

PENGARUH UANG BEREDAR TERHADAP INDEKS HARGA SAHAM GABUNGAN DI BURSA EFEK INDONESIA PERIODE 1998:1-2009:12

Henny Rahyuda

Fakultas Ekonomi Universitas Udayana
Kampus Bukit Jimbaran, Badung-BALI
Telepon +62 361 701954, 704845, Fax. +62 361 701907
E-mail: henny_rahayuda@yahoo.com

ABSTRACT

In an efficient market, information about macroeconomic of growth variables both in the present and in the past fully reflected in asset prices, when the information was published already predicted the stock price will not change (neutral). This study aims to see the neutrality of money supply in the stock market by looking at the impact of money supply in the narrow sense (M_1) and money supply in the broad sense (M_2) on the Composite Stock Price Index (CSPI) in Indonesia Stock Exchange. This study uses quantitative analysis with a model developed by Fisher and Seater (1993) to test the neutrality of money through the method of Ordinary Least Square (OLS) First-Difference. The data used are time series per month from 1998 until 2009. The results shows that the variable M_1 does not affect (neutral) against CSPI in the long term. While the M_2 variables affect the CSPI (not neutral) in the long run. Based on estimates, the variable M_2 is cointegrated with CSPI, so that it can affect the index in the long term.

Keywords: CSPI, money supply, efficient market hypothesis, fisher and seater model, OLS

PENDAHULUAN

Krisis ganda yang terjadi di Indonesia sebagai akibat melemahnya nilai tukar rupiah dan merosotnya kepercayaan masyarakat terhadap perbankan, menyebabkan melonjaknya jumlah uang yang beredar. Kebutuhan rupiah yang lebih besar untuk melakukan transaksi sebagai akibat tingginya kenaikan harga telah mendorong masyarakat untuk memilih alat pembayaran yang lebih likuid. Sampai dengan Juni 1998, sejalan dengan peningkatan penarikan uang kartal, M_1 mengalami lonjakan cukup tinggi hingga mencapai Rp109,4 triliun atau meningkat 11,3% dibandingkan dengan bulan Maret 1998. Selanjutnya, kenaikan suku bunga simpanan dan adanya konversi simpanan valuta asing ke rupiah telah mengakibatkan pergeseran dari M_1 ke uang kuasi rupiah sehingga posisi M_1 cenderung menurun dan mencapai titik terendah pada bulan Oktober 1999, yaitu sebesar Rp98,9 triliun (SEKI, 1998/1999:64). Kenaikan uang kuasi tersebut meningkatkan M_2 .

Jumlah M_1 mengalami peningkatan sebesar 30% hingga mencapai posisi Rp62,2 triliun pada akhir tahun 2000. Peningkatan tersebut selain disebabkan oleh

peningkatan uang kartal juga disebabkan oleh peningkatan uang giral sebesar Rp23,5 triliun (35,5%). Peningkatan uang giral ini sejalan dengan meningkatnya aktivitas perekonomian dan rendahnya suku bunga deposito riil (Laporan Tahunan BI, 2000:67). Sementara itu uang kuasi juga mengalami peningkatan sebesar 12,1% dari tahun sebelumnya. Dengan perkembangan M_1 dan uang kuasi, M_2 mengalami pertumbuhan sebesar 1,6% menjadi Rp747 triliun pada akhir tahun 2000. Pertumbuhan M_2 tersebut lebih tinggi dibandingkan pertumbuhan pada tahun sebelumnya yang tercatat sebesar 11,9%.

Selama tahun 2001-2003 pertumbuhan M_1 dan M_2 cenderung lambat. Hal ini dikarenakan nilai tukar rupiah dan inflasi yang mulai stabil. Peningkatan M_1 terutama uang kartal yang tajam hanya terjadi ketika hari-hari raya besar seperti natal, ramadhan, dan tahun baru. Selain itu, kondisi sosial politik yang tidak stabil pada tahun 2001 menyebabkan masyarakat meningkatkan permintaan terhadap uang kartal untuk berjaga-jaga, sehingga M_1 meningkat pada tahun 2001 (Laporan Tahunan BI, 2001:11). Kebijakan naiknya tingkat suku bunga SBI menjadi tidak berarti untuk menurunkan jumlah uang beredar.

