

KETERKAITAN DINAMIS FAKTOR FUNDAMENTAL MAKROE KONOMI DAN IMBAL HASIL SAHAM

ENDRI

ABFI Institute Perbanas
endri67@yahoo.com

Abstrak: *This paper investigation empirically the dynamic interdependence of the maroeconomy variables and stock returns with data the during period 2003 until 2008. Empirical investigation is conducted by the cointegration Engle-Granger method, error correction mechanism, and regression analysis. Result show significant long-run and short-run relationship between macroeconomic variable and stock returns.*

Keywords: Cointegration, erros correction model, macroeconomics, stock returns

PENDAHULUAN

Salah satu faktor fundamental yang perlu dianalisis dalam investasi saham di pasar modal adalah variabel makro ekonomi. Variabel makro ekonomi utama yang sering mempengaruhi harga saham adalah tingkat bunga, jumlah peredaran uang, nilai tukar, dan tingkat inflasi. Gambaran pengaruh faktor-faktor fundamental makro ekonomi terhadap harga saham sebagai kasus dapat diamati saat krisis ekonomi melanda Indonesia di pertengahan tahun 1997. Krisis ekonomi telah menyebabkan nilai tukar rupiah terhadap mata uang asing terutama dollar Amerika Serikat (USD) mengalami depresiasi yang sangat besar. Depresiasi nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika menyebabkan kesempatan jumlah uang beredar semakin tinggi yang dapat mempengaruhi *money supply* dalam perekonomian sehingga mendorong tingginya tingkat inflasi. Rata-rata tingkat inflasi pertahun meningkat hingga mencapai puncaknya sejak tahun 1967 yaitu sebesar 77,6 persen pada tahun 1998.

Untuk menangani depresiasi nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika yang semakin bertambah parah, pemerintah menaikkan suku bunga Sertifikat Bank Indonesia (SBI) hingga menyentuh angka 70,81 persen pertahun di bulan Juli 1998. Akibatnya, bunga deposito berjangka menunjukkan peningkatan pada akhir Juni 1998 sebesar 52,92 persen bahkan suku bunga Pasar Uang Antar Bank (PUAB) pada bulan Agustus 1998 sebesar 81,01 persen pertahun. Peningkatan pada suku bunga menyebabkan para pemilik modal berkecenderungan untuk mengalihkan modalnya ke deposito sehingga berakibat negatif terhadap pasar modal. Investor tidak tertarik menanamkan modalnya di pasar modal, karena imbalan saham yang diterima lebih kecil dibandingkan dengan imbalan (pendapatan) dari bunga deposito. Akibat lebih jauh lagi, harga saham di pasar modal mengalami penurunan yang sangat drastis. Hal ini terlihat dari Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) yang terus menurun.

Melewati masa krisis ekonomi tahun 1998, perekonomian Indonesia memperlihatkan kondisi yang mulai membaik. Hal tersebut ditandai dengan mulai menguatnya nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika. Penguatan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika juga berdampak pada menurunnya jumlah uang yang beredar sehingga tekanan inflasi juga semakin menurun. Rata-rata tingkat inflasi setelah masa krisis tahun 1998 adalah sebesar 8,81% per tahun.

Menguatnya nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika yang diikuti dengan penurunan laju inflasi berdampak kepada penurunan tingkat suku bunga. Berdasarkan sumber data laporan keuangan moneter Bank Indonesia tingkat suku bunga Sertifikat Bank Indonesia (SBI) hingga akhir periode 2008 ditutup sebesar 11,08 persen pertahun. Penurunan suku bunga Sertifikat Bank Indonesia (SBI) berdampak pada penurunan suku bunga deposito berjangka. Suku bunga deposito berjangka hingga akhir periode 2008 adalah sebesar 10,40 persen pertahun. Kondisi membaiknya perekonomian Indonesia yang ditandai dengan penguatan nilai tukar rupiah, penurunan laju inflasi dan penurunan suku bunga mengakibatkan respon positif terhadap investasi pada pasar modal. Para pemilik modal mulai menempatkan dananya di pasar tersebut.

Studi ini bertujuan untuk menginvestigasi hubungan dinamis jangka panjang dan jangka pendek faktor-faktor makroekonomi yang terdiri dari suku bunga, jumlah uang beredar, nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat, dan tingkat inflasi dengan pergerakan *return* Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indonesia.

Penelitian ini disusun dengan urutan penulisan sebagai berikut pertama, pendahuluan menjelaskan mengenai latar belakang masalah,

tujuan penelitian dan organisasi penulisan. Kedua, menguraikan teori dan hasil penelitian sebelumnya sebagai dasar pengembangan hipotesis. Ketiga, metoda penelitian. Keempat, hasil penelitian yang berisi hasil dan interpretasi pengujian hipotesis. Terakhir, penutup yang berisi simpulan, implikasi penelitian dan saran untuk penelitian selanjutnya.

RERANGKA TEORITIS DAN PENGEMBANGAN HIPOTESIS

Arbitrage Pricing Theory (APT)

Stephen Ross mengembangkan *Arbitrage Pricing Theory (APT)* pada tahun 1976 yang disingkat dengan APT Ross. APT pada dasarnya menggunakan pemikiran yang menyatakan bahwa dua kesempatan investasi yang mempunyai karakteristik yang identik sama tidaklah bisa dijual dengan harga yang berbeda. Konsep yang dipergunakan adalah hukum satu harga (*the law of one price*). Apabila aktiva yang berkarakteristik sama tersebut dijual dengan harga yang berbeda, maka akan terdapat kesempatan untuk melakukan arbitrase dengan membeli aktiva yang berharga murah dan pada saat yang sama menjualnya dengan harga yang lebih tinggi sehingga memperoleh laba tanpa risiko.

