

ANALISIS KOINTEGRASI DAN KAUSALITAS ENGEL GRANGER TINGKAT SUHU BUNGA SIMPANAN, PERUBAHAN NILAI TUKAR RP/USD DAN RETURN PASAR SAHAM DI BURSA EFEK INDONESIA

¹Edi Pranyoto

Program Studi Manajemen, Fakultas Bisnis dan Ekonomi, Institute Informatika dan
Bisnis Darmajaya
Jl. Z.A. Pagar Alam No. 93 Labuhan Ratu – Bandar Lampung – Indonesia 35142
email: edipranyoto@gmail.com

ABSTRACT

The Engel Granger Test is a method to indicate the possibility of a short-term and long-term relationship between economic variables as required by economic theory. In the concept of cointegration, two variables non-stationary will be cointegrated when the combination is linear as well. The purpose of this study is to apply the test cointegration and test of Engel Granger causality to see whether there is a relationship of short-term and long-term interest rate, exchange rate, and stock market returns in Indonesia Stock Exchange before and after crisis Monetary Indonesia. This research used time series data of interest rate, exchange rate, and stock market return. The result showed that there is long-term equilibrium relationship between stock return variables, interest rates and exchange rate on the Indonesia Stock Exchange. The stock return has a short-term and long-term impact on the exchange rate in the Indonesian capital market. The development of the exchange rate before economic crisis of 1993-1997 showed a relatively stable condition. However, since the end of 1997 until the year 2015 showed a relatively unstable condition, increased and decreased. Similarly, the development of stock returns and savings interest rates increased and decreased over time. In other words the movement of these three data indicates high volatility, making it difficult to predict the movement of these variables.

Keywords: cointegration, causality of engel granger, time series, interest rate, exchange rate, and stock market return

ABSTRAK

Uji Kointegrasi dan kausalitas Engel Granger merupakan metode untuk mengindikasikan kemungkinan adanya hubungan keseimbangan jangka pendek dan jangka panjang antara variabel-variabel ekonomi seperti yang disyaratkan oleh teori ekonomi. Dalam konsep kointegrasi, dua variabel tidak stasioner akan terkointegrasi bila kombinasinya juga linier. Tujuan penelitian ini adalah untuk menerapkan uji kointegrasi dan uji kausalitas Engel Granger untuk melihat apakah terdapat hubungan keseimbangan jangka pendek dan jangka panjang data runtun waktu tingkat suku bunga simpanan, perubahan nilai tukar Rp/USD dan return pasar saham di Bursa Efek Indonesia sebelum dan sesudah krisis moneter Indonesia. Penelitian ini akan menggunakan data runtun waktu tingkat suku bunga simpanan, perubahan nilai tukar Rp/USD dan return pasar saham dalam periode waktu bulanan. Berdasarkan hasil yang diperoleh dapat disimpulkan bahwa Hubungan ekuilibrium jangka panjang terjadi diantara variabel-variabel return saham, tingkat suku bunga simpanan dan kurs nilai tukar pada Bursa Efek Indonesia. Return saham memiliki dampak jangka pendek dan jangka panjang terhadap kurs nilai tukar di pasar modal Indonesia. Perkembangan kurs nilai tukar sebelum krisis ekonomi yakni tahun 1993-1997 menunjukkan kondisi yang relatif stabil. Namun sejak akhir tahun 1997 sampai dengan tahun 2015 menunjukkan kondisi yang relatif tidak stabil, mengalami kenaikan dan penurunan. Begitu pula perkembangan return saham dan tingkat suku bunga simpanan mengalami kenaikan dan penurunan dari waktu ke waktu. Dengan kata lain pergerakan ketiga data tersebut menunjukkan tingginya volatilitas, sehingga sulit untuk dilakukan prediksi pergerakan variabel tersebut.

Kata kunci : kointegrasi, kausalitas engel granger, runtun waktu, tingkat suku bunga simpanan, perubahan nilai tukar Rp/USD dan return pasar saham

1. PENDAHULUAN

Studi-studi empiris telah banyak dilakukan tentang pengaruh variabel makroekonomi dan keuangan terhadap return pasar modal, namun hingga kini belum ada konsensus tentang variable - variabel makroekonomi apa aja yang paling tepat untuk menjelaskan return pasar modal. Variabel makroekonomi yang paling sering digunakan sebagai variable penjelas adalah variable Produk Domestik Bruto, Tingkat Produksi Industri, Suku bunga, nilai tukar, neraca perdagangan, tingkat pengangguran, neraca fiscal dan lain-lain.

Salah satu variabel makroekonomi yaitu suku bunga memiliki korelasi negatif dengan return pasar modal. Semakin tinggi suku bunga, sebagai hasil dari kebijakan moneter, biasanya secara negative akan mempengaruhi return pasar modal. Hal ini dikarenakan suku bunga yang semakin tinggi akan mengurangi nilai ekuitas yang dijanjikan oleh model dividen yang didiskontokan, sehingga membuat surat berharga pendapatan tetap lebih menarik sebagai alternatif dari pada memegang saham, dapat mengurangi

kecenderungan investor untuk meminjam dan menginvestasikan dananya dalam bentuk saham dan meningkatkan biaya melakukan bisnis dan sehingga pada akhirnya akan mempengaruhi profit margin. Interaksi return pasar modal dan nilai tukar terjadi melalui perubahan pada investasi asing. Tingkat return investasi asing pada saham dikonversikan dari satu mata uang ke mata uang lainnya melalui perubahan nilai tukar spot. Ketika tingkat return mata uang yang terdepresiasi ditranslasikan ke dalam mata uang yang lebih kuat, tingkat return disesuaikan akan menurun. Sebaliknya, ketika tingkat return mata uang yang terapresiasi ditranslasikan ke dalam mata uang yang terdepresiasi, maka tingkat return disesuaikan akan meningkat. Portofolio investor asing memiliki perhatian terhadap timing konversi return mereka berdasarkan pergerakan nilai tukar. Investasi asing yang meningkat pada pasar modal suatu negara menyebabkan mata uang local terapresiasi begitu. Sebaliknya, penjualan saham suatu negara oleh investor asing menyebabkan arus modal asing masuk. Pada gilirannya, hal ini akan