Sepanjang tahun 2008 uang kartal tumbuh rata-rata sebesar 27,3% atau meningkat jauh lebih tinggi dari periode yang sama tahun sebelumnya (18,1%). Akselerasi kartal berlangsung sejak awal tahun dan mencapai puncaknya pada September 2008. Kondisi tersebut terjadi terkait dengan masih kuatnya pertumbuhan ekonomi terutama dari sisi konsumsi masyarakat, yang juga didukung oleh lebih tingginya realisasi Bantuan Langsung Tunai (BLT) dari Pemerintah pada tahun 2008 (Laporan Tahunan BI, 2008:31). Namun demikian, pada triwulan IV-2008 pertumbuhan uang kartal dan kredit melambat sejalan dengan kondisi perekonomian domestik (Laporan Tahunan BI, 2008:32).

Beberapa studi menemukan bahwa penawaran uang berpengaruh positif terhadap harga saham, sementara yang lain menunjukkan bahwa *shock* penawaran uang tidak mempunyai dampak terhadap harga saham. Habibullah *et al.*, (2010) serta Chen dan Shen (2007) menemukan bahwa penawaran uang tidak mempunyai pengaruh terhadap harga saham. Sementara Hermanto dan Manurung (2002) dalam penelitiannya tentang pengaruh variabel makro, inves-

tor, dan bursa yang telah maju terhadap indeks BEJ mengungkapkan bahwa variabel jumlah uang beredar (dalam arti M_2) mempunyai pengaruh yang positif terhadap harga saham (Indeks Bursa Efek Jakarta).

Secara umum, Friedman dan Schwartz (1963) menjelaskan hubungan antara penawaran uang dan pengembalian saham dengan menyederhanakan hipotesis bahwa tingkat pertumbuhan uang akan berdampak pada ekonomi agregat dan kemudian akan berdampak pada pengembalian yang diharapkan. Selain itu, perubahan pada persediaan uang pada sektor swasta mungkin akan mempengaruhi keinginan sektor swasta tersebut untuk mensubstitusikan uang dengan aset keuangan yang lain (Palmer, 1970). Peningkatan tingkat pertumbuhan uang menyebabkan penurunan keuntungan dari memegang uang (Hamburger dan Lewis, 1972). Hal ini memotivasi sektor swasta untuk mensubstitusikan uang ke dalam aset yang kurang likuid seperti saham. Substitusi ini meningkatkan pembelian akan saham dan meningkatkan harga aset. Peningkatan pertumbuhan penawaran uang mengindikasikan kelebihan likuiditas yang tersedia untuk membeli sekuritas, sehingga harga sekuritas akan naik (Maysami, 2004).

Dalam literatur empiris, ketidakmampuan perubahan penawaran uang dalam mempengaruhi harga saham didasarkan pada hipotesis pasar efisien. Hipotesis pasar efisien didasarkan pada asumsi bahwa harga-harga dari sekuritas di pasar keuangan sepenuhnya mencerminkan semua informasi yang tersedia. Pada pasar yang efisien, informasi mengenai pertumbuhan variabel makroekonomi baik di masa sekarang maupun di masa lalu terefleksi penuh pada harga aset (Habibullah *et al.*, 1996), sehingga apabila informasi yang diumumkan sudah diperkirakan harga saham tidak akan berubah. Informasi baru yang tidak diperkirakan sebelumnya yang mampu membawa perubahan pada harga saham.

Kontroversi yang terjadi dalam studi empiris mengenai dampak penawaran uang terhadap harga saham menjadi penting untuk diteliti karena beberapa alasan (Habibullah *et al.*, 2010), yaitu 1) pada tingkat mikro, jika penawaran uang dan harga saham berhubungan, maka investor dapat memperoleh keuntungan lebih tinggi daripada tingkat pengembalian rata-rata dari pasar saham dengan menggunakan informasi perubahan penawaran uang; 2) pada tingkat

makro, penawaran uang merupakan salah satu saluran untuk mempengaruhi sektor ekonomi yang paling produktif, jika tidak ada hubungan, maka kemampuan penawaran uang sebagai alat kebijakan moneter dapat diragukan.