Ross (1976) memulai dengan versi sederhana dari model, yang mengasumsikan hanya terdapat satu faktor sistematis yang mempengaruhi *return* sekuritas.

$$r_t = E_t + f_t B + u_t \quad (1)$$

r_t adalah vektor kolom elemen- m yang berisi tingkat pengembalian yang diobservasi pada waktu t untuk sekuritas m . E_t adalah vektor kolom elemen- m yang berisi *return* yang diharapkan (rata-rata), sementara f_t adalah vektor faktor umum (*vector of common*) elemen k (tetapi tidak dapat diobservasi) yang mempengaruhi *return* sekuritas, pada waktu t . B adalah matrik $k \times m$ dari parameter yang menunjukkan sensitivitas sekuritas terhadap *common factors*, dan u_t adalah komponen *idiosyncratic* dari *error term*. Ross menunjukkan bahwa jika jumlah sekuritas, m , cukup besar, maka terdapat vektor kolom elemen $c_{t-(k+1)}$ seperti

$$E_t = c_t B^*, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

$B^* = [e:B']$ dan e adalah kolom elemen- m yang lain. Uji empiris model APT, didasarkan atas pendekatan *two-stage factor analytic*.

Model Multi-Factor

Model faktor atau model indeks mengasumsikan bahwa return sekuritas sensitif terhadap perubahan berbagai macam faktor atau indeks.

Pada model faktor berganda (*multi-factor*), *return* riil sekuritas tidak hanya sensitif terhadap perubahan indeks pasar. Artinya terdapat kemungkinan bahwa lebih dari satu faktor penyebar (*persuasive factor*) dalam perekonomian yang mempengaruhi *return* sekuritas.

Sebagai proses penghasil *return*, suatu model faktor berusaha untuk mencakup kekuatan-kekuatan perekonomian utama yang secara sistematis menggerakkan harga semua sekuritas. Secara implisit, dalam konstruksi model faktor terdapat asumsi bahwa *return* antara dua sekuritas akan berkorelasi, yaitu akan bergerak secara bersama-sama – hanya melalui reaksi yang sama terhadap satu atau lebih faktor yang ditentukan dalam model. Aspek apapun dari *return* sekuritas yang tidak dapat dijelaskan oleh model faktor diasumsikan unik atau khusus terhadap sekuritas itu dan oleh karena itu tidak berkorelasi dengan elemen unik dari *return* sekuritas lain. Hasilnya model faktor adalah alat yang bermanfaat untuk manajemen portofolio. Model faktor dapat memberikan informasi yang diperlukan untuk menghitung *return* yang diharapkan setiap sekuritas. Model faktor juga dapat digunakan untuk mengetahui karakteristik kesensitifan portofolio terhadap perubahan faktor.

Jika terdapat k faktor, model multi faktor dapat dituliskan dengan persamaan sebagai berikut:

$$r_{it} = a_i + b_{i1}F_{1t} + b_{i2}F_{2t} + \dots + b_{ik}F_{kt} + e_{it} \quad (3)$$

Tiap sekuritas memiliki sensitivitas sebanyak k , satu untuk masing-masing faktor k . Baik faktor maupun faktor sektor dapat terwakili dalam persamaan (3). R_{IT} adalah *return* (imbalan) saham atau harga saham I pada periode T , F_{IT} s/d F_{kT} adalah variabel (faktor) yang dimasukkan dalam model saham I pada periode T , A_i konstanta, B_{i1} s/d B_{ik} koefisien yang akan diestimasi saham I pada periode T , dan E_{IT} adalah *ERROR TERM* suatu saham I pada periode T .

Sebagai alternatif dari persamaan (3), model-model faktor kadang-kadang ditulis sebagai berikut:

$$r_{it} = \bar{r}_{it} + c_{i1}FD_{1t} + c_{i2}FD_{2t} + \dots + c_{ik}FD_{kt} + e_{it} \quad (4)$$

Notasi \bar{r} adalah imbal hasil harapan dari saham i dalam periode t dan notasi $FD_{1t} \dots FD_{kt}$ adalah deviasi faktor-faktor 1 sampai dengan k dari nilai harapannya pada periode t . Sebagai contoh, untuk kasus faktor yang pertama, $FD_{1t} = F_{1t} - \bar{F}_{1t}$, yang mewakili perbedaan antara nilai aktual faktor pertama dengan nilai harapannya. Jadi, apabila faktor tersebut adalah tingkat inflasi, maka FD_{1t} merupakan tingkat inflasi yang tidak diduga karena ia sama dengan perbedaan antara tingkat inflasi aktual dan tingkat inflasi harapan. Terakhir, notasi $C_{i1} \dots C_{ik}$ menunjukkan koefisien respons

dari tingkat imbal hasil saham i terhadap deviasi-deviasi faktor tersebut. Notasi kesalahan acak (*random error*) e_{it} dan notasi deviasi faktor $FD_{1t} \dots FD_{kt}$ semua mempunyai nilai harapan nol.

Beberapa peneliti sebelumnya telah melakukan uji empiris mengenai keterkaitan simultan antara variabel makro ekonomi dan harga saham seperti penelitian yang dilakukan oleh Sudjono (2004) menemukan fakta bahwa dengan menggunakan data bulanan selama periode Januari 1990 sampai dengan Desember 2000 variabel nilai tukar rupiah mampu dalam menjelaskan pengaruhnya terhadap variabel-variabel IHSG, Depo1, SBI, maupun nilai tukar rupiah sendiri baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek. Namun, tidak terdapat keseimbangan jangka panjang antara variabel makro ekonomi dan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) jika pengujian kointegrasi dilakukan pada periode Januari 1990 sampai dengan Juli 1997 (periode sebelum krisis) maupun Agustus 1998 sampai dengan Desember 2000 (periode krisis moneter).