membuat mata uang lokal terdepresiasi terhadap mata uang asing yang berhubungan. Gambaran hubungan antara saham dan pasar mata uang asing memiliki kemungkinan aliran kausalitas 2 arah (*bidirectional causality*). Ketika mata uang terdepresiasi dan berpengaruh sebaliknya secara tidak tentu terhadap return pasar modal, manajer investasi menyesuaikan kembali keputusan investasi pasar modalnya. Frank dan Young (1972) menguji hubungan antara nilai tukar dengan saham-saham perusahaan multinasional Amerika Serikat dan menyimpulkan bahwa terjadi pola reaksi harga saham yang tidak seragam terhadap nilai tukar. Sebaliknya, Ang dan Ghalib (1976) mempelajari pengaruh devaluasi Dollar Amerika Serikat terhadap 15 saham perusahaan multinasional selama bulan Agustus 1971 – Maret 1973 dan melaporkan bahwa pasar modal efisien dan harga saham menyesuaikan dengan cepat terhadap perubahan nilai tukar. Aggarwal (1981) mendalami bahwa nilai mengambang Dollar Amerika Serikat dan harga saham Amerika Serikat secara positif berkorelasi pada periode 1974-1978. Pada tahun 1987, Levy menguji dampak perubahan nilai eksternal Dollar

Amerika Serikat terhadap laba kotor perusahaan basis sektoral. Ia menemukan bahwa secara umum perubahan nilai tukar Dollar dapat berpengaruh secara berlawanan terhadap laba kotor perusahaan. Namun demikian, dampaknya bervariasi secara sektoral. Ia menyimpulkan bahwa perubahan nilai eksternal Dollar Amerika Serikat memiliki pengaruh yang besar terhadap laba bagi pabrikan produk yang telah lama dibandingkan dengan industri jasa tertentu. Sebaliknya, hubungan yang sangat lemah antara perubahan nilai tukar Dollar Amerika Serikat dan pasar modal ditemukan oleh Sonnen dan Hennigar pada tahun 1998 dan hubungan yang terjadi negative. Bahami dan Payesteh (1993) menyimpulkan bahwa terjadi hubungan kausal dua arah antara harga saham dan nilai tukar, paling tidak dalam jangka pendek, meskipun analisis kointegrasi tidak menggambarkan hubungan antar variable dalam jangka panjang. Namun demikian, studi yang dilakukan oleh Qiao (1997) melaporkan bahwa hubungan dua arah terjadi dalam harga saham dan nilai tukar pada pasar modal Tokyo.

Di Australia, Loudun (1993) mempelajari sensitivitas return saham dari sample perusahaan-perusahaan Australia dengan mengaitkannya dengan perubahan nilai indek perdagangan Dollar Australia selama bulan Januari 1984 – Desember 1989. Ia menemukan bahwa saham sumberdaya dan saham industry menanggapi fluktuasi Dollar Australia secara berbeda. Pada tahun 2000, Banny dan Enlaw menyelidiki hubungan antara nilai tukar Ringgit Malaysia dan harga saham di Kuala Lumpur Stock Exchange dengan menggunakan model indek tunggal dan model indek berganda. Mereka mencatat bahwa hubungan antara nilai tukar dan harga saham di KLSE adalah negative.

Fama (1981, 1990), Chen, Roll dan Ross (1986) dan Chen (1991) menguji hubungan antara variable makroekonomi dan harga saham dengan menggunakan data Amerika Serikat. Fama (1981) mencatat korelasi yang positif kuat antara return saham dan variable ekonomi riil, seperti belanja modal, produksi industry, PDB, penawaran uang, inflasi dan suku bunga. Chen, Roll dan Ross (1986) menemukan bahwa perubahan dalam produksi agregat, inflasi dan suku bunga

jangka pendek, premi risiko default dan premi risiko jatuh tempo merupakan faktor ekonomi yang menjelaskan perubahan harga saham. Smirlock dan Yawitz (1985) menyatakan bahwa perubahan suku bunga dapat mempengaruhi harga ekuitas melalui dua saluran, yaitu : dengan mempengaruhi arus kas mendatang yang diharapkan yang akan dikapitalisasi dan dengan meningkatkan ekspektasi arus kas mendatang. Secara khusus, mereka berpendapat bahwa peningkatan suku bunga menyebabkan harga saham turun dan sebaliknya. Lebih jauh lagi, mereka berpendapat bahwa jika tingkat kapitalisasi dan ekspektasi arus kas yang akan datang dipengaruhi oleh suku bunga dan pengaruh ini akan mempengaruhi harga ekuitas. Hardouvelis (1987) menyebut bahwa terjadi hubungan yang berlawanan antara harga saham dan perubahan suku bunga dan hal ini dapat dirasionalisasi dalam bentukkejutan supply uang. Reaksi positif (negative) harga saham (suku bunga) terhadap surprise supply uang dapat dijelaskan dengan 2 hipotesis, yaitu : hipotesis suku bunga riil dan hipotesis inflasi yang diharapkan. Elton dan Grubber (1988) menggunakan arbitrage pricing theory (APT) terhadap return dan

beberapa variable makroekonomi dan menunjukkan terjadinya hubungan yang positif antara harga saham dengan suku bunga jangka pendek.

