner, mengingat terdapatnya kemungkinan kesalahan pengambilan kesimpulan pengujian *unit root* terkait dengan *the power of the test*.

- Penentuan Lag Optimal

Guna memperoleh panjang selang (lag) yang tepat, maka perlu dilakukan tiga bentuk pengujian secara bertahap. Pada tahap pertama akan dilihat panjang lag maksimum sistem VAR yang stabil. Stabilitas sistem VAR dilihat dari nilai *inverse roots* karakteristik AR polinomialnya. Sistem VAR dikatakan stabil jika seluruh *roots*-nya memiliki modulus lebih kecil dari satu dan semuanya terletak di dalam *unit circle* (Lutkepohl, 1991).

Pada tahap kedua, panjang lag optimal akan dicari dengan menggunakan kriteria informasi yang tersedia. Kandidat lag yang terpilih adalah panjang selang menurut kriteria *Akaike Information Criterion* (AIC) dan *Schwarz Information Criterion* (SC). Jika kriteria informasi hanya merujuk pada sebuah kandidat lag, maka kandidat tersebutlah yang optimal. Jika diperoleh lebih dari satu kandidat, maka yang dipilih adalah kriteria yang memberikan lag terpendek. Hal ini dimaksudkan untuk menyederhanakan model yang digunakan dalam

penelitian. Pemilihan lag optimal juga dapat dilakukan dengan melihat adj-R2 yang terbesar (Juanda dan Junaidi, 2012).

Penentuan lag optimal dalam analisis VAR sangat penting dilakukan karena dari variabel endogen dalam sistem persamaan akan digunakan sebagai variabel eksogen (Enders, 2010). Pengujian panjang lag optimal ini sangat berguna untuk menghilangkan masalah autokorelasi dalam sistem VAR. Penelitian ini menggunakan *Akaike Information Criterion* (AIC) untuk menentukan lag optimal. Pengujian dengan menggunakan AIC akan mengikuti persamaan sebagai berikut:

$$AIC = \log [\Sigma \epsilon^2 / N] + 2k / N$$

di mana $\Sigma \epsilon^2$ adalah jumlah residual kuadrat, sedangkan N dan k masing-masing merupakan jumlah sampel dan jumlah variabel yang beroperasi pada persamaan tersebut. Besarnya lag optimal ditentukan oleh lag yang memiliki nilai kriteria AIC yang terkecil.

- Uji Kestabilan Model VAR

Metode yang akan digunakan untuk melakukan analisis pengaruh sentimen investor terhadap *return* dan volatilitas saham adalah analisis *Impulse Response Functions* (IRF) dan analisis peramalan dekomposisi ragam galat (FEVD). Namun sebelum kedua analisis tersebut dapat digunakan maka sistem persamaan VAR yang telah terbentuk harus diuji stabilitasnya terlebih dahulu melalui *VAR stability condition check*. Uji stabilitas VAR dilakukan dengan menghitung akar-akar dari fungsi polynomial atau dikenal dengan *roots of characteristic polynomial*. Jika semua akar dari fungsi polynomial tersebut berada di dalam *unit circle* atau jika nilai absolut-nya < 1 maka model VAR tersebut dianggap stabil sehingga IRF dan FEVD yang dihasilkan dianggap valid.

- Uji Kointegrasi

Kointegrasi adalah suatu hubungan jangka panjang antara variabel-variabel yang meskipun secara individual tidak stasioner, tetapi kombinasi linier antara variabel tersebut dapat menjadi stasioner. Salah satu syarat agar tercapai keseimbangan jangka panjang adalah galat keseimbangan harus berfluktuasi sekitar nol. Dengan kata lain, *error term* harus menjadi sebuah *time series* yang stasioner.

Ada beberapa metode yang dapat digunakan untuk melakukan uji kointegrasi, seperti Engle-Granger Cointegration Test, Johansen Cointegration Test, dan Cointegration Regression Durbin-Watson Test. Suatu *data time series* dikatakan terintegrasi pada tingkat ke-d atau sering disebut I(d) jika data tersebut bersifat stasioner setelah pendiferensian sebanyak d kali. Uji kointegrasi Johansen dapat ditunjukkan oleh persamaan berikut:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Komponen dari vektor Y_t dapat dikatakan terkointegrasi bila ada vektor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ sehingga kombinasi linier βY_t bersifat stasioner. Vektor β disebut vektor kointegrasi. Rank kointegrasi pada vektor Y_t adalah banyaknya kointegrasi yang saling bebas, rank kointegrasi ini dapat diketahui melalui Uji Johansen.

Pengujian hubungan kointegrasi dilakukan dengan menggunakan lag optimal sesuai dengan pengujian sebelumnya. Sementara penentuan asumsi deterministik yang melandasi pembentukan persamaan kointegrasi didasarkan pada nilai kriteria informasi AIC. Berdasarkan asumsi tersebut akan diperoleh informasi mengenai banyaknya hubungan kointegrasi antar variabel sesuai dengan metode Trace dan Max.