Kroon dan Veen (2004) meneliti pengaruh nilai tukar terhadap harga saham perusahaan. Hasil penelitian yang dilakukan terhadap 1.691 saham di 24 negara selama periode 1996 sampai 2002 mengungkap fakta bahwa pasar saham di negara-negara Eropa umumnya relatif terindikasi sensitif terhadap perubahan nilai tukar. Disisi lain, rata-rata saham-saham perusahaan Jepang tidak sensitif terhadap nilai tukar. Selanjutnya, hanya 16% saham perusahaan yang signifikan dipengaruhi oleh eksposur mata uang. Sekalipun signifikan, rata-rata eksposur antar perusahaan mendekati nilai nol. Kemudian, fakta juga menunjukkan adanya keterkaitan antara faktor-faktor fundamental dan eksposur mata uang perusahaan. Namun demikian, faktor-faktor tersebut tidak memiliki hubungan yang berarti dengan eksposur tersebut. Faktor-faktor fundamental yang dimaksud adalah ukuran perusahaan dan ekspor. Hasil analisis penelitian tersebut memberi implikasi terhadap para manajer pengelola aset bahwa lindung nilai terhadap mata uang bukan merupakan bagian yang penting dalam aktivitas bisnis perusahaan.

Al-Khazali dan Pyun (2004) tentang hubungan antara harga saham dan tingkat inflasi di wilayah Asia-Pasifik seperti Australia, Hongkong, Indonesia, Jepang, Korea Selatan, Malaysia, Philipina, Singapura, dan Thailand selama periode 1980-2001 dengan analisis regresi menggunakan metode pengujian kointegrasi (*co-integration test*) dan *Vector Auto Regression* (VAR) serta *Vector Error Correction Model* (ECM) menunjukkan hasil bahwa tingkat inflasi memiliki hubungan negatif dengan harga saham dalam jangka pendek. Namun demikian, terdapat hubungan

yang positif antara tingkat inflasi dan harga saham dalam jangka panjang setelah tes kointegrasi dilakukan di sembilan negara tersebut.

Peavy (1992) melakukan penelitian terhadap indeks harga saham S&P 500 dan menemukan fakta bahwa indeks S&P 500 dipengaruhi baik oleh pendapatan laba per lembar sahamnya dan tingkat bunga secara signifikan. Indeks harga saham S&P dan pendapatan laba per lembar sahamnya memiliki hubungan yang searah dimana, jika laba per lembar sahamnya meningkat maka indeks harga saham S&P 500 akan mengalami peningkatan, begitu pula sebaliknya. Di sisi lain, tingkat bunga memiliki hubungan negatif dengan indeks S&P, jika tingkat bunga mengalami penurunan maka indeks harga saham S&P 500 akan mengalami kenaikan, begitu pula sebaliknya. Hal ini terlihat dari level signifikansi dari hasil penelitian yang nilainya dibawah 1%. Di samping itu, pendapatan laba per lembar saham S&P 500 dan tingkat bunga mampu menjelaskan pengaruhnya terhadap indeks S&P 500 sebesar 86,3% sedangkan sisanya dijelaskan oleh faktor lain.

Dengan menggunakan metode uji penelitian *Granger Causality Test*, Mahdavi dan Sohrabian (1991) menemukan fakta bahwa tingkat pendapatan nasional (*Gross National Product*) berpengaruh signifikan terhadap tingkat pertumbuhan harga saham di Amerika Serikat. Hasil uji empiris menyatakan bahwa jika tingkat pendapatan nasional meningkat maka tingkat pertumbuhan harga saham juga akan mengalami peningkatan. Sebaliknya, tingkat harga saham akan mengalami penurunan apabila tingkat pendapatan nasional menurun.

Hermanto (1999) meneliti keterkaitan antara jumlah uang beredar, nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika, terhadap IHSG. Hasil penelitannya menunjukkan bahwa dengan menggunakan model kointegrasi dengan ditunjukkan *eigen value* terlihat bahwa krisis moneter (1997) menunjukkan hubungan ko-integrasi baik dari hasil besaran maupun tandanya pada ketiga variabel tersebut. Dalam keadaan normal penelitian Hermanto menunjukkan bahwa terdapat hubungan *uni-directional Granger* dari nilai tukar dan penawaran uang terhadap indeks harga saham, hubungan *bi-directional Granger* terjadi antara nilai tukar dolar dan penawaran uang.

Dominian *et al.* (1996) melakukan uji empiris keterkaitan antara tingkat inflasi yang diharapkan, tingkat bunga, dan *return* saham dan menemukan fakta bahwa tingkat inflasi yang diharapkan dan tingkat bunga memiliki hubungan yang saling berlawanan dengan *return* saham. Hal ini berarti, terdapat hubungan yang signifikan secara statistik dan ekonomi antara penurunan tingkat inflasi yang diharapkan dan tingkat bunga dengan kenaikan *return* IHSG. Penelitian serupa mengenai tingkat inflasi, output,

dan harga saham juga dilakukan oleh Adrangi, *et al* (1999). Penelitian tersebut mengungkap fakta yang sama tentang adanya hubungan yang saling berlawanan antara tingkat inflasi dan *return* saham riil di pasar yaitu Korea dan Meksiko. Selain itu, hasil penelitian juga menyatakan bahwa antara tingkat inflasi dan aktivitas riil berhubungan negatif. Terakhir, hasil penelitian menunjukkan bahwa aktivitas riil dan *return* saham riil berkorelasi positif.

Manurung (1996) melakukan penelitian tentang pengaruh variabel makro, investor asing, bursa yang, telah maju terhadap indeks BEI. Variabel makro ekonomi yang dimasukkan ke dalam model yaitu, tingkat bunga deposito, kurs dolar Amerika Serikat, defisit transaksi berjalan, tingkat inflasi, penawaran uang yang diukur dengan M2, pengeluaran pemerintah dan produk domestik bruto. Hasilnya, variabel inflasi tiga bulan, pengeluaran pemerintah, dan produk domestik bruto tidak signifikan dalam mempengaruhi indeks di Bursa Efek Indonesia. Sedangkan, sisanya terbukti mempengaruhi indeks di Bursa Efek Indonesia.