Thorbecke dan Alami (1994) dan Jensen (1997) menunjukkan bahwa perubahan dalam dana federal mempengaruhi harga saham. Thorbecke (1997) menemukan bahwa perubahan tingkat dana federal berhubungan terbalik dengan harga saham dan kebijakan moneter mengaplikasikan pengaruh yang besar terhadap return saham. Chen et al (1999) menilai pengaruh perubahan tingkat diskonto terhadap volatilitas harga saham dan volume perdagangan. Mereka mendalami bahwa perubahan tingkat diskonto yang tidak diharapkan berkontribusi pada volatilitas dan volume perdagangan yang lebih besar. Ying Wu (2001) meneliti dampak variabel makro ekonomi terhadap Straits Times Industrial Index dengan mengelompokkan indikator makroekonomi ke dalam 2 kelompok: supply uang dan suku bunga. Ia mendokumentasikan bahwa supply uang tidak mencatat pengaruh dengan pola apapun terdapat STII, namun suku bunga memainkan peran yang signifikan

dalam menentukan STII terhadap investasi jangka panjang. Wing et al (2005) meneliti hubungan keseimbangan jangka panjang antara indek saham utama Singapura dan Amerika Serikat dengan menggunakan variabel makro ekonomi terpilih dengan data time series dari Januari 1982 hingga Desember 2002. Hasil uji kointegrasi menunjukkan bahwa harga saham Singapura umumnya menyajikan hubungan keseimbangan jangka panjang dengan suku bunga supply uang, namun hubungan yang demikian tidak terjadi di Amerika Serikat,

Berdasarkan fenomena tersebut, peneliti tertarik untuk melakukan penelitian di Indonesia, dengan harapan dapat memperoleh pengetahuan baru dari hasil penelitian ini. Studi ini menguji apakah terjadi hubungan dan pengaruh yang dinamis dari suku bunga dan perubahan nilai tukar Rp/USD terhadap return pasar saham di Bursa Efek Indonesia sebelum dan sesudah krisis moneter di Indonesia. Tujuan penelitian ini adalah untuk menerapkan uji kointegrasi dan uji kausalitas Engel Granger untuk melihat apakah terdapat hubungan keseimbangan jangka pendek dan

jangka panjang data runtun waktu tingkat suku bunga simpanan, perubahan nilai tukar Rp/USD dan return pasar saham di Bursa Efek Indonesia sebelum dan sesudah krisis moneter Indonesia. Pengolahan data dilakukan dengan menggunakan program *EViews versi 8*. Penelitian ini akan menggunakan data runtun waktu tingkat suku bunga simpanan, perubahan nilai tukar Rp/USD dan return pasar saham dalam periode waktu bulanan.

2. METODE PENELITIAN

Data Penelitian

Studi ini menggunakan data bulanan sejak Januari 1993 hingga Desember 2015. Penggunaan data bulanan dapat menghindari masalah perdagangan tipis dan batas harga pasar modal (Shen dan Wang, 1997).

Variabel yang digunakan

Variabel yang digunakan dalam perhitungan adalah data pasar saham yang diambil dari indeks harga saham gabungan (IHSG). Data suku bunga menggunakan data suku bunga simpanan berjangka Bank Pemerintah. Data nilai tukar mata uang Rupiah terhadap Dollar Amerika Serikat digunakan dengan melihat adanya dominasi transaksi internasional yang didominasi oleh

mata uang Dollar Amerika Serikat dan hubungan dan perdagangan ekonomi Indonesia yang berkembang dengan ekonomi Amerika Serikat. Data-data indeks harga saham gabungan bursa efek Indonesia dan nilai tukar Rp/US\$ diperoleh dari Pusat Data Bisnis dan Ekonomi (PDBE) Universitas Gadjah Mada. Data suku bunga diperoleh dari Bank Indonesia.

Metoda Analisis Data

Model Dasar

Model dasar persamaan estimasi dalam bentuk log linier adalah sebagai berikut :

$$\ln Y_t = \alpha + \beta \ln IR_t + \psi \ln EX_t + e_t \dots (1)$$

Keterangan:

$\ln Y_t$ = return pasar saham pada bulan t

$\ln IR_t$ = suku bunga pada bulan t

$\ln EX_t$ = tingkat bunga pada bulan t

e_t = error term

Model Vector Autoregression (VAR)

Dalam membangun sebuah model ekonometrika time series jika belum terjadi konsensus atau belum ada keyakinan berdasar hasil penelitian-penelitian sebelumnya, apakah suatu variabel merupakan variabel eksogen atau endogen, maka untuk

pembentukan modelnya sebaiknya memperlakukan semua variabel dalam model secara simetris. Model VAR dibangun dengan pertimbangan meminimalkan pendekatan teori dengan tujuan agar mampu menangkap fenomena ekonomi dengan baik. Dengan demikian, model VAR adalah bangunan model time series yang bersifat tidak teoritis. Persamaan model VAR dapat ditulis sebagai berikut:

$$Y_{2t} = \beta_{02} + \beta_{12} Y_{2t-1} + \dots + \beta_{n2} Y_{2t} - \\ p + \alpha_{12} Y_{1t-1} + \dots + \alpha_{n2} Y_{1t-p} + \gamma_{12} Y_{3t-1} + \dots \\ + \gamma_{n2} Y_{3t-p} + e_{2t} \dots \dots \dots \quad (3)$$

$$Y_{3t} = \beta_{03} + \beta_{13}Y_{3t-1} + \dots + \beta_{n3}Y_{3t} - \\ p + \alpha_{13}Y_{1t-1} + \dots + \alpha_{n3}Y_{1t-p} + \gamma_{13}Y_{3t-1} + \dots + \gamma_{13}Y_{3t-p} + e_{1t} \dots \dots \dots (4)$$

Keterangan:

Y_1 = Return saham

$Y_2 = \text{Tingkat suku bunga simpanan}$

$Y_3 \equiv$ Kurs nilai tukar

Proses Pembentukan Model VAR

Pembentukan model VAR ini juga sangat terkait erat dengan masalah stationeritas data dan kointegrasi antar variabel dalamnya. Langkah pembentukan model VAE adalah :

1. Uji Stationeritas

Uji stationerits data bisa dilakukan dengan menggunakan uji

akar unit ADF atau PP atau dengan uji yang lain sesuai dengan bentuk trend yang terkandung pada setiap variabel. Hasil uji ADF dan PP atau yang lain sangat dipengaruhi oleh panjangnya kelambanan. Panjangnya kelambanan uji akar unit ADF maupun PP bisa dilakukan melalui kriteria dari Akaike Information Criterion (AIC) maupun Schawwarz Information Criterion (SIC) atau dengan kriteria yang lain. Jika data adalah stasioner pada tingkat level maka menggunakan model VAR biasa (*unrestricted VAR*). Sebaliknya, jika data tidak stasioner pada level tetapi stasioner pada proses diferensi data, maka data harus diuji apakah data mempunyai hubungan dalam jangka panjang atau tidak dengan melakukan uji kointegrasi.