- Analisis *Impulse Response Function* (IRF)

VAR merupakan metode yang akan menentukan sendiri struktur dinamisnya dari suatu model. Setelah melakukan uji VAR, diperlukan adanya metode yang dapat mencirikan struktur dinamis yang dihasilkan oleh VAR secara jelas. Tes ini dilakukan untuk menguji struktur dinamis dari sistem variabel dalam model yang diamati yang dicerminkan oleh variabel inovasi (*innovation variable*). Salah satu bentuk dari tes ini adalah *Impulse Response Function* (IRF).

IRF menunjukkan bagaimana respon dari setiap variabel endogen sepanjang waktu terhadap kejutan dari variabel itu sendiri dan variabel endogen lainnya. IRF dapat juga mengidentifikasi suatu kejutan pada satu variabel endogen sehingga dapat menentukan bagaimana suatu perubahan yang tidak diharapkan dalam variabel mempengaruhi variabel lainnya sepanjang waktu. Dengan demikian, IRF digunakan untuk melihat pengaruh kontemporer dari sebuah variabel independen jika mendapatkan guncangan atau inovasi dari variabel independen sebesar satu standar deviasi.

Hasil IRF tersebut sangat sensitif terhadap pengurutan (*ordering*) variabel yang digunakan dalam perhitungan. Pengurutan variabel yang didasarkan pada faktorisasi cholesky dilakukan dengan catatan variabel yang memiliki nilai prediksi terhadap variabel lain yang diletakkan di depan berdampingan satu sama lainnya. Sedangkan variabel yang tidak memiliki nilai prediksi terhadap variabel lain diletakkan paling belakang, kemudian variabel lainnya diletakkan di antara kedua variabel tersebut berdasarkan nilai matriks korelasi yang menyatakan tingkat korelasi paling besar.

Kebutuhan *ordering* ini bisa melalui kausalitas Granger, di mana urutan variabel didasarkan pada variabel yang paling banyak signifikan mempengaruhi variabel lain. Selain itu, IRF juga digunakan untuk mengetahui berapa lama pengaruh *shock* dari satu variabel terhadap variabel yang lain tersebut terjadi. IRF juga bertujuan untuk mengisolasi suatu

guncangan agar lebih spesifik, artinya variabel ekonomi hanya dipengaruhi oleh *shock* atau guncangan tertentu saja. Apabila hal tersebut tidak dilakukan maka *shock* spesifik tersebut tidak dapat diketahui dan yang dapat diketahui adalah *shock* secara umum.

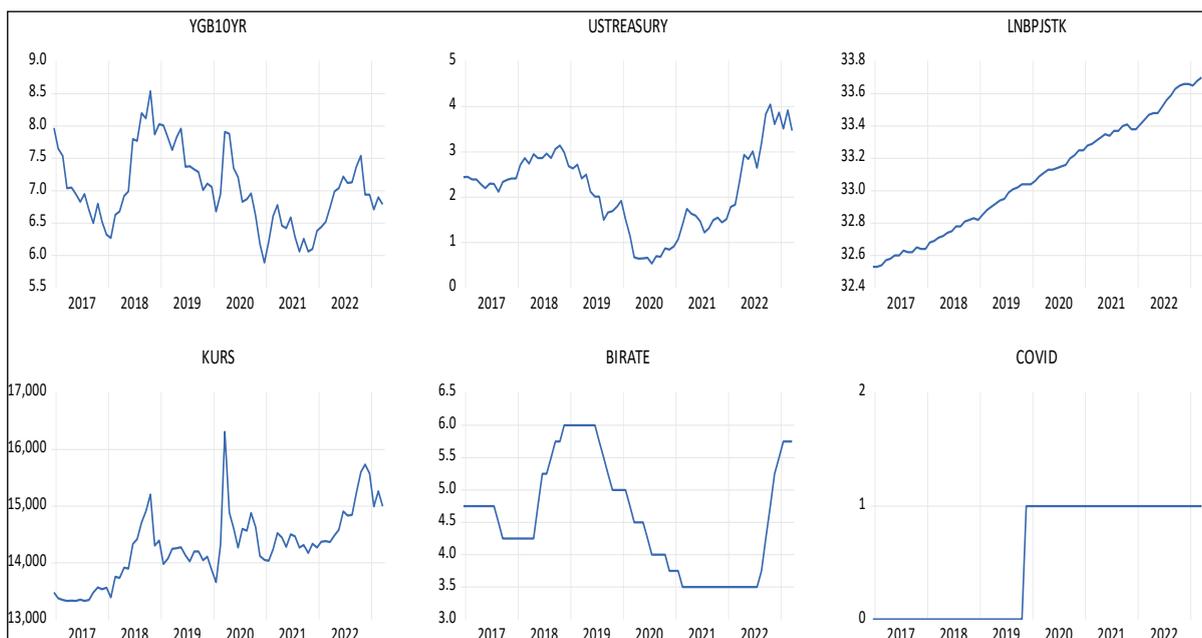
- *Forecast Error Variance Decomposition (FEVD)*