Kwon *et al.* (1997) menyimpulkan bahwa variabel inflasi, inflasi yang diharapkan dan premi risiko tidak signifikan terhadap indeks harga saham. Variabel jangka waktu obligasi diketahui mampu mempengaruhi 18 dari 22 indeks harga saham yang dimasukkan dalam penelitian. Indeks produksi berpengaruh signifikan hanya pada dua indeks harga saham industri yaitu pertambangan dan barang tambang mineral bukan metal. Disamping itu, pendapatan dividen berpengaruh signifikan terhadap *return* saham, hubungan antara variabel tersebut adalah positif. Nilai tukar memberi pengaruh terhadap 8 indeks harga saham dan 2 indeks harga saham dengan korelasi negatif antara kedua variabel tersebut. Berikutnya, harga minyak signifikan dalam mempengaruhi indeks harga saham industri makanan dan minuman, logam, mesin dan peralatan, perdagangan grosir, pengiriman dan penyimpanan, dan memiliki pengaruh terhadap industri perikanan di tingkat marjinal.

Penelitian yang dilakukan Dritsaki (2005) meneliti tentang hubungan jangka panjang antara indeks harga saham Yunani dan indeks produksi, inflasi dan tingkat bunga menggunakan data kuartalan periode September 1988 sampai June 2003 dengan menggunakan metode kointegrasi dan penerapan hubungan sebab-akibat *Granger Causality Test*. Hasil penelitian mengungkapkan bahwa terdapat hubungan yang signifikan antara harga saham dan variabel makro ekonomi yang ditunjukkan oleh indeks produksi, inflasi dan tingkat bunga.

Perumusan hipotesis dalam uji penelitian ini adalah sebagai berikut:

- H₁ Tingkat bunga deposito satu bulan memiliki hubungan negatif dengan *return* IHSG
- H₂ Tingkat Suku Bunga Bank Indonesia memiliki hubungan negatif dengan *return* IHSG
- H₃ Jumlah uang yang beredar memiliki hubungan negatif dengan *return* IHSG (R_{IHSG})
- H₄ Nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat memiliki hubungan positif dengan *return* IHSG
- H₅ Tingkat inflasi memiliki hubungan negatif dengan *return* IHSG

METODA PENELITIAN

Model Persamaan Kointegrasi

Menurut Nachrowi dan Usman (2006) model persamaan kointegrasi (*Cointegration*) dapat digunakan jika dalam pengujian kointegrasi masing-masing variabel (*Return* Indeks Harga Saham Gabungan (R_{IHSG}), bunga deposito satu bulan (DEPO), Sertifikat Bank Indonesia (SBI), jumlah uang beredar (M1), nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat (KURS), dan tingkat inflasi (INF)) saling terintegrasi pada ordo 0 atau dinotasikan $I(0)$. Dalam ekonometrika variabel yang saling terkointegrasi dikatakan dalam kondisi memiliki keseimbangan jangka panjang (*long-run equilibrium*) (Gujarati 2003). Bila kita dapat membuktikan bahwa seluruhnya terkointegrasi, maka kita dapat menyimpulkan bahwa regresi tersebut bukanlah regresi palsu, tetapi regresi yang terkointegrasi. Dengan demikian, interpretasi dengan menggunakan model di atas tidak akan menyesatkan khususnya untuk analisis jangka panjang.

Model persamaan kointegrasi digunakan untuk mengestimasi keseimbangan antara variabel makro ekonomi dan *return* IHSG dalam jangka panjang. Berikut ini disajikan model persamaan kointegrasi antar variabel makro ekonomi (variabel independen) dan *Return* IHSG (variabel dependen) yaitu:

$$R_{IHSG} = \beta_0 + \beta_1 \text{DEPO} + \beta_2 \text{SBI} + \beta_3 \text{M1} + \beta_4 \text{KURS} + \beta_5 \text{INF} + \mu_1 \quad (5)$$

Persamaan tersebut dapat dituliskan kembali sebagai berikut:

$$\mu_1 = R_{IHSG} - \beta_0 - \beta_1 \text{DEPO} - \beta_2 \text{SBI} - \beta_3 \text{M1} - \beta_4 \text{KURS} - \beta_5 \text{INF} \quad (6)$$

Jika μ_1 stasioner, maka ‘ R_{IHSG} ’; ‘DEPO’; ‘SBI’; ‘M1’; ‘KURS’ dan ‘INF’ dikatakan terkointegrasi. Hal ini dimungkinkan terjadi karena *trend* ‘ R_{IHSG} ’; ‘DEPO’; ‘SBI’; ‘M1’; ‘KURS’ dan ‘INF’ saling menghilangkan, sehingga

variabel yang tidak stasioner tersebut dapat menghasilkan residual yang stasioner. Parameter yang didapat disebut dengan parameter kointegrasi dan regresi yang didapat disebut dengan parameter kointegrasi dan regresi yang didapat disebut dengan regresi kointegrasi.

Model Error Correction Mechanism

Model *Error Correction Mechanism* (ECM) dipergunakan untuk mengkoreksi ketidakseimbangan jangka pendek menuju pada keseimbangan jangka panjang (Gujarati, 2003). Model ini pertama kali diperkenalkan oleh Sargan (1984) dan dipopulerkan oleh Eangle dan Granger (1987). Pada model koreksi kesalahan ini, pergerakan jangka pendek variabel-variabel dalam sistem dipengaruhi oleh deviasi dari keseimbangan. Koreksi kesalahan ini merupakan hasil yang diperoleh dari residual estimasi persamaan kointegrasi.