MATERI DAN METODE PENELITIAN

Prinsip dasar dalam memperkenalkan ekonomi adalah peranan pokok dari tabungan dan investasi. Besarnya investasi tidak akan sama dengan besarnya tabungan karena adanya perbedaan motif. Motif investasi adalah keinginan untuk mendapatkan keuntungan sebesar-besarnya, sementara motif menabung dapat beragam alasannya, misalnya untuk berjaga-jaga. Besarnya investasi tidak sama dengan besarnya uang yang ditabung, dan walaupun sama itu hanya kebetulan saja. Nopirin (1987: 133) menjelaskan faktor-faktor yang mempengaruhi investasi. Beberapa faktor yang kuat pengaruhnya terhadap investasi antara lain tingkat bunga, penyusutan, kebijaksanaan perpajakan, harapan penjualan, serta kebijakan ekonomi. Menurut Nopirin, tingkat bunga memiliki hubungan yang berbanding terbalik dengan investasi, sedangkan penyusutan dan perkiraan tentang penjualan memiliki hubungan yang berbanding lurus dengan investasi. Kebijaksanaan perpajakan dan kebijakan ekonomi memiliki dampak yang tergantung dari kebijakan yang diterapkan. Jika kebijakan perpajakan bersifat insentif fiskal maka kebijakan tersebut akan mendorong pertumbuhan investasi. Sebaliknya, jika kebijakan tersebut bersifat disinsentif fiskal maka kebijakan tersebut akan cenderung mengurangi pertumbuhan investasi.

Menurut Nopirin (1987:114) tiga sifat utama yang erat hubungannya dengan permintaan akan bentuk kekayaan adalah risiko, pendapatan, dan proteksi terhadap inflasi. Menurut teori dan pandangan rasionalitas, pemilik dana akan menempatkan dananya pada bentuk kekayaan yang memiliki risiko rendah dan tingkat pendapatan tinggi. Namun dalam teori manajemen keuangan maupun dalam praktik ekonomi sehari-hari antarrisiko dan pendapatan memiliki hubungan yang berbanding lurus, artinya jika risiko tinggi maka pendapatan tinggi dan sebaliknya jika risiko rendah maka pendapatan juga rendah (*high risk-high return, low risk-low return*).

Pendapatan riil dari suatu bentuk kekayaan

tergantung pada laju inflasi. Setiap bentuk kekayaan berbeda dalam hal mudah-tidaknya terkena pengaruh inflasi. Suatu bentuk kekayaan yang memberikan pendapatan nominal secara tetap, maka pendapatan riilnya akan berbanding terbalik dengan laju inflasi. Makin tinggi laju inflasi, makin rendah pendapatan riil yang diterimanya. Teori pengharapan rasional merupakan perbaikan hipotesis pengharapan adaptif. Perbedaan antara pengharapan rasional dengan pengharapan adaptif adalah kalau pengharapan adaptif pembentukan pengharapan didasarkan pada pengalaman masa lalu, sedangkan pengharapan rasional pembentukan pengharapannya tidak hanya berdasarkan pengalaman masa lalu akan tetapi juga berdasarkan pada keyakinan di masa yang akan datang. Secara konsep, harga saham merupakan keinginan untuk membeli saham yang sama dengan nilai dividen sekarang baik yang diperkirakan di masa yang akan datang maupun harga saham yang diperkirakan ketika saham tersebut dijual. Harga saham yang dinilai investor akan naik jika dividen yang diperkirakan/diharapkan naik atau jika harga saham yang diperkirakan ketika saham tersebut dijual naik (*capital gain*). Harga saham hari ini yang dinilai investor akan turun apabila tingkat suku bunga meningkat. Harga saham yang diperkirakan dibentuk dari pengalaman masa lalu, maka dinamakan pendekatan hipotesis ekspektasi adaptif. Pendekatan lain, harga saham yang diperkirakan didasarkan pada keyakinan di masa yang akan datang.