Forecast Error Variance Decomposition (FEVD) adalah metode yang dapat digunakan untuk melihat bagaimana perubahan dalam suatu variabel ditunjukkan oleh perubahan *variance error* yang dipengaruhi oleh variabel-variabel lainnya. Metode ini dapat melihat juga kekuatan dan kelemahan dari masing-masing variabel dalam mempengaruhi variabel lainnya pada kurun waktu yang panjang (*how long/how persistent*). Metode ini mengurai variasi dalam satu variabel endogen ke dalam komponen *shock* dari variabel endogen di dalam VAR.

Hasil dan Pembahasan

Dalam penelitian ini menggunakan 6 variabel yang terdiri dari 1 variabel dependen yaitu *yield* Obligasi Indonesia tenor 10 tahun (*Yield*) dan 5 variabel independen yaitu Suku Bunga Bank Indonesia (BIR), Kurs Rupiah terhadap USD (KURS), Kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan (BPJSTK) dan *Yield US Treasury* (UST). Pada Gambar 1 ditunjukkan pergerakan data setiap variabel dari bulan Desember 2016 hingga Maret 2023 yang mengalami fluktuatif yang disebabkan oleh kondisi perekonomian global dan domestik.

Gambar 1.
Pergerakan Data Variabel Makroekonomi



Yield obligasi Indonesia tenor 10 Tahun mengalami tren kenaikan tertinggi terjadi pada tahun 2018. Kenaikan *yield* obligasi di negara-negara Asia, termasuk Indonesia disebabkan oleh kenaikan *yield* obligasi Amerika Serikat (*US Treasury*). Membaiknya perekonomian Amerika Serikat yang mendorong menguatnya US Dollar terhadap mata uang dunia membuat investor meminta imbal hasil yang lebih tinggi agar keuntungan yang diperolehnya tidak tergerus oleh pelemahan mata uang domestik sehingga mendorong kenaikan *yield* surat utang di kawasan Asia.

Selama semester I tahun 2018, *yield* surat utang Negara Indonesia naik 157,8 bps menjadi 7,9%. Angka ini merupakan yang tertinggi dibanding kenaikan obligasi negara-negara di kawasan Asia. Kenaikan tertinggi kedua dicatat obligasi Pemerintah Filipina, yakni sebesar 71,1 bps menjadi 6,41% dan ketiga Singapura sebesar 54,5 bps menjadi 2,26%. Imbal hasil obligasi Pemerintah AS (*Treasury Bill*) sendiri naik 43,1 bps menjadi 2,84%.

Terjadinya defisit neraca transaksi berjalan dan neraca perdagangan membuat nilai tukar rupiah mengalami depresiasi 5,72% terhadap dolar AS selama semester I tahun 2018. Imbasnya, imbal hasil obligasi Pemerintah mengalami kenaikan tertinggi seiring meningkatnya persepsi risiko investasi. Sebagai informasi, sepanjang paruh pertama tahun ini risiko gagal bayar surat utang Pemerintah Indonesia (*Credit Default Swap/CDS*) telah naik 65,75 poin (42,71%) ke level 219,68 dari posisi akhir tahun lalu di 153,953.

Sebelum menganalisis data menggunakan model VAR/VECM terlebih dahulu dilakukan uji stasioneritas data. Pengujian stasioneritas data digunakan untuk melihat kestasioneran suatu variabel dalam penelitian. Pengujian stasioneritas data pada penelitian ini menggunakan uji Augmented Dickey-Fuller (ADF). Berdasarkan Tabel 3 dapat terlihat bahwa semua variabel yang digunakan dalam penelitian ini yaitu, *Yield* Obligasi Indonesia (*Yield*), Suku Bunga Bank Indonesia (BIR), Kurs Rupiah terhadap USD (KURS), Kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan (BPJSTK) dan *Yield US Treasury* (UST) tidak stasioner pada tingkat level. Hal ini dapat dilihat dari nilai *t-statistics* ADF yang lebih besar dibandingkan dengan nilai kritis MacKinnon pada taraf nyata 5%.