2. Uji Kointegrasi

menyatakan bahwa keberadaan variabel nonstasioner menyebabkan kemungkinan besar adanya hubungan jangka panjang antara variabel di dalam sistem VAR. Ada tiga cara untuk menguji kointegrasi, yaitu: (1) uji kointegrasi Engle-Granger (EG), (2) uji *Cointegrating Regression Durbin Watson* (CRDW), dan (3) uji Johansen.

3. Estimasi VAR

Hal yang paling krusial di dalam estimasi VAR adalah masalah penentuan panjangnya kelambanan di dalam sistem VAR. Panjangnya kelambanan variabel yang optimal diperlukan untuk menangkap pengaruh dari setiap variabel terhadap variabel yang lain di dalam sistem VAR. Penentuan panjangnya kelambanan optimal ini bisa menggunakan beberapa kriteria seperti Akaike Information Criterion (AIC), Schwartz Information Criteria (SIC), Hannan-Quin Criteria (HQ), Likelihood Ratio (LR) maupun dari Final Prediction Error (FPE). Panjangnya kelambanan optimal terjadi jika nilai-nilai kriteria di atas mempunyai nilai absolut paling kecil. Sedangkan, jika menggunakan beberapa kriteria maka harus menggunakan kriteria tambahan yaitu adjusted R² sistem VAR. Panjang kelambanan optimal terjadi jika nilai adjusted R² adalah paling tinggi.

4. Variance Decomposition

Model VAR menyediakan analisis *Forecast Error decomposition of variance* atau

seringkali disebut dengan *variance decomposition*. Variance decomposition ini memberikan metode yang berbeda di dalam menggambarkan sistem dinamis VAR. Analisis Variance decomposition menggambarkan relatif pentingnya setiap variabel di dalam sistem VAR karena adanya shock. Variance decomposition berguna untuk memprediksi kontribusi persentase varian setiap variabel karena adanya perubahan variabel tertentu sistem VAR.

5. Uji Kausalitas

Analisis yang berkaitan dengan model system VAR non struktural adalah mencari hubungan sebab akibat atau uji kausalitas antar variabel endogen didalam system VAR. Hubungan sebab akibat ini bias diuji dengan menggunakan uji kausalitas Granger.

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

Normalitas Data

Sebaran distribusi pada masing-masing variabel terlihat pada tabel di bawah ini:

Tabel 1.
Hasil Uji Normalitas

	LNY	LNIR	LNX
Mean	0,003025	2,791599	8,692520
Median	0,001490	2,708050	9,074807
Maximum	0,091386	4,442651	9,609116
Minimum	-0,068640	1,842136	7,632886
Std. Dev,	0,014854	0,520557	0,647511
Skewness	1,035472	0,854126	-0,780679
Kurtosis	13,17112	3,876214	1,753806
Jarque-Bera	861,9244	29,48700	31,92673
Probability	0,000000	0,000000	0,000000

Sumber : Hasil uji e-views 8. diolah. 2015

Sebaran variabel masing-masing data pada tabel 1 diatas, ditunjukkan dengan nilai skewness dan kurtosis. Koefisien skewness dari masing-masing variabel bernilai rendah dan negatif. Perbandingan mean terhadap median pada masing-masing variabel nilainya berdekatan. Perbandingan jarak antara nilai minimum dan maksimum terlihat masuk akal. Nilai

standar deviasi sangat rendah dan menunjukkan variabilitas yang kecil. Variabel LNY, LNIR, dan LNX tidak berdistribusi normal, hal ini terlihat dari uji Jarque-Bera. Namun, hal ini bukanlah suatu permasalahan dalam pengujian model empiris ini.

Tabel 2.
Uji Stasioneritas Data

	Level			First Difference		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Y	-10,55905	-10,51084	0,487798	-8,909751*	-38,64514*	0,292299*
LNIR	-2,781036	-3,322599	0,606058	-18,70242*	-20,54145*	0,045747*
LNX	-1,451460	-1,427030	1,273422	-10,36781*	-11,12759*	0,122393*

Sumber : Hasil uji e-views 8. diolah. 2015

3.1.2 Stasionaritas Data

Untuk menguji stasionaritas data *time series* pada masing-masing variabel menggunakan uji akar unit yang diinterpretasikan dengan ADF, PP, dan KPSS. Nilai ADF, PP, dan KPSS dapat dilihat pada tabel 2 diatas.

Hasil perhitungan statistik ADF dan PP tidak dapat menolak hipotesis Null pengujian akar unit pada tingkat signifikansi 1 persen dan 5 persen dan membandingkannya dengan nilai

kritisnya. Hasil statistik KPSS menolak hipotesis null bahwa tidak ada akar unit pada tingkat signifikan 1 persen dan 5 persen dibandingkan dengan nilai kritisnya. Nilai ADF, PP dan KPSS menunjukkan bahwa data tidak stasioner pada masing-masing

variabel. Masing-masing variabel tersebut stasioner pada turunan pertama.