Model ECM untuk melihat hubungan jangka pendek antara variabel makro ekonomi dan *return* IHSG yang dihasilkan dari model persamaan kointegrasi (6) adalah sebagai berikut:

$$\Delta R_{IHSG} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta DEPO + \alpha_2 \Delta SBI + \alpha_3 \Delta M1 + \alpha_4 \Delta KURS + \alpha_5 \Delta INF + \alpha_6 \mu_{t-1} + e_t \quad (7)$$

μ_{t-1} adalah error kointegrasi lag 1, atau secara matematis dituliskan, sebagai berikut:

$$\mu_{t-1} = R_{IHSG_{t-1}} - \beta_0 - \beta_1 DEPO_{t-1} - \beta_2 SBI_{t-1} - \beta_3 M1_{t-1} - \beta_4 KURS_{t-1} - \beta_5 INF_{t-1} \quad (8)$$

Dari model yang terbentuk diatas dapat terlihat bahwa hubungan perubahan ‘DEPO’, ‘SBI’, ‘M1’, ‘KURS’, ‘INF’ terhadap ‘ R_{IHSG} ’ dalam jangka panjang akan diseimbangkan oleh *error* sebelumnya. Dari persamaan diatas, $\Delta DEPO$, ΔSBI , $\Delta M1$, $\Delta KURS$ dan ΔINF menggambarkan ‘gangguan’ jangka pendek dari DEPO, SBI, M1, KURS dan INF, dan *error* kointegrasi merupakan penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang. Dengan demikian, jika koefisien α_6 signifikan, maka koefisien tersebut akan menjadi penyesuaian bila terjadi fluktuasi variabel-variabel yang diamati menyimpang dari ‘hubungan’ jangka panjangnya.

Variabel dalam penelitian terdiri dari *Return* Indeks Harga Saham Gabungan (R_{IHSG}) yang menjadi variabel dependen dari penelitian. Selanjutnya berturut-turut, bunga deposito satu bulan (DEPO), Sertifikat Bank Indonesia (SBI), jumlah uang beredar (M1), nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat (KURS), dan tingkat inflasi (INF) adalah

sebagai variabel independen dari penelitian. Penelitian dilakukan dengan menggunakan data sekunder berupa data bulanan periode Januari 2003 sampai dengan Oktober 2008 (70 observasi). Data makro ekonomi diperoleh dari Statistik Ekonomi Keuangan Indonesia yang dipublikasikan oleh Bank Indonesia. Sedangkan, data IHSG diperoleh dari bursa efek Indonesia (BEI).

HASIL PENELITIAN

Uji Kointegrasi

Berdasarkan uji kointegrasi dengan menggunakan data awal (*level*) menunjukkan bahwa antara variabel makro ekonomi dan *return* IHSG tidak terkointegrasi dalam jangka panjang (lihat tabel 1). Dengan demikian, pada pengujian kointegrasi dengan menggunakan data awal (*level*) disimpulkan bahwa antara variabel makro ekonomi dan *return* IHSG tidak terjadi hubungan atau keseimbangan jangka panjang. Pengujian kointegrasi selanjutnya adalah dengan menggunakan data untuk perbedaan pertama (*first difference*). Tahapan atau prosedur pengujian yang dilakukan pada uji kointegrasi dengan data perbedaan pertama (*first difference*) tidak jauh berbeda dengan uji kointegrasi dengan menggunakan data awal (*level*). Hanya saja, uji kointegrasi disini dilakukan pada data awal yang telah di *differencing* pada tingkat *difference* satu.

Sama seperti uji kointegrasi pada data awal (*level*), tahapan dalam melakukan uji kointegrasi berdasarkan prosedur Engle-Granger kali ini adalah dengan membuat model dengan menggunakan regresi linear biasa (OLS) dengan data yang telah di *differencing* pada *difference* satu. Kemudian nilai residu dari hasil estimasi regresi linear tersebut nantinya akan diuji stasioneritasnya. Apabila nilai residu menyatakan bahwa diantara variabel-variabel terjadi kointegrasi atau memiliki kombinasi linear stasioner diantara variabel-variabel tersebut, hasil analisis dapat membuktikan bahwa terdapat hubungan atau keseimbangan jangka panjang antara variabel makro ekonomi dan *return* IHSG sehingga estimasi dapat dilakukan dengan menggunakan teknik kointegrasi.

Estimasi OLS seperti yang terlihat pada tabel 3 menghasilkan nilai residu yang dinyatakan dengan (RES_COINT). Dengan menggunakan Uji ADF dan memasukkan *intercept* serta *trend*, diperoleh kesimpulan bahwa nilai ADF dari nilai residu dengan panjang lag sebesar 1 memiliki besaran yang lebih kecil dari nilai kritisnya yang sebesar 1%. Dengan demikian, hal ini dapat diartikan bahwa μ_t stasioner atau hipotesis nol ditolak dan menerima hipotesis alternatif. Artinya, variabel terikat *return* IHSG (R_{IHSG})

terkointegrasi dengan variabel bebas makro ekonomi. Dengan demikian, regresi yang dihasilkan merupakan regresi kointegrasi. Atau dengan kata lain, analisis dari hasil uji stasioneritas terhadap nilai residu membuktikan bahwa antara variabel makro ekonomi yang terdiri dari suku bunga deposito satu bulan $D(DEPO)$, suku bunga Sertifikat Bank Indonesia $D(SBI)$, jumlah uang beredar $D(M1)$, nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat $D(KURS)$, dan tingkat inflasi $D(INF)$ dengan pergerakan *return* IHSG $D(R_{IHSG})$ terdapat hubungan atau keseimbangan jangka panjang pada pengujian dengan data perbedaan pertama (*first difference*). Dengan demikian, hasil uji kointegrasi dengan perbedaan pertama (*first difference*) sesuai dengan pernyataan yang dikemukakan oleh Gujarati (2003); dan Nachrowi dan Usman (2006) bahwasanya kombinasi linear yang bersifat stasioner dapat terjadi diantara dua variabel yang masing-masing tidak stasioner atau mengikuti pola *random walk*. Apabila hal yang demikian terjadi kedua variabel tersebut dikatakan saling terintegrasi atau *bercointegrated*.