Jalur utama penawaran uang dalam mempengaruhi dividen melalui pendapatan perusahaan sekarang dan yang diperkirakan di masa yang akan datang. Asumsi permintaan uang tetap, penurunan penawaran uang akan meningkatkan suku bunga dan mengurangi pengeluaran investasi yang sensitif terhadap suku bunga. Penurunan pada pengeluaran investasi menyebabkan penurunan penjualan perusahaan dan kemudian menurunkan pendapatan perusahaan. Penurunan pendapatan perusahaan akan menurunkan dividen dan harga saham.

Monetary Portfolio Model yang dikembangkan Friedman dan Schwartz (1963), melihat uang sebagai aset di antara aset lain dalam portofolio investor. Perubahan pada persediaan uang pada sektor swasta untuk mensubstitusikan uang dengan aset keuangan yang lain (Palmer, 1970). Proses substitusi ini mempengaruhi harga aset keuangan. Peningkatan

pertumbuhan uang menyebabkan penurunan keuntungan dari memegang uang (Hamburger dan Lewis, 1972). Hal ini memotivasi sektor swasta untuk mensubstitusikan uang ke dalam aset yang kurang likuid seperti saham. Substitusi ini meningkatkan pembelian saham dan meningkatkan harga aset.

Penelitian pengaruh uang dalam jangka panjang pasar modal telah dilakukan oleh Chen dan Shen di Taiwan menyimpulkan bahwa harga saham riil terhadap *shock* moneter permanen menunjukkan bahwa M2 mempunyai dampak permanen terhadap harga saham riil, sedangkan M1 tidak memiliki dampak permanen terhadap harga saham riil. Dengan kata lain pada kasus M2 netralitas M2 pada IHSG tidak terjadi. Penelitian yang dilakukan oleh Habibullah *et al.* pada pasar saham di Malaysia menyimpulkan bahwa M1 mampu membuktikan adanya netralitas jangka panjang uang di pasar saham pada sektor manufaktur Malaysia, namun pada kasus M2 netralitas M2 pada IHSG tidak terjadi karena menurut uji kointegrasi Johansen, M2 terko-integrasi dengan indeks harga saham.

Model analisis yang digunakan dalam penelitian ini adalah model yang dikembangkan oleh Fisher dan Sietter (1993) dengan menggunakan metode kuadrat terkecil atau *Ordinary Least Square* (OLS). Model itu untuk menguji kenetralan penawaran uang dalam arti sempit (M_1) dan penawaran uang dalam arti luas (M_2) terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indonesia. Model tersebut adalah:

$$(y_t - y_{t-k}) = \alpha_k + \beta_k (m_t - m_{t-k-1}) + \varepsilon_{kt}$$

dimana:

- m_t : logaritma natural dari penawaran uang (M_1 dan M_2) pada periode t
- y_t : logaritma IHSG pada periode t
- α_k : koefisien intersep
- β_k : koefisien slope
- ε_{kt} : *Error terms* dengan rata-rata dan varian konstan
- k : *Lag* ditentukan secara acak (*trial error*)

Penawaran uang dalam arti sempit (M_1) adalah kewajiban sistem moneter terhadap sektor swasta domestik yang terdiri dari uang kartal (C) dan uang giral (D), sedangkan penawaran uang dalam arti luas (M_2) terdiri dari uang dalam arti sempit dan uang kuasi (deposito berjangka, tabungan, dan rekening valuta

asing milik swasta domestik di bank umum). Baik M_1 dan M_2 diukur dalam satuan rupiah. IHSG menunjukkan pergerakan harga saham secara umum yang tercatat di Bursa Efek Indonesia selama periode penelitian dari bulan Januari 1998 hingga Desember 2009 yang dihitung dengan rumus:

$$IHSG = \frac{\text{jumlah saham yang diperdagangkan} \times \text{harga pasar}}{\text{jumlah saham yang diperdagangkan} \times \text{harga perdana (IPO)}}$$

Terdapat dua syarat utama sebelum melakukan pengujian menurut model yang dikembangkan Fisher and Sietter (1993), yaitu 1) variabel yang digunakan harus stasioner pada tingkat *first-difference* dan tidak ada kointegrasi antara variabel independen dan variabel dependen, sehingga kedua model dalam penelitian ini akan di uji stasioner dan uji kointegrasi terlebih dahulu untuk dipilih model mana yang tepat bagi penelitian ini.