3.1.3 Kointegrasi Data

Uji kointegrasi menggunakan uji Johansen-Juselius ditunjukkan pada tabel dibawah ini:

Tabel 3.
Johansen-Juselius Multivariate Cointegration Test Result

Hypothesized		Panel: 3(a)		
No, Of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0,181516	45,77574	29,68	35,65
At most 1	0,031234	8,319304	15,41	20,04
At most 2	0,012675	2,385336	3,76	6,65

***(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level*

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized		Panel: 3(b)		
No, Of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0,181516	37,45643	20,97	25,52
At most 1	0,031234	5,933967	14,07	18,63
At most 2	0,012675	2,385336	3,76	6,65

***(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level*

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Sumber : Hasil uji e-views 8. diolah. 2015

Pada tabel 3 menunjukkan bahwa, nilai statistik trace (λ_{trace}) ada satu hubungan kointegrasi dengan menolak hipotesis bahwa tidak ada hubungan kointegrasi. Begitupun

juga dengan nilai statistik maksimum eigen (λ_{max}) menemukan satu hubungan kointegrasi (tabel 3(b)) dengan menolak hipotesis bahwa tidak ada hubungan kointegrasi.

Sehingga dapat disimpulkan bahwa terdapat hubungan kointegrasi pada variabel-variabel tersebut. **3.1.4**

Hasil pengujian VECM ditunjukkan pada tabel dibawah ini:

Vector Error-Correction Model

Tabel 4.
Estimates of Vector Error-Correction Model

Vector Error Correction Estimates
Sample(adjusted): 1993:05 2015:12
Included observations: 264 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
Error Correction:	D(LNY)	D(LNIR)	D(LNEX)
Y(-1)		1,000000	
LNIR(-1)		0,003494(0,00216)[1,61805]	
LNEX(-1)		-0,001679(0,00162)[-1,03361]	
C		0,002313	
CointEq1	-0,876585(0,16358)[-5,35874]	-8,898440(2,94437)[-3,02219]	-2,850520(0,89572)[-3,18239]
D(Y(-1))			
D(Y(-2))	-0,034532(0,14237)[-0,24255]	7,486766(2,56262)[2,92153]	1,602579(0,77958)[2,05568]
D(Y(-3))			
D(LNIR(-1))	0,157065(0,12246)[1,28258]	7,205600(2,20422)[3,26900]	0,873575(0,67056)[1,30276]
D(LNIR(-2))			
D(LNIR(-3))	-0,006590(0,08968)[-0,07349]	4,063457(1,61414)[2,51742]	1,265380(0,49104)[2,57692]
D(LNEX(-1))			
D(LNEX(-2))	0,002251(0,00406)[0,55390]	-0,348756(0,07314)[-4,76859]	0,015950(0,02225)[0,71689]
D(LNEX(-3))			
C	0,004856(0,00426)[1,14087]	-0,120854(0,07662)[-1,57739]	0,024975(0,02331)[1,07152]
	0,005673(0,00405)[1,39956]	-0,109225(0,07296)[-1,49705]	0,019317(0,02220)[0,87033]
	0,024496(0,01414)[1,73281]	0,263930(0,25445)[1,03726]	0,268531(0,07741)[3,46908]
	0,000293(0,01441)[0,02034]	-0,083325(0,25937)[-0,32126]	-0,161278(0,07890)[-2,04399]
	-0,000987(0,01397)[-0,07068]	0,089771(0,25141)[0,35707]	-0,012673(0,07648)[-0,16570]
	0,000253(0,00108)[0,23413]	-0,012868(0,01948)[-0,66065]	0,007634(0,00593)[1,28839]
R-squared	0,426629	0,168823	0,156030
Adj, R-squared	0,394235	0,121863	0,108348
Sum sq. resids	0,037529	12,15864	1,125235
S.E. equation	0,014561	0,262093	0,079732
F-statistic	13,17006	3,595093	3,272298
Log likelihood	534,0342	-9,350626	214,3739
Akaike AIC	-5,564194	0,216496	-2,163552
Schwarz SC	-5,374827	0,405862	-1,974186

Mean dependent	0,000471	-0,004120	0,008850
S,D, dependent	0,018709	0,279689	0,084438
Determinant Residual Covariance		8,57E-08	
Log Likelihood		746,2938	
Log Likelihood (d,f, adjusted)		729,2914	
Akaike Information Criteria		-7,375441	
Schwarz Criteria		-6,755696	

Sumber : Hasil uji e-views 8. diolah. 2015

Tabel 4 menunjukkan bahwa adanya hubungan antara variabel tingkat suku bunga simpanan dan kurs nilai tukar terhadap return saham di Bursa Efek Indonesia. Nilai R^2 sebesar 0,426629 menunjukkan 42,6629% variabel return saham dijelaskan oleh variabel tingkat suku bunga simpanan dan kurs nilai tukar. Pada uji statistik F (13,17006) menunjukkan signifikansi pengaruh variabel tingkat suku bunga simpanan dan kurs nilai tukar terhadap return saham pada Bursa Efek Indonesia periode tahun 1993 hingga tahun 2015.

Hasil persamaan untuk model VECM ini adalah sebagai berikut:

EC(C,1) 1 3 Y LNIR LNEX

Model VAR:

$$\begin{aligned} D(Y) = & A(1,1)*(B(1,1)*Y(-1) + \\ & B(1,2)*LNIR(-1) + \\ & B(1,3)*LNEX(-1) + B(1,4)) + \\ & C(1,1)*D(Y(-1)) + \\ & C(1,2)*D(Y(-2)) + \\ & C(1,3)*D(Y(-3)) + \\ & C(1,4)*D(LNIR(-1)) + \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & C(1,5)*D(LNIR(-2)) + \\ & C(1,6)*D(LNIR(-3)) + \\ & C(1,7)*D(LNEX(-1)) + \\ & C(1,8)*D(LNEX(-2)) + \\ & C(1,9)*D(LNEX(-3)) + \\ & C(1,10) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D(LNIR) = & A(2,1)*(B(1,1)*Y(-1) + \\ & B(1,2)*LNIR(-1) + \\ & B(1,3)*LNEX(-1) + \\ & B(1,4)) + C(2,1)*D(Y(-1)) + \\ & + C(2,2)*D(Y(-2)) + \\ & C(2,3)*D(Y(-3)) + \\ & C(2,4)*D(LNIR(-1)) + \\ & C(2,5)*D(LNIR(-2)) + \\ & C(2,6)*D(LNIR(-3)) + \\ & C(2,7)*D(LNEX(-1)) + \\ & C(2,8)*D(LNEX(-2)) + \\ & C(2,9)*D(LNEX(-3)) + \\ & C(2,10) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D(LNEX) = & A(3,1)*(B(1,1)*Y(-1) + \\ & B(1,2)*LNIR(-1) + \\ & B(1,3)*LNEX(-1) + \\ & B(1,4)) + C(3,1)*D(Y(-1)) + \\ & + C(3,2)*D(Y(-2)) + \\ & C(3,3)*D(Y(-3)) + \\ & C(3,4)*D(LNIR(-1)) + \\ & C(3,5)*D(LNIR(-2)) + \\ & C(3,6)*D(LNIR(-3)) + \\ & C(3,7)*D(LNEX(-1)) + \\ & C(3,8)*D(LNEX(-2)) + \\ & C(3,9)*D(LNEX(-3)) + \\ & C(3,10) \end{aligned}$$