Bahasan selanjutnya, hasil analisis regresi pada tabel 3 membuktikan bahwa hanya variabel nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika yang memiliki pengaruh signifikan terhadap *return* IHSG. Sedangkan, variabel lainnya yaitu, variabel suku bunga deposito satu bulan, suku bunga SBI, jumlah uang yang beredar (M1) dan tingkat inflasi tidak memiliki pengaruh terhadap *return* IHSG. Selanjutnya hasil analisis juga menunjukkan hubungan hubungan positif yang terjadi antara suku bunga SBI, nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika dan *return* IHSG. Disisi lain, hubungan negatif terjadi antara suku bunga deposito satu bulan, jumlah uang beredar (M1), tingkat inflasi dan *return* IHSG. Artinya, apabila suku bunga SBI mengalami kenaikan (penurunan), nilai tukar rupiah terapresiasi (terdepresiasi) maka *return* IHSG akan mengalami kenaikan (penurunan). Disisi lain, jika suku bunga deposito satu bulan, jumlah uang beredar (M1) dan tingkat inflasi mengalami kenaikan (penurunan) maka *return* IHSG akan mengalami penurunan (kenaikan).

Jika hasil analisis penelitian ini dibandingkan dengan penelitian sebelumnya, bukti empiris yang menyimpulkan bahwa terdapat hubungan positif antara nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika dan *return* IHSG. Hasil empiris dikatakan oleh Sudjono (2004), dan Kwon, *et al* (1997). Para peneliti tersebut mengatakan bahwa nilai tukar rupiah signifikan dalam mempengaruhi IHSG. Selanjutnya, hubungan positif antara suku bunga SBI dan *return* IHSG yang dihasilkan dari penelitian juga konsisten bertolakbelakang dengan hipotesis dan penelitian sebelumnya.

Berbeda dengan hasil regresi dengan data awal, hasil penelitian dengan data untuk pembedaan pertama menunjukkan ada pengaruh yang kurang signifikan antara tingkat inflasi dan *return* IHSB dengan hubungan yang negatif. Hasil ini menjadi konsisten dengan penelitian yang dilakukan oleh Dominian *et al.* (1996), Adrangi *et al.* (1999) dan Drisakti (2005). Menurut para peneliti tersebut tingkat inflasi memiliki hubungan negatif dengan *return* IHSB artinya jika tingkat inflasi meningkat maka berdampak pada penurunan *return* IHSB, dan sebaliknya. Namun, penelitian yang dilakukan para peneliti tersebut mengungkap fakta bahwa tingkat inflasi berpengaruh signifikan terhadap *return* IHSB.

Tabel 1
Uji Kointegrasi dengan ADF

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.259342	0.4496
Test critical values:		
1% level	-4.100935	
5% level	-3.478305	
10% level	-3.166788	

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES_OLS(-1)	-0.480981	0.212885	-2.259342	0.0274
D(RES_OLS(-1))	-0.313737	0.179932	-1.743640	0.0862
D(RES_OLS(-2))	-0.303167	0.130566	-2.321941	0.0235
C	1.139330	1.617691	0.704294	0.4839
@TREND(2003:01)	-0.031712	0.040387	-0.785209	0.4353
R-squared	0.418388	Mean dependent var	-0.222256	
Adjusted R-squared	0.380864	S.D. dependent var	7.850087	
S.E. of regression	6.176855	Akaike info criterion	6.551191	
Sum squared resid	2365.519	Schwarz criterion	6.715720	
Log likelihood	-214.4649	F-statistic	11.15005	
Durbin-Watson stat	1.837007	Prob(F-statistic)	0.000001	

Tabel 2
Uji Kointegrasi Pada *First Difference* dengan ADF

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10.21671	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.100935	
	5% level	-3.478305	
	10% level	-3.166788	

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES_COINT(-1)	-1.950339	0.190897	-10.21671	0.0000
D(RES_COINT(-1))	0.393319	0.113585	3.462776	0.0010
C	1.815090	1.661795	1.092246	0.2789
@TREND(2003:01)	-0.059187	0.040870	-1.448175	0.1525
R-squared	0.747265	Mean dependent var		0.031474
Adjusted R-squared	0.735230	S.D. dependent var		12.38352
S.E. of regression	6.372037	Akaike info criterion		6.599560
Sum squared resid	2557.980	Schwarz criterion		6.731184
Log likelihood	-217.0853	F-statistic		62.09113
Durbin-Watson stat	1.906744	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabel 3
Tabel Regresi Linear Biasa (OLS) Pada Pembedaan Pertama
(*First Difference*)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEPO)	-3.190552	4.504172	-0.708355	0.4813
D(SBI)	6.667543	5.105063	1.306065	0.1963
D(M1)	-4.15E-06	8.41E-05	-0.049369	0.9608
D(KURS)	-0.015355	0.003597	-4.268648	0.0001
D(INF)	-0.693786	0.641854	-1.080909	0.2839
C	0.276586	1.011740	0.273377	0.7855
R-squared	0.239773	Mean dependent var		-0.330870
Adjusted R-squared	0.179437	S.D. dependent var		8.556090
S.E. of regression	7.750527	Akaike info criterion		7.016340
Sum squared resid	3784.452	Schwarz criterion		7.210610
Log likelihood	-236.0637	F-statistic		3.973992
Durbin-Watson stat	2.705211	Prob(F-statistic)		0.003391

Error Correction Mechanism

Untuk memperoleh persamaan jangka pendek dari persamaan jangka panjang, estimasi *Error Correction Mechanism* (ECM) dilakukan dengan cara memasukkan variabel ke model dalam bentuk *first difference* dan memasukkan residual periode sebelumnya dari hasil OLS ($res_{ols(-1)}$). Hasil ECM merupakan pergerakan dalam jangka pendeknya, namun tetap dalam kerangka ataupun alur jangka panjangnya. Hasil uji ECM menunjukkan bahwa koefisien μ_{t-1} signifikan secara statistik. Hal ini dapat terlihat dari nilai probabilitas μ_{t-1} (0,00%) yang lebih kecil dari nilai alpha sebesar 1%. Dengan demikian, hal ini dapat dikatakan bahwa kesalahan keseimbangan mempengaruhi *return* IHSG. Artinya, *return* IHSG tidak menyesuaikan perubahan variabel makro ekonomi pada periode yang sama atau hipotesis nol ditolak serta menerima hipotesis alternatif. Jelasnya, antara variabel makro ekonomi dan *return* IHSG memiliki keseimbangan jangka pendek. Atau dengan kata lain, dengan koefisien μ_{t-1} sebesar 91,10% penyesuaian satu periode berikutnya untuk menuju keseimbangan jangka panjang sangat berarti. Hal ini menegaskan bahwa dalam jangka pendek variabel *return* IHSG akan menurun dan mampu menyesuaikan perubahan variabel makro ekonomi pada satu periode berikutnya untuk mengoreksi kesalahan dan menuju keseimbangan jangka panjang sebesar 91,10%.

Kemudian, hasil penelitian menggunakan metode ECM juga memberikan *output* yang tidak jauh berbeda dengan analisis regresi sebelumnya bahwa hanya nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika yang memberikan pengaruh signifikan terhadap *return* IHSG. Namun, hasil yang berbeda ditunjukkan pada hubungan antara variabel makro ekonomi dan *return* IHSG. Hasil regresi sebelumnya pada data awal (*level*) menunjukkan hubungan positif terjadi antara suku bunga SBI, inflasi, nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika dan *return* IHSG dan hubungan negatif terjadi antara suku bunga deposito satu bulan, jumlah uang beredar (M1) dan *return* IHSG. Kemudian, hasil regresi dengan menggunakan data perbedaan pertama (*first difference*) menunjukkan hubungan yang positif ada pada suku bunga SBI, nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika dan *return* IHSG. Disisi lain, hubungan negatif terjadi antara suku bunga deposito satu bulan, jumlah uang beredar (M1), tingkat inflasi dan *return* IHSG. Pada uji penelitian dengan ECM, hasilnya menunjukkan bahwa variabel suku bunga SBI, nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika dan jumlah uang beredar berhubungan positif dengan *return* IHSG sedangkan, suku bunga deposito dan tingkat inflasi berhubungan negatif dengan *return* IHSG.

Hasil penelitian ini serupa dengan hasil penelitian yang dilakukan oleh Sudjono (2004). Penelitian tersebut mengungkap fakta bahwa dalam

jangka pendek variabel makro ekonomi lebih mampu menjelaskan pengaruhnya terhadap IHSG. Atau dengan kata lain, terdapat keseimbangan antara variabel makro ekonomi dengan IHSG dalam jangka pendek. Implikasinya, variabel makro ekonomi memiliki pengaruh yang signifikan terhadap *return* IHSG dalam jangka pendek.

Tabel 4
Hasil Regresi *Error Correction Mechanism*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEPO)	-2.792163	3.137784	-0.889852	0.3770
D(SBI)	5.462940	3.558971	1.534977	0.1299
D(M1)	2.84E-05	5.87E-05	0.484448	0.6298
D(KURS)	-0.019482	0.002555	-7.624583	0.0000
D(INF)	-0.404791	0.448463	-0.902619	0.3702
RES_OLS(-1)	-0.911030	0.110604	-8.236852	0.0000
C	0.466812	0.705113	0.662038	0.5104
R-squared	0.636999	Mean dependent var		-0.330870
Adjusted R-squared	0.601870	S.D. dependent var		8.556090
S.E. of regression	5.398681	Akaike info criterion		6.306113
Sum squared resid	1807.037	Schwarz criterion		6.532761
Log likelihood	-210.5609	F-statistic		18.13310
Durbin-Watson stat	1.962092	Prob(F-statistic)		0.000000

PENUTUP

Berdasarkan uji kointegrasi data awal (*level*) menunjukkan bahwa variabel *return* IHSG terkointegrasi dengan variabel bebas makro ekonomi. Atau dengan kata lain, analisis dari hasil uji stasioneritas terhadap nilai residu membuktikan bahwa antara variabel makro ekonomi yang terdiri dari suku bunga deposito satu bulan, suku bunga Sertifikat Bank Indonesia, jumlah uang beredar, nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dan tingkat inflasi dengan pergerakan *return* IHSG terdapat keseimbangan hubungan jangka. Jadi, variabel makro ekonomi dapat dikatakan memiliki pengaruh signifikan terhadap *return* IHSG atau setiap perubahan pada variabel makro ekonomi akan berdampak pada perubahan *return* IHSG dalam jangka panjang.

Sementara berdasarkan pengujian dengan menggunakan metode *Error Correction Mechanism* menunjukkan bahwa terdapat keseimbangan

jangka pendek antara variabel makro ekonomi dan *return* IHSG. Implikasinya, variabel makro ekonomi signifikan dalam mempengaruhi *return* IHSG atau setiap perubahan pada variabel makro ekonomi akan berdampak pada perubahan *return* IHSG dalam jangka pendek. Selain itu, dalam jangka pendek variabel *return* IHSG akan menurun dan mampu menyesuaikan perubahan variabel makro ekonomi pada satu periode berikutnya untuk mengoreksi kesalahan dan menuju keseimbangan jangka panjang sebesar 91,10%.

Penelitian memberikan implikasi (1) bagi pemerintah dan pengelola pasar modal di Indonesia, berdasarkan hasil penelitian, perkembangan pasar modal saat ini sangat dipengaruhi oleh kondisi ekonomi makro khususnya pergerakan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika. Oleh karena itu, pemerintah perlu terus menjaga stabilitas kondisi perekonomian nasional agar perkembangan pasar modal dapat terus berjalan dengan baik; (2) Bagi investor saham, ketika ingin merencanakan investasi pada saham, para investor sebaiknya perlu melakukan analisis terlebih dahulu mengenai perubahan *return* IHSG yang disebabkan oleh perubahan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika. Berdasarkan penelitian, hanya variabel nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika yang signifikan dalam memprediksi *return* IHSG dimana kedua variabel tersebut berhubungan positif. Artinya, jika nilai tukar rupiah terapresiasi (terdepresiasi) maka *return* IHSG akan mengalami kenaikan (penurunan); (3) Bagi peneliti yang ingin mengembangkan topik ini dapat mengaplikasikan metode ekonometrika yang lebih maju, misalnya *Structural Vector Auto Regressive* (VAR) untuk menginvestigasi keterkaitan dinamis variabel makro ekonomi dengan *return* IHSG.

REFERENSI:

- Adrangi, B., A. Chatrath, dan K. Raffiee. 1999. Inflation, Output, And Stock Prices: Evidence From Two Major Emerging Markets, *Journal of Economics and Finance*, Vol. 23 (3), Hlm. 266-278.
- Ajay, R.A, dan M. Mougoué. 1996. On the Dynamic Relation Between Stock Prices and Exchange Rates, *Journal of Financial Research* 21, Hlm. 193-207.
- Al-Khazali, O.M., dan C.S. Pyun. 2004. *Stock Prices and Inflation: New Evidence from the Pacific-Basin Countries*, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 22 (2), Hlm. 123-140
- Bodie, Z., A. Kane dan A.J. Marcus. 2003. *Essentials of Investment, International Edition*, New York: McGraw-Hill.
- Dickey, D.A., dan W.A. Fuller. 1981. Likelihood Ratio for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, Hlm. 1057-1072.

- Dominian, D.L., J.E. Gilster, dan D.A. Louton. 1996. Expected Inflation, Interest Rates, And Stock Returns, *The Financial Review*, Vol. 31, No. 4, Hlm. 809-830.
- Dritsaki, M. 2005. Linkage Between Stock Market And Macroeconomic Fundamentals: Case Study Of Athens Stock Exchange, *Journal of Financial Management and Analysis*, 38-47
- Enders, W. 1995. *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Francis, J.C., dan R. Ibbotson. 2000. *Investment A Global Perspective*, New Jersey: Prentice Hall.
- Graham, M., J. Nikkinen dan P. Shalstrom. 2003. Relative Importance Of Scheduled Macroeconomic News For Stock Market Investors, *Journal Economics and Finance*, Vol. 27 (2), Hlm. 154-164
- Gujarati, D. 2003. *Basic Econometric*, 4th edition, Singapore: McGraw-Hill Book Co.
- Hermanto, B. 1999. Nominal Stock Return Volatility on The Jakarta Stock Exchange and Changes in Government Policy, DISERTASI, England: Department of Accounting and Finance, Faculty of Commerce and Social Science, The University of Birmingham, unpublished.
- Husnan, S. 2001. *Dasar-Dasar Teori Portofolio dan Analisis Sekuritas*, Edisi Ketiga, Yogyakarta: YKPN.
- Kroon, E., dan O.V. Veen. 2004. Do Currencies Influence The Stock Prices Of Companies, *Journal of Asset Management*, Vol. 5, No. 4, Hlm. 251-262.
- Kwon, C.S., T.S. Shin, dan F.K. Bacon. 1997. The effect of Macroeconomic Variables on Stock Markets Return in Developing Markets, *Multinational Business Review Fall*, 63-70.
- Lee, S.B. 1996. Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation, *Journal of Finance* Vol. 47, Hlm. 1591-1603.
- Mahdavi, S., dan A. Sohrabian. 1991. The Link Between The Rate of Growth of Stock Prices And The Rate of Growth of GNP In The United States: A Granger Causality Test, *American Economist*, Vol. 35, No. 2, Hlm. 41-48.
- Manurung, A.H. 1996. Pengaruh Variabel Makro, Investor Asing, Bursa Yang Telah Maju terhadap Indeks BEJ, *Tesis*, Program Pascasarjana Program Studi Ilmu Ekonomi, UI, Jakarta, tidak dipublikasikan.
- Nachrowi, D.N., dan H. Usman. 2006. *Pendekatan Populer dan Praktis Ekonometrika Untuk Analisis Ekonomi dan Keuangan*. Jakarta: Lembaga Penerbit Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia.
- Peavy, J.W. 1992. Stock Prices: Do Interest Rates and Earnings Really Matter? *Financial Analysts Journal*, Vol. 48, No. 3, Hlm. 10-12.
- Philips, P. dan P. Perron. 1990. Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika* Vol. 75, Hlm. 335-346.
- Rao, B.B. 1994. *Cointegration for the Applied Economist*, 1st edition, New York: ST. Martin's Press, Inc.,
- Ross, Stephen A. 1976. The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, Hlm. 341-360.
- Sudjono. 2004. *Analisis Keseimbangan dan Hubungan Simultan Antara Variabel Ekonomi Makro Terhadap Indeks Harga Saham Gabungan di Bursa Efek Jakarta*, Disertasi, Fakultas Ekonomi, Universitas Indonesia, tidak dipublikasikan.