Tabel 3.
Hasil Uji Stasioneritas Data

Variabel	Level		First Difference	
	Nilai ADF	Keterangan	Nilai ADF	Keterangan
<i>Yield</i>	-2.463944	Tidak stasioner	-8.528375*	Stasioner
BIR	-1.654535	Tidak stasioner	-4.046264*	Stasioner
KURS	-2.722770	Tidak stasioner	-9.863621*	Stasioner
LnBPJSTK	0.724035	Tidak stasioner	-8.853097*	Stasioner
UST	-0.742856	Tidak stasioner	-7.978136*	Stasioner

Keterangan: nilai kritis McKinnon pada taraf nyata 5% = -2.900670

*stasioner pada taraf nyata 5%

Selanjutnya, dilakukan pengujian kembali stasioneritas dari setiap variabel dalam kondisi *first differences* dengan menggunakan Uji ADF, diperoleh bahwa setiap variabel yang akan digunakan dalam model penelitian ini sudah stasioner. Hal ini terlihat dari nilai *t-statistics* ADF semua variabel yang lebih kecil dibandingkan dengan nilai kritis MacKinnon pada taraf nyata 5%.

Setelah uji stasioneritas dilakukan uji selanjutnya yaitu uji lag optimal. Panjang lag optimal dapat dilihat dari beberapa alternatif kriteria yaitu Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Criteria (SC), dan Hannan Quinn (HQ), *Final Prediction Error* (FPE).

Tabel 4.
Uji Lag Optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-661.7317	NA	113.6029	18.92202	19.24071	19.04875
1	-243.7169	753.6042	0.001773*	7.851180*	8.966586*	8.294741*
2	-228.6527	25.03628	0.002377	8.131062	10.04319	8.891453
3	-216.4788	18.51804	0.003519	8.492360	11.20120	9.569581
4	-202.6087	19.14461	0.005102	8.805879	12.31144	10.19993
5	-170.2122	40.15340*	0.004558	8.597527	12.89981	10.30841

Keterangan: *menunjukkan lag order yang dipilih oleh kriteria

Tabel 4 di atas menunjukkan kandidat lag optimal yang ditandai dengan tanda bintang. Berdasarkan semua alternatif dalam uji lag optimal maka yang dipilih lag yang dipilih mayoritas kriteria, dengan demikian lag optimal yang terpilih adalah lag 1.

Setelah dilakukan pengujian lag optimal pada sistem VAR yang digunakan, langkah selanjutnya adalah melakukan pengujian kestabilan dari sistem VAR pada lag optimal tersebut. (Arsana 2005) mengemukakan bahwa estimasi VAR stabil jika seluruh *roots*-nya memiliki modulus lebih kecil dari satu dan terletak di dalam unit *circle*-nya. Jika seandainya sistem VAR tidak stabil, hasil yang diperoleh, seperti IRF dan FEVD menjadi tidak valid. Setelah dilakukan pengujian stabilitas pada sistem VAR untuk model penelitian ini, maka dapat disimpulkan bahwa seluruh sistem VAR dalam penelitian ini bersifat stabil yang ditunjukkan oleh kisaran modulus sebesar 0,0039 – 0,9506 yang dapat dilihat pada Tabel 5.

Pengujian model VAR/VECM selanjutnya adalah uji Kointegrasi yang disajikan pada Tabel 6. Kointegrasi merupakan suatu hubungan jangka panjang antara variabel variabel yang meskipun secara individual tidak stasioner, tetapi kombinasi linier antara variabel tersebut dapat menjadi stasioner (Juanda dan Junaidi, 2012). Kointegrasi mengacu kepada sejumlah variabel yang terintegrasi pada derajat yang sama (Engel dan Granger 1987).

Tabel 5. Hasil Uji Stabilitas VAR

<i>Root</i>	<i>Modulus</i>
0.935759 + 0.167449i	0.950623
0.935759 - 0.167449i	0.950623
0.443606 - 0.836555i	0.946896
0.443606 + 0.836555i	0.946896
0.654269 - 0.657325i	0.92744
0.654269 + 0.657325i	0.92744
0.858086 + 0.338886i	0.922581
0.858086 - 0.338886i	0.922581
0.336133 + 0.853321i	0.917138
0.336133 - 0.853321i	0.917138
-0.916605	0.916605
-0.697409 - 0.591313i	0.914347
-0.697409 + 0.591313i	0.914347
-0.492190 - 0.770369i	0.914177
-0.492190 + 0.770369i	0.914177
0.049409 - 0.897866i	0.899224
0.049409 + 0.897866i	0.899224
-0.292191 + 0.843438i	0.892616
-0.292191 - 0.843438i	0.892616
-0.049966 + 0.870934i	0.872366
-0.049966 - 0.870934i	0.872366
-0.869566	0.869566
-0.591054 - 0.616008i	0.853704
-0.591054 + 0.616008i	0.853704
-0.802599 - 0.251533i	0.841091
-0.802599 + 0.251533i	0.841091
0.579417 - 0.586900i	0.824728
0.579417 + 0.586900i	0.824728
0.748532 - 0.305941i	0.80864
0.748532 + 0.305941i	0.80864
-0.150029 + 0.718145i	0.733649
-0.150029 - 0.718145i	0.733649
-0.616308 + 0.165806i	0.638222
-0.616308 - 0.165806i	0.638222
0.003891	0.003891