VAR Model - Substituted Coefficients:

$$D(Y) = -0,8765851044*(Y(-1) + 0,003494171494*LNIR(-1))$$

$$\begin{aligned}
 & -0,001678866982 * \text{LNEX}(-1) + 0,002313181229) - 0,03453154958 * \text{D(Y}(-1)) + 0,1570647967 * \text{D(Y}(-2)) - 0,006589913215 * \text{D(Y}(-3)) \\
 & + 0,002250627177 * \text{D(LNIR}(-1)) + 0,004856201544 * \text{D(LNIR}(-2)) + 0,005673022091 * \text{D(LNIR}(-3)) + 0,02449577116 * \text{D(LNEX}(-1)) + 0,0002931205866 * \text{D(LNEX}(-2)) - 0,0009872706824 * \text{D(LNEX}(-3)) + 0,0002533494238 \\
 & \text{D(LNIR)} = -8,89843993 * (\text{Y}(-1) + 0,003494171494 * \text{LNIR}(-1) - 0,001678866982 * \text{LNEX}(-1) + 0,002313181229) + 7,486765765 * \text{D(Y}(-1)) + 7,205599614 * \text{D(Y}(-2)) + 4,063456914 * \text{D(Y}(-3)) - 0,34875602 * \text{D(LNIR}(-1)) - 0,120853899 * \text{D(LNIR}(-2)) - 0,1092245423 * \text{D(LNIR}(-3)) + 0,263929998 * \text{D(LNEX}(-1)) - 0,08332478631 * \text{D(LNE}X(-2)) + 0,08977115992 * \text{D(LNE}X(-3)) - 0,01286773533 \\
 & \text{D(LNEX)} = -2,850519517 * (\text{Y}(-1) + 0,003494171494 * \text{LNIR}(-1) - 0,001678866982 * \text{LNE}X(-1) + 0,002313181229) + 1,60257895 * \text{D(Y}(-1)) + 0,8735745873 * \text{D(Y}(-2)) + 1,265380193 * \text{D(Y}(-3)) + 0,01595018763 * \text{D(LNIR}(-1)) + 0,02497479419 * \text{D(LNIR}(-2)) + 0,01931734607 * \text{D(LNIR}(-3)) + 0,2685305389 * \text{D(LNE}X(-1)) - 0,161277861 * \text{D(LNEX}(-2)) - 0,01267271002 * \text{D(LNEX}(-3)) + 0,007634108518
 \end{aligned}$$

3.1.5 Variance Decomposition

Analisis variance decomposition hubungan antara variabel return saham, tingkat suku bunga simpanan dan kurs nilai tukar selama 10 tahun ke depan ditampilkan di tabel 5.

Tabel 5.
Tabel Variance Decomposition

Variance Decomposition of Y:

Periode	S.E,	Y	LNIR	LNEX
1	0,015	100,000	0,000	0,000
2	0,015	98,186	0,003	1,811
3	0,015	97,770	0,176	2,054
4	0,015	97,594	0,350	2,055
5	0,015	97,295	0,637	2,068

6	0,015	97,093	0,857	2,050
7	0,015	96,761	1,196	2,043
8	0,015	96,662	1,296	2,042
9	0,015	96,514	1,449	2,038
10	0,015	96,422	1,535	2,044

Variance Decomposition of LNIR:

Periode	S,E,	Y	LNIR	LNX
1	0,262	0,079	99,921	0,000
2	0,310	0,163	99,360	0,477
3	0,350	0,341	99,186	0,473
4	0,383	3,134	96,335	0,532
5	0,427	8,694	90,856	0,450
6	0,463	12,343	87,275	0,383
7	0,493	14,433	85,228	0,338
8	0,519	15,508	84,186	0,306
9	0,544	16,230	83,490	0,281
10	0,568	16,661	83,078	0,261

Variance Decomposition of LNX:

Period	S,E,	Y	LNIR	LNX
1	0,080	6,948	0,388	92,664
2	0,127	3,217	0,542	96,241
3	0,156	2,624	0,892	96,484
4	0,176	2,655	1,165	96,181
5	0,196	4,299	1,064	94,637
6	0,213	5,941	0,933	93,127
7	0,230	7,421	0,829	91,750
8	0,245	8,119	0,749	91,132
9	0,258	8,453	0,689	90,858
10	0,271	8,561	0,645	90,794