Metode yang digunakan dalam penelitian ini untuk menguji masalah stasioneritas data adalah uji akar-akar unit. Uji akar unit pertama kali dikembangkan Dickey-Fuller (Widarjono, 2007:342). Di dalam menguji apakah data mengandung akar unit atau tidak, Dickey-Fuller mengembangkan uji akar unit dengan memasukkan unsur AR yang lebih tinggi dalam modelnya dan menambahkan kelambanan variabel diferensi di sisi kanan persamaan yang dikenal dengan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) (Widarjono, 2003:344). Adapun formulasi uji ADF sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-1+j} + \varepsilon_t$$

dimana Δ adalah *first difference*, Y_t adalah variabel yang akan di uji stasioneritasnya (IHSG, M_1 , M_2), T adalah *time trend*, $\alpha_0, \alpha_1, \gamma, \beta_1$ adalah koefisien, dan ε_t adalah *error term*. Jika hipotesa nol $\alpha_1 = \gamma = 0$ diterima, maka Y_t dikatakan tidak stasioner.

Prosedur untuk menentukan apakah data stasioner atau tidak dengan cara membandingkan antara nilai statistik ADF dengan nilai kritisnya distribusi statistik Mackinnon. Nilai statistik ADF ditunjukkan oleh nilai t statistik koefisien pada persamaan di atas. Software Eviews 4 telah menyediakan baik nilai kritis statistik Mackinnon maupun nilai t statistik. Jika nilai statistik ADF lebih besar daripada nilai kritis statistik

Mackinnon, maka data yang diamati menunjukkan stasioner dan jika sebaliknya nilai statistik ADF lebih kecil daripada nilai kritis statistik Mackinnon maka data tidak stasioner. Panjangnya kelambanan dapat ditentukan berdasarkan criteria SIC dengan formula $k = [4(T/100)^{1/4}]$ (Newey, 1987).

Secara umum dapat dikatakan bahwa jika data *time series* Y dan X tidak stasioner pada tingkat level tetapi menjadi stasioner pada diferensiasi yang sama maka kedua data adalah terkointegrasi (Widarjono, 2007:351). Dalam penelitian ini digunakan uji kointegrasi yang dikembangkan oleh Soren Johansen. Ada tidaknya kointegrasi didasarkan pada uji *likelihood ratio* (LR). Jika nilai hitung LR lebih besar daripada nilai kritis LR maka terdapat kointegrasi sejumlah variabel dan sebaliknya jika nilai hitung LR lebih kecil daripada nilai kritisnya maka tidak ada kointegrasi. Nilai kritis LR diperoleh dari tabel yang dikembangkan oleh Johansen dan Juselius. Nilai hitung LR dihitung berdasarkan formula sebagai berikut:

$$Q_r = -T \sum_{t=r+1}^k \log(1 - \lambda_t)$$

untuk $r = 0, 1, \dots, k-1$ dimana adalah nilai *eigenvalue* yang paling besar.

Johansen juga menyediakan uji statistic LR alternatif yang dikenal *maximum eigenvalue statistic*. *Maximum eigenvalue statistic* dapat dihitung dari *trace statistic* sebagai berikut:

$$Q_{max} = -T(1 - \lambda_{r+1}) = Q_r - Q_{r+1}$$

Software ekonometri *evIEWS* menyediakan nilai *maximum eigenvalue statistic*, *eigenvalue* dan *trace statistic*. Keputusan adanya kointegrasi dengan membandingkan nilai *trace statistic* dan *maximum eigenvalue statistic* dengan nilai *critical value*. Jika nilai *trace statistic* dan *maximum eigenvalue statistic* lebih besar daripada *critical value* maka hipotesis nol yang menunjukkan tidak adanya kointegrasi tidak dapat diterima atau hipotesis alternatif adanya kointegrasi tidak dapat ditolak.