No root lies outside the unit circle. VAR satisfies the stability condition

Tabel 6.
Hasil Uji Kointegrasi

Jumlah Persamaan Kointegrasi	Trace Statistic	Nilai Kritis Trace Statistic (5%)	Max-Eigen Statistic	Nilai Kritis Max-Eigen Statistic (5%)
None	96.42425*	88.80380	35.78918	38.33101
At most 1	60.63507	63.87610	21.79308	32.11832
At most 2	38.84199	42.91525	16.99186	25.82321

Keterangan: *nyata pada taraf nyata 5%

Berdasarkan Tabel 6 dapat dilihat bahwa nilai *trace statistic* memiliki nilai yang lebih besar dari nilai kritis 5% pada setidaknya satu persamaan, jika salah satu nilai *trace statistic* atau *max-eigen statistic* lebih besar dari nilai kritis maka dapat disimpulkan ada hubungan kointegrasi yang artinya bahwa terdapat hubungan kointegrasi jangka panjang.

Selanjutnya setelah semua uji sudah dilakukan maka akan dilakukan estimasi *Vector Error Correction Model* (VECM) untuk melihat hubungan jangka pendek dan jangka panjang antara variabel dependen dengan variabel independen. Variabel yang ditetapkan sebagai variabel dependen dalam penelitian ini adalah *Yield* Obligasi Indonesia (*Yield*). Sedangkan untuk variabel independen adalah Suku Bunga Bank Indonesia (BIR), Kurs Rupiah terhadap USD (KURS), Kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan (BPJSTK) dan *Yield US Treasury* (UST). Hasil estimasi *Vector Error Correction Model* (VECM) memperlihatkan hubungan dari pengaruh variabel-variabel makroekonomi terhadap variabel *yield* obligasi SBN 10 Yr dalam jangka panjang dan jangka pendek yang disajikan pada Tabel 7.

Tabel 7.
Hasil Estimasi Vector Error Correction Model (VECM) untuk Yield SBN

Variabel	Koefisien	t-Statistic
Jangka Pendek		
ECT(-1)	-0.09253	-3.19324*
D(YIELD(-1))	-0.16986	-1.25008
D(BIR(-1))	0.452714	2.04179*
D(KURS(-1))	0.000287	2.59772*
D(LNBPJSTK(-1))	3.847528	1.73481
D(UST(-1))	0.414836	3.00102*
D(COV)	-0.31786	-2.60937*
Jangka Panjang		
YIELD(-1)	1.000000	-
BIR(-1)	-1.426954	-4.65666*
KURS(-1)	0.001197	2.11882*
LNBPJSTK(-1)	24.27267	3.08702*
UST (-1)	1.272282	4.24583*
COV	-0.412885	-3.32370*

*Signifikan pada taraf nyata 5%

Berdasarkan Tabel 7, hasil dari model VECM yaitu koefisien persamaan kointegrasi (ECT) adalah $-0,093$ atau dengan kata lain, koefisien ECT bertanda negatif. Selain itu, berdasarkan hasil pengolahan data, diperoleh bahwa nilai *t-statistic* untuk ECT bernilai signifikan pada taraf nyata 5%. Dengan demikian, koefisien ECT pada model VECM merupakan koefisien yang signifikan dan bertanda negatif. Ini berarti bahwa, terdapat hubungan kausalitas jangka panjang (*long-run causality*) dari variabel makroekonomi terhadap tingkat *Yield SBN 10 Yr*.