Sumber : Hasil uji e-views 8. diolah. 2015

Nilai *variance decompositon* hubungan antara return saham, kurs nilai tukar dan tingkat suku bunga simpanan selama 10 tahun kedepan ditampilkan pada tabel 5. Pada bagian atas menggambarkan prediksi kontribusi prosentase varian variabel return saham terhadap perubahan variabel tingkat suku bunga simpanan dan kurs nilai tukar, sedangkan bagian tengah menunjukkan prediksi kontribusi varian variabel kurs nilai tukar terhadap perubahan return saham dan tingkat suku bunga simpanan, sedangkan bagian paling bawah menunjukkan prediksi kontribusi persentase varian tingkat suku bunga simpanan terhadap

perubahan variabel return saham dan tingkat kurs nilai tukar **3.1.6 Analisis**

Hasil uji kausalitas sebagai berikut

Kausalitas

Tabel 6. Uji Kausalitas Granger Kelambanan 1

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1993:01 2015:12

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LNIR does not Granger Cause Y	191	0,23931	0,62527
Y does not Granger Cause LNIR		0,11206	0,73819
LNEX does not Granger Cause Y	191	2,57688	0,11011
Y does not Granger Cause LNEX		3,13511	0,07824
LNEX does not Granger Cause LNIR	191	0,05160	0,82054
LNIR does not Granger Cause LNEX		0,35166	0,55389

Sumber : Hasil uji e-views 8. diolah. 2016

Tabel 7. Uji Kausalitas Granger Kelambanan 2

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1993:01 2015:12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LNIR does not Granger Cause Y	190	0,14533	0,86484
Y does not Granger Cause LNIR		0,05849	0,94321
LNEX does not Granger Cause Y	190	3,60597	0,02909
Y does not Granger Cause LNEX		6,60988	0,00169
LNEX does not Granger Cause LNIR	190	0,68567	0,50503
LNIR does not Granger Cause LNEX		0,12244	0,88483

Sumber : Hasil uji e-views 8. diolah. 2016

Tabel 8. Uji Kausalitas Granger Kelambanan 3

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1993:01 2015:12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LNIR does not Granger Cause Y	189	0,20982	0,88951
Y does not Granger Cause LNIR		1,28423	0,28123
LNEX does not Granger Cause Y	189	1,88637	0,13346
Y does not Granger Cause LNEX		3,26408	0,02266
LNEX does not Granger Cause LNIR	189	0,53204	0,66086
LNIR does not Granger Cause LNEX		0,30340	0,82292

Sumber : Hasil uji e-views 8. diolah. 2016

Tabel 9. Uji Kausalitas Granger Kelambanan 4

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1993:01 2015:12			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LNIR does not Granger Cause Y	188	0,62216	0,64728
Y does not Granger Cause LNIR		2,22990	0,06759
LNEX does not Granger Cause Y	188	1,41052	0,23229
Y does not Granger Cause LNEX		4,58543	0,00151
LNEX does not Granger Cause LNIR	188	0,46388	0,76218
LNIR does not Granger Cause LNEX		0,34228	0,84913

Sumber : Hasil uji e-views 8. diolah. 2016

Hasil uji kausalitas antara return pasar saham, tingkat suku bunga simpanan dan kurs nilai tukar dengan

kelambanan 1 - 4 dapat dilihat pada tabel 6 – tabel 9.

4. PEMBAHASAN

Variabel-variabel dalam penelitian ini tidak stasioner tetapi saling berkointegrasi, berarti ada hubungan jangka panjang (atau keseimbangan) antara ketiga variabel tersebut. Dalam jangka pendek ada kemungkinan terjadi ketidakseimbangan (disekuilibrium). Karena adanya ketidakseimbangan ini, maka diperlukan adanya koreksi dengan model koreksi kesalahan (*Vector Error-Correction Model*, disingkat VECM). Engle dan Granger menunjukkan bahwa walaupun data time series seringkali tidak stasioner pada tingkat level atau disebut nonstasioneritas data, tetapi kombinasi linier antara dua atau lebih data nonstasioner menjadi

stasioner. Menurut Engle dan Granger, data time series yang tidak stasioner ini dikatakan terkointegrasi. Model VECM digunakan di dalam model VAR non struktural apabila data time series tidak stasioner pada level, tetapi stasioner pada data diferensi dan terkointegrasi sehingga menunjukkan adanya hubungan teoritis antar variabel. Adanya kointegrasi ini maka model VECM yang merupakan model VAR non struktural ini disebut model VAR yang teristriksi.

Spesifikasi VECM merestriksi hubungan perilaku jangka panjang antar variabel yang ada agar konvergen ke dalam hubungan kointegrasi namun tetap membiarkan perubahan-perubahan dinamis di

dalam jangka pendek. Terminologi kointegrasi ini dikenal sebagai koreksi kesalahan (*error correction*) karena bila terjadi deviasi terhadap keseimbangan jangka panjang akan dikoreksi secara bertahap melalui penyesuaian parsial jangka pendek secara bertahap.

Nilai *variance decompositon* hubungan antara return saham, kurs nilai tukar dan tingkat suku bunga simpanan selama 10 tahun kedepan di tampilkan pada tabel 5. Pada periode 1 varian return saham yang dijelaskan oleh variabel itu sendiri sebesar 100%. Pada periode 2 varian return saham dijelaskan oleh variabel itu sendiri sebesar 98,18602 % sedangkan sisanya sebesar 0,003204% dan 1,810773% dijelaskan oleh variabel tingkat suku bunga simpanan dan kurs nilai tukar. Sementara itu, pada bagian tengah pada periode 1 varian tingkat suku bunga simpanan dijelaskan oleh variable itu sendiri sebesar 99,92067% dan sisanya oleh variabel return saham sebesar 0,079335%. Pada periode 2 varian tingkat suku bunga simpanan dijelaskan oleh variabel itu sendiri sebesar 99,36009% dan sisanya sebesar 0,163204% dan 0,476702%

dijelaskan oleh variabel return saham dan kurs nilai tukar. Pada bagian bawah pada periode 1 varian kurs nilai tukar dijelaskan oleh variabel itu sendiri sebesar 92,66412% sisanya oleh variabel return saham sebesar 6,947795% dan tingkat suku bunga simpanan sebesar 0,388084%. Pada periode 2 varian kurs nilai tukar yang dijelaskan oleh variabel itu sendiri sebesar 96,24057% sedangkan sisanya masing-masing sebesar 3,217305% dan 0,542128% dijelaskan oleh variabel return saham dan tingkat suku bunga simpanan.