HASIL PENELITIAN

Penelitian ini menghasilkan dua model regresi liner sederhana yaitu model 1 antara M_1 dan IHSG dan model

2 antara M_2 dan IHSG. Terdapat dua syarat utama sebelum melakukan pengujian menurut model yang dikembangkan Fisher and Seater (1993), yaitu 1) variabel yang digunakan harus stasioner pada tingkat *first-difference* dan 2) tidak ada kointegrasi antara variabel independen dan variabel dependen, sehingga keputusan untuk memilih model yang akan diuji dengan menggunakan model yang dikembangkan Fisher and Seater (1993) adalah berdasarkan hasil dari uji stasioner dan uji kointegrasi.

Berikut ini adalah hasil uji stasioneritas dari variabel-variabel yang diteliti pada model 1:

Tabel 1
Hasil Uji Adf: Level – Intercept

Variabel	ADF t-statistik	MacKinnon Critical Value		
		1%	5%	10%
IHSG	-0.253061	-3.476805	-2.881830	-2.577668
M_1	1.641081	-3.476805	-2.881830	-2.577668

Sumber: Hasil estimasi menggunakan *EvIEWS* 4.1.

Berdasarkan hasil uji tersebut dapat diketahui bahwa semua variabel tidak stasioner pada tingkat *level – intercept*. Hal ini dapat diketahui dari nilai ADF^{t-statistik} variabel-variabel tersebut yang lebih kecil daripada nilai *MacKinnon critical value*-nya baik pada derajat kesalahan 1%, 5%, maupun 10%. Oleh karena itu, perlu dilakukan uji akar unit kembali pada tingkat selanjutnya yaitu *first difference-Intercept* pada semua variabel. Berikut ini adalah hasil uji stasioneritas tingkat *first difference-intercept*:

Tabel 2
Hasil Uji Adf: First Difference-Intercept

Variabel	ADF t-statistik	MacKinnon Critical Value		
		1%	5%	10%
IHSG	-9.054998	-3.476805	-2.881830	-2.577668
M_1	-14.54571	-3.476805	-2.881830	-2.577668

Sumber: Hasil estimasi menggunakan *EvIEWS* 4.1.

Uji stasioneritas yang dilakukan pada tingkat *first difference-intercept* menunjukkan bahwa semua variabel telah stasioner. Hal ini dapat diketahui dari

nilai ADF t-statistik yang lebih besar dibandingkan dengan nilai *Mackinnon Critical Value* baik 1%, 5%, maupun 10%. Dengan demikian, variabel-variabel tersebut dapat digunakan pada proses regresi selanjutnya pada tingkat *first difference-intercept*.

Berikut ini adalah hasil uji stasioneritas dari variabel-variabel yang diteliti pada model 2:

Tabel 3
Hasil Uji Adf: Level – Intercept

Variabel	ADF t-statistik	MacKinnon Critical Value		
		1%	5%	10%
IHSG	-0.253061	-3.476805	-2.881830	-2.577668
M ₂	3.417067	-3.476472	-2.881685	-2.577591

Sumber: Hasil estimasi menggunakan Eviews 4.1.

Berdasarkan hasil uji tersebut dapat diketahui bahwa semua variabel tidak stasioner pada tingkat *level – intercept*. Hal ini dapat diketahui dari nilai ADF t-statistik variabel-variabel tersebut yang lebih kecil daripada nilai *MacKinnon critical value*-nya baik pada derajat kesalahan 1%, 5%, maupun 10%. Oleh karena itu, perlu dilakukan uji akar unit kembali pada tingkat selanjutnya yaitu *first difference-intercept* pada semua variabel. Berikut ini adalah hasil uji stasioneritas tingkat *first difference-intercept*:

Tabel 4
HASIL UJIADF: FIRST DIFFERENCE-INTERCEPT

Variabel	ADF t-statistik	MacKinnon Critical Value		
		1%	5%	10%
IHSG	-9.054998	-3.476805	-2.881830	-2.577668
M ₂	-11.62109	-3.476805	-2.881830	-2.577668

Sumber: Hasil estimasi menggunakan Eviews 4.1.

Uji stasioneritas yang dilakukan pada tingkat *first difference-intercept* telah menunjukkan bahwa semua variabel telah stasioner. Hal ini dapat diketahui dari nilai ADF t-statistik yang lebih besar dibandingkan dengan nilai *Mackinnon Critical Value* baik 1%, 5%, maupun 10%. Dengan demikian, variabel-variabel tersebut dapat digunakan pada proses regresi

selanjutnya pada tingkat *first difference-intercept*.

Hasil uji kointegrasi pada masing-masing model dengan menggunakan pendekatan Johansen adalah sebagai berikut:

Tabel 5
Hasil Uji Kointegrasi

Model	Tren Data	Trace Statistic	1% (Critical Value)
1	5	15,22103	23,46
2	1	52,56252	16,31

Sumber: Hasil estimasi menggunakan Eviews 4.1.

Pada model 1, nilai *Trace Statistic* lebih kecil daripada nilai kritisnya pada tingkat signifikansi 1%. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa model 1 pada tingkat signifikansi 1% tidak terjadi kointegrasi. Pada model 2, nilai *Trace Statistic* lebih besar daripada nilai kritisnya pada tingkat signifikansi 1%. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa model 2 pada tingkat signifikansi 1% terjadi kointegrasi.

Kointegrasi ini menunjukkan bahwa dalam jangka panjang variabel independen kemungkinan mempengaruhi variabel dependen. Berdasarkan hasil estimasi pada Tabel 5, maka model 2 pada tingkat signifikansi 1% terjadi kointegrasi, artinya M₂ masih mempengaruhi IHSG dalam jangka panjang. Pada model 1, dengan tingkat signifikansi 1% tidak terjadi kointegrasi, artinya M₁ kemungkinan tidak mempengaruhi IHSG dalam jangka panjang. Berdasarkan syarat pengujian netralitas menurut model yang dikembangkan Fisher and Seater (1993) maka model 1 tepat digunakan dalam penelitian ini, sehingga perhitungan regresi dengan model Fisher dan Sieter (1993) yang dilakukan dengan menggunakan program Eviews 4.1 dilakukan terhadap model 1 OLS antara M₁ dan IHSG dari *lag* 1 (bulan 1) sampai dengan *lag* 36 (bulan 36). Hasil perhitungan regresi *lag* 36 dengan model 1 OLS antara M₁ dan IHSG berikut:

$$D(\ln(ihsg_t) - \ln(ihsg_{t-k})) = \alpha k + \beta k D(\ln(M1_t) - \ln(M1_{t-k})) + \epsilon_{kt}$$

Yang menghasilkan estimasi persamaan regresi linier sederhana:

$$Ihsg_1 - ihsg_{-36} = 0.004508 + 0.117077 M1_1 - M1_{-36}$$

SE	(0,274727)	(0,011180)
t	(0,426257)	(0,403256)
R²	0.001727	dw 1,641271

PEMBAHASAN

Berdasarkan hasil regresi tersebut dapat dilihat bahwa nilai R² sebesar 0,001727. Hal ini diartikan bahwa variasi dalam variabel IHSG mampu dijelaskan sebesar 0,17% oleh variabel M₁ dan sisanya sebesar 99,83 % dipengaruhi oleh variabel lain di luar model penelitian ini. Kecilnya R² ini menunjukkan pengaruh yang kecil dari M₁ terhadap IHSG. Pengujian t-statistik dilakukan dengan membandingkan nilai t_{tabel} dengan t_{hitung}. Pada uji t, H₀ ditolak apabila nilai t_{hitung} > t_{tabel} dan begitu pula sebaliknya. Penentuan t_{tabel} menggunakan *degree of freedom* (n-k-1) = 142, di mana jumlah obsevasi dalam penelitian (n) dalam penelitian ini sebesar 144 dan jumlah parameter (k) adalah 1 dengan tingkat kepercayaan 95% menghasilkan nilai t_{tabel} 1,96. Uji t variabel M₁ menunjukkan berada pada H₀ diterima, dimana t_{hitung} yaitu 0,42 lebih kecil daripada t_{tabel} yaitu 1,96. Gagalnya menolak H₀ tersebut berarti variabel M₁ tidak signifikan mempengaruhi variabel IHSG pada tingkat signifikansi 5%.

Koefisien $\hat{\alpha}_k$ pada model ini digunakan untuk membuktikan adanya pengaruh M₁ terhadap IHSG dalam jangka panjang. Semua variabel ditransformasikan dalam bentuk logaritma natural (Ln), koefisien $\hat{\alpha}_k$ diartikan setiap 1% pertumbuhan M₁ akan mempengaruhi IHSG sebesar koefisien $\hat{\alpha}_k$. Hipotesis dari model tersebut sebagai berikut:

H₀ = variabel independen tidak mempengaruhi variabel dependen (netral)

H_a = variabel independen mempengaruhi variabel dependen (tidak netral)

Tabel 6
Hasil Regresi M₁ Terhadap Ihsg

<i>K</i>	$\hat{\alpha}_k$	SE _k	t _k	<i>p-value</i>
1	0.06116	0.179728	0.340292	0.7341
2	0.023717	0.243508	0.097397	0.9226
3	0.012438	0.23095	0.053855	0.9571
4	0.115337	0.209512	0.550506	0.5829
5	0.01859	0.212222	0.087597	0.9303
6	-0.17383	0.255138	-0.68133	0.4968
7	-0.00948	0.217534	-0.04359	0.9653
8	-0.09025	0.229519	-0.39323	0.6948
9	0.153423	0.256443	0.598274	0.5507
10	0.099575	0.220058	0.452494	0.6517
11	-0.01921	0.222971	-0.08614	0.9315
12	-0.20945	0.322347	-0.64976	0.517
13	0.114628	0.212081	0.540491	0.5898
14	0.038065	0.223749	0.170126	0.8652
15	0.404994	0.2439	1.660491	0.0993
16	0.116066	0.232635	0.498917	0.6187
17	-0.14394	0.191323	-0.75231	0.4533
18	-0.42447	0.232355	-1.82683	0.0701
19	0.010836	0.208298	0.05202	0.9586
20	0.017473	0.203211	0.085986	0.9316

Sumber: Hasil estimasi menggunakan Eviews 4.1.

Selama periode penelitian, *p-value* pada setiap *k* periode melebihi tingkat signifikansi 5%. Hal ini menunjukkan bahwa hipotesis bahwa M₁ tidak mempengaruhi IHSG (netral) di Bursa Efek Indonesia tidak dapat ditolak. Simpulan ini membenarkan penelitian yang dilakukan oleh Habibullah *et al.*, (2000) yang menyatakan bahwa M₁ tidak mempengaruhi (netral) IHSG dalam jangka panjang.

Pergerakan indeks sangat dipengaruhi oleh ekspektasi investor atas kondisi fundamental negara maupun global seperti tingkat suku bunga, inflasi, nilai tukar, jumlah uang beredar, dan faktor-faktor non ekonomi seperti kondisi sosial dan politik, dan faktor lainnya. Harga saham akan terbentuk dari tawar menawar para investor di pasar modal dengan menggunakan informasi yang tersedia. Harga saham hari ini yang dinilai investor akan naik jika dividen yang diperkirakan/diharapkan naik atau jika harga saham yang diperkirakan ketika saham tersebut dijual naik (*capital gain*). Harga saham hari

ini yang dinilai investor akan turun bila tingkat suku bunga meningkat.

Penawaran uang atau jumlah uang beredar (JUB) yaitu M_1 (uang dalam arti sempit) yang terdiri dari uang kartal dan uang giral, dan M_2 (uang dalam arti luas) yang terdiri dari M_1 ditambah uang kuasi. M_1 menggambarkan jumlah uang yang dipegang oleh masyarakat