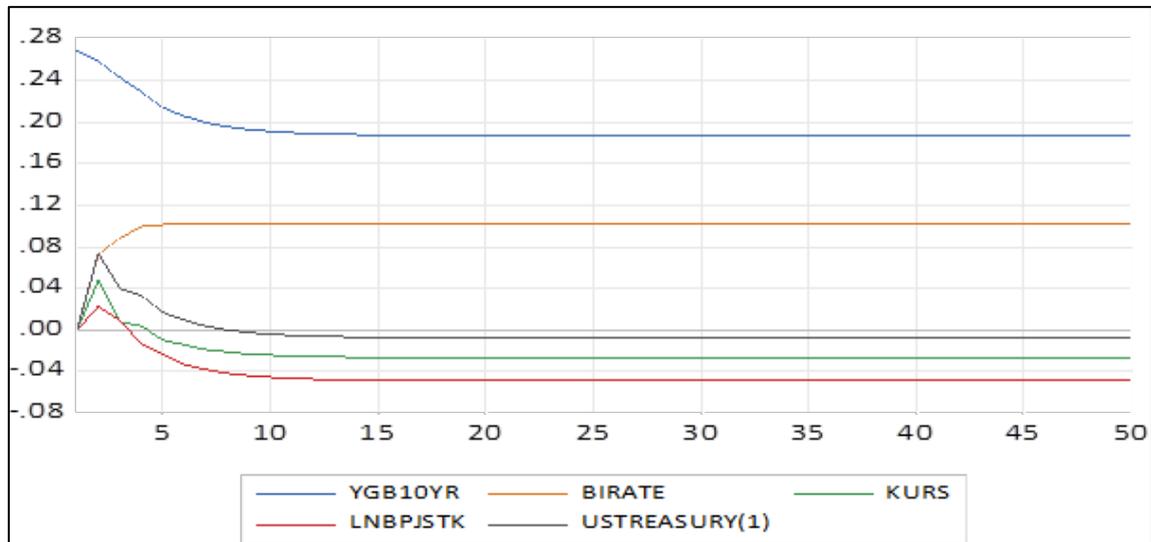
Hasil dari model VECM sesuai dengan Tabel 7 menunjukkan bahwa dalam jangka pendek maupun jangka panjang variabel *BI Rate (BIR)*, nilai tukar (*KURS*), *US Treasury* dan Covid-19 Kepemilikan BPJS Ketenagakerjaan terhadap SBN mempunyai pengaruh signifikan terhadap *Yield SBN 10 Yr*. Hasil ini memperkuat dengan hasil penelitian (Araújo and Cajueiro 2013) bahwa perubahan *yield* obligasi dipengaruhi dengan suku bunga Bank Indonesia. Gadanez et al. (2014) menyatakan bahwa imbal hasil yang diharapkan akan meningkat sejalan dengan pengaruh melemahnya nilai tukar. Selain itu, *yield US Treasury* berpengaruh signifikan terhadap *yield* obligasi SBN Indonesia yang sejalan dengan Miyajima et al. (2012) yang menyimpulkan bahwa tingkat imbal hasil *US Treasury* merupakan salah satu faktor dominan yang membentuk *yield* surat utang domestik di berbagai negara berkembang termasuk Indonesia. Covid-19 berpengaruh signifikan terhadap *yield* obligasi SBN Indonesia yang lebih disebabkan oleh dampak Covid-19 terhadap perekonomian dan membuat ketidakpastian serta gejolak pasar keuangan global. (Baker et al. 2020a)

Kepemilikan BPJS Ketenagakerjaan atas SBN Indonesia berpengaruh tidak signifikan secara jangka pendek namun berpengaruh signifikan secara jangka panjang. Hal ini disebabkan oleh kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan memiliki porsi jauh lebih kecil jika dibandingkan oleh Perbankan dan BI yang mencapai 50% lebih sehingga secara jangka pendek BI dan Perbankan menjadi penggerak *yield* SBN. Namun secara jangka panjang dengan potensi dana kelola yang terus tumbuh maka kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan dapat berdampak signifikan terhadap *Yield SBN*.

Selanjutnya untuk menjawab tujuan ke-2 dalam penelitian ini adalah menganalisis seberapa besar kontribusi variabel makroekonomi, Covid-19 dan kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan terhadap pergerakan *yield* obligasi pemerintah yang dilakukan dengan menggunakan analisis IRF dan FEVD yang tersaji pada Gambar 2 dan Gambar 3.

IRF dapat mengidentifikasi suatu guncangan pada satu variabel endogen sehingga dapat menentukan bagaimana suatu perubahan yang tidak diharapkan dalam variabel mempengaruhi variabel lainnya sepanjang waktu. Dengan demikian, IRF digunakan untuk melihat pengaruh kontemporer dari sebuah variabel independen jika mendapatkan guncangan atau inovasi dari variabel independen sebesar satu standar deviasi.

Gambar 2.
Respons *Yield* SBN berdasarkan hasil uji IRF



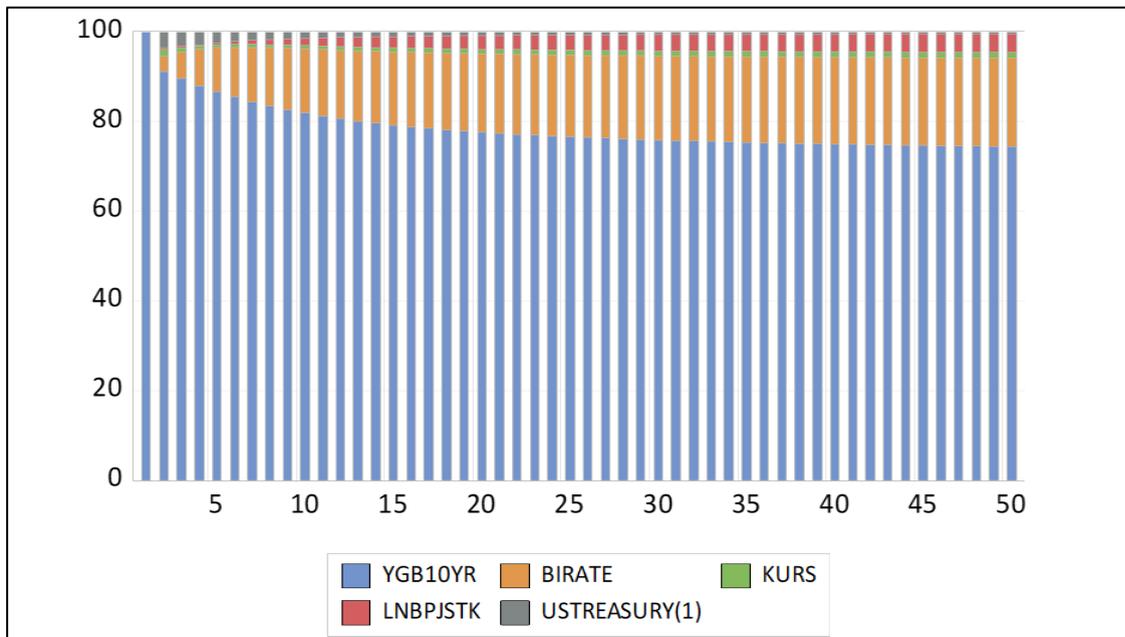
Berdasarkan hasil uji IRF pada Gambar 2, guncangan *Yield* SBN dan *BI Rate* sebesar 1 standar deviasi dapat direspon positif oleh *Yield* SBN Indonesia dari awal periode sampai jangka panjang. Di mana hal ini sesuai dengan teori dari (Jurkšas & Kropienė, 2014), pada saat tingkat bunga sedang naik maka harga obligasi pemerintah akan turun karena tingkat keuntungan yang diharapkan (*expected return*) juga turut naik atau dapat dikatakan *yield* juga sedang naik. Sementara itu jika terjadi guncangan pada *US Treasury*, Kurs dan Kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan sebesar 1 standar deviasi direspon positif pada awal periode namun seiring berjalannya waktu respon *Yield* SBN berubah menjadi negatif hingga akhir periode pengamatan.

Setelah menganalisis guncangan menggunakan metode IRF selanjutnya dilakukan analisis menggunakan simulasi FEVD dari setiap variabel *yield curve* pada penulisan ini diproyeksikan selama 50 horizon waktu. Peramalan dengan menggunakan dekomposisi varian memberikan informasi mengenai berapa persen peran atau kontribusi masing-masing variabel yang digunakan di dalam model terhadap variabilitas variabel tertentu (Gambar 3).

Berdasarkan hasil uji FEVD pada Gambar 3, Pada periode awal, variabel *Yield* SBN itu sendiri memberikan respon terbesar dengan kontribusi sebesar 100% seperti yang terlihat pada periode berikutnya, kontribusi *Yield* SBN cenderung menurun dan bergerak relatif konstan sebesar 74% variabel-variabel lain seperti *BI Rate*, Kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan, Kurs dan *US Treasury* mulai periode ke-2 sampai seterusnya justru memberikan kontribusi cenderung meningkat dan bergerak relatif konstan berturut-turut pada kisaran 20%, 4%, 1% dan 1%. Jika

diurutkan, variabel-variabel yang memberikan kontribusi terbesar terhadap pergerakan *Yield* SBN hingga akhir pengamatan adalah *Yield* SBN itu sendiri, BIR, BPJSTK, Kurs dan UST.

Gambar 3.
Hasil *Variance Decomposition* untuk *Yield* SBN



Kesimpulan

Seluruh variabel makroekonomi (terdiri dari: tingkat bunga BI, Kurs, *US Treasury*) dan Covid-19 mempengaruhi *Yield* SBN Indonesia secara jangka pendek dan jangka panjang. Kepemilikan BPJS Ketenagakerjaan atas SBN Indonesia berpengaruh tidak signifikan secara jangka pendek namun berpengaruh signifikan secara jangka panjang. Hal ini disebabkan oleh kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan memiliki porsi jauh lebih kecil jika dibandingkan oleh Perbankan dan BI yang mencapai 50% lebih sehingga secara jangka pendek BI dan Perbankan menjadi penggerak utama untuk *yield* SBN. Namun secara jangka panjang dengan potensi dana kelola yang terus tumbuh maka kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan dapat berdampak signifikan terhadap *Yield* SBN.

Guncangan terhadap *Yield* SBN dan BI Rate sebesar 1 standar deviasi dapat direspon positif oleh *Yield* SBN Indonesia dari awal periode sampai jangka panjang. Sementara itu jika terjadi guncangan pada *US Treasury*, Kurs dan Kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan sebesar 1 standar deviasi direspon positif pada awal periode namun seiring berjalannya waktu respon *Yield* SBN berubah menjadi negatif hingga akhir periode pengamatan. Selanjutnya jika dilihat variabel-variabel yang memberikan kontribusi terbesar terhadap pergerakan *Yield* SBN hingga akhir pengamatan adalah *yield* SBN itu sendiri, BIR, BPJSTK, Kurs dan UST.

Saran

Dari hasil penelitian ini dapat menggambarkan *Yield* SBN itu sendiri memberikan kontribusi terbesar terhadap pergerakan *Yield* SBN. Bagi Kementerian Keuangan dalam hal ini Direktorat Jenderal Pengelolaan Pembiayaan dan Risiko (DJPPR) sebaiknya dalam menentukan kupon obligasi harus *fairness* sehingga *yield* yang ditawarkan ke investor menjadi menarik yang berdampak terhadap *demand* obligasi yang tinggi. Selain itu, kebijakan BI dalam menentukan BI *Rate* juga memberikan kontribusi cukup besar dalam pergerakan *yield* obligasi sehingga BI diharapkan sesuai dengan segala wewenang yang melekat pada BI untuk menstabilkan inflasi dan nilai tukar sehingga *Yield* SBN juga akan cenderung stabil.

Investor obligasi pemerintah seperti BPJS Ketenagakerjaan agar dapat mengoptimalkan keuntungan atas investasinya dalam merespon aktif fluktuasi harga obligasi di pasar terlebih porsi penempatan portofolio investasi BPJS Ketenagakerjaan di instrumen obligasi memiliki porsi terbesar. Selain itu, kepemilikan SBN oleh BPJS Ketenagakerjaan relatif paling besar jika dibandingkan kepemilikan SBN oleh institusi-institusi lain seperti Dapen dan Asuransi. Oleh karena itu, dengan kepemilikan SBN yang sangat besar, BPJS Ketenagakerjaan diharapkan mampu menjadi *market maker* di pasar obligasi sehingga mendapatkan *return* yang optimal yang berpengaruh terhadap peningkatan imbal hasil yang diberikan kepada peserta agar peserta lebih sejahtera.

Daftar Pustaka

- Araújo RC, Cajueiro DO. 2013. Combining term structure of interest rate forecasts: *The Brazilian case. Economia*. 14(2): 102-121.
- Arsana IGP. 2005. Vector Auto Regressive. Laboratorium Komputasi Ilmu Ekonomi FEUI, Universitas Indonesia, Depok
- Baker SR, Bloom N, Davis SJ, Terry SJ. 2020. Covid-Induced Economic Uncertainty. *National Bureau Of Economic Research*: 26983.
- Caporale GM, Faek MA, Nicola S. 2015. Exchange rate uncertainty and international portfolio flows: A multivariate GARCH-in-mean approach. *Journal of International Money and Finance, Elsevier*, 54(C): 70-92.
- Dewi CIK, Seftarita C. 2018. Pengaruh Surat Utang Negara Terhadap PDB Dan Inflasi di Indonesia. *JIM Ekonomi Pembangunan Fakultas Ekonomi Dan Bisnis Unsyiah*, 3(3), 391-98.
- Enders W. 2010. Applied Econometric Time Series. 3rd ed. New York (US): Wiley.

- Engle RF, Granger CWJ. 1987. Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*. 55: 251-276.
- Gadanecz B, Miyajima K, Shu C. 2014. Exchange rate risk and local currency sovereign bond yields in emerging markets. *Bank of International Settlements Working Paper No. 474*.
- Greene WH. 2008. *Econometric Analysis*. 6th ed. New Jersey (US): Pearson Education.
- Jogiyanto. 2013. *Teori Portofolio dan Analisis Investasi*. BPFE: Yogyakarta.
- Juanda B, Junaidi. 2012. *Ekonometrika Deret Waktu: Teori dan Aplikasi*. Bogor (ID): Penerbit IPB.
- Jurkšas L, Kropienė R. 2014. Macroeconomic determinants of Lithuanian Government Security Prices. *Ekonomika*. 93(4): 7-23.
- Lutkepohl H. 1991. *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin (DE): Springer-Verlag.
- Miyajima K, Mohanty MS, Chan T. 2012. Emerging market local currency bonds: diversification and stability. *BIS Working Papers No. 391*.
- Nuralia N, Andrianto N. 2021. Dominasi Peran Pemerintah Dalam Pertumbuhan Ekonomi Nasional Di Masa Covid-19. *Majalah Hukum Nasional*. 51(1): 95-106.
- Sihombing P, Sundoro HS. 2017. Pengaruh Faktor Makroekonomi Dan Likuiditas Terhadap Yield Curve Obligasi Pemerintah Indonesia. *Media Ekonomi* 25(2):117-132.
- Verbeek M. 2000. *A Guide to Modern Econometrics*. New York (US): Wiley