Hasil uji kausalitas didapatkan hasil bahwa pada kelambanan 1, return saham mempengaruhi kurs nilai tukar pada $\alpha = 10\%$, pada kelambanan 2, kurs nilai tukar mempengaruhi return saham pada $\alpha = 5\%$, dan sebaliknya, return saham mempengaruhi kurs nilai tukar pada $\alpha = 1\%$, pada kelambanan 3, return saham mempengaruhi kurs nilai tukar pada $\alpha = 5\%$, pada kelambanan 4, return saham mempengaruhi kurs nilai tukar pada $\alpha = 1\%$, return saham mempengaruhi tingkat suku bunga pada $\alpha = 10\%$. Dari hasil analisis tersebut, diketahui bahwa kurs nilai tukar mempengaruhi return saham hanya terjadi pada

kelambanan 2 pada $\alpha = 5\%$ dan return saham mempengaruhi tingkat suku bunga pada kelambanan 4. Dari uji kausalitas ini dapat disimpulkan bahwa kausalitas dua arah antara kurs nilai tukar dan return saham hanya terjadi pada kelambanan 2 dengan $\alpha = 1\%$. Sedangkan kelambanan yang lain hanya satu arah.

5. SIMPULAN

Hubungan ekuilibrium jangka panjang terjadi diantara variabel-variabel return saham, tingkat suku bunga simpanan dan kurs nilai tukar pada Bursa Efek Indonesia. Return saham memiliki dampak jangka pendek dan jangka panjang terhadap kurs nilai tukar di pasar modal Indonesia. Perkembangan kurs nilai tukar sebelum krisi ekonomi yakni tahun 1993-1997 menunjukkan kondisi yang relatif stabil. Namun sejak akhir tahun 1997-2015 menunjukkan kondisi yang relatif tidak stabil, mengalami kenaikan dan penurunan. Begitu pula perkembangan return pasar saham dan tingkat suku bunga simpanan mengalami kenaikan dan penurunan dari waktu ke waktu. Dengan kata lain pergerakan ketiga data tersebut

menunjukkan tingginya volatilitas, sehingga sulit untuk dilakukan prediksi pergerakan variabel tersebut.

DAFTAR PUSTAKA

- Aggarwal, R. (1981), "Exchange Rates and Stock Prices: A Study of the US Capital Markets under Floating Exchange Rates" Akron Business and Economic Review, vol. 12, 7-12.
- Ang. James S. and Ghallab, Ahmed (1976). "The Impact of US Devaluation on the Stock Prices of Multinational Corporation", Journal of Business Research, 4, 25-34.
- Bahmani-Oskooee, M. and Payesteh, S. Budget Deficits and the Value of the Dollar: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling. Journal of Macroeconomics, FaU 1993, 661-77.
- Chen, N.F., Roll, R., and Ross, S.A., 1986. Economic Forces and The Stock, Journal of Finance 59: 383-403.
- Chen, K.H., and Shimerda, T.A., 1981. An Empirical Analysis of Useful Financial Ratios,

- Financial Management, Spring: 51 – 60.
- Dickey, D. A., and Fuller, W. A (1981) “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root” *Econometrica* 49, 1057-1072.
- Engle, R. F., and C. W. Granger (1987) “Cointegration and Error Correction:” Representation, Estimation, and . Testing” *Econometrica* 55, 251-276
- Fama, E.F. (1981). Stock Return, Real Activity, Inflation and Money. *Journal of Political Economy*, 84, 545-565.
- Fama, Eugene F. (1990). *Term Structure Forecast of Interest Rates, Inflation, and Real Return*. *Journal of Monetary Economics* 25, 59-76.
- Frank, P., and A. Young. (1972), Stock Price Reaction of Multinational Firms to Exchange Realignments, Financial Management, , Principles of Economics, New York, McGraw Hill/Irwin winter, 66–73
- Granger, C. W. J (1969) “Investigating Causal Relationship by Econometric
- Model and Cross-spectral Methods” *Econometrica* 37, 424-438
- Granger, C.W.J. (1969). “Granger, investigating causal relations by econometrics models and cross spectral Methods” *Econometrica*, 37, 424–438
- Granger, C.J., Huang, B. and Yang, C. (2000),” A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu” *Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, 337-354.
- Granger, C. W. J., (1969), “Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross Spectral Methods” *Econometrica* 37, 424-438
- Granger, C. W. J., (1988), “Some Recent Developments in A Concept of Causality,” *Journal of Econometrics* 39, 199-211.
- Gujarati D. N. (2003), “Basic Econometric” New York: The McGraw-Hill companies Inc.
- Johansen, S (1991) “Estimation and Hypothesis Testing of cointegrating Vectors in Gaussian Vector

- Autoregressive Models”
Econometrica 59, 1551-1581.
- Johansen, S (1992) “Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend” Oxford Bulletin of Economics and Statistics 54 (3), 383-397.
- Johanson, S., and K. Juselius (1990) “Maximum Likelihood Estimation and Inference on cointegration with Application to the Demand for Money” Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52, 169-210.
- Levy. (1987). Declining Power and the Preventive Motivation for War. J Stor. World Politics, Vol. 40, No. 1 (Oct., 1987), 82-107.
- Loudon, D.L, dan Della Bitta, A.J, 1993, Consumer Behavior: Concepts and Application, Singapore: Mc.Grow-Hill, Inc.
- Qiao, Yu (1997). “Stock Prices and Exchange Rates: Experience in Leading East Asian Financial Centers- Tokyo, Hong Kong and Singapore”, Singapore Economic Review, 41, 47-56
- Roll, R. (1992). “Industrial structure and the comparative behavior of international stock markets indices” Journal of Finance, 47, 3-41.
- Smirlock, M. (1985). Evidence on the (Non) Relationship between Concentration and Profitability in Banking. Journal of Money, Credit, and Banking, 17(1): 69-83.
- Soenen, L., and E. Hennigar. (1988), “An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices: The US Experience Between” 1980s and 1986, Akron Business and Economic Review, 19(4).71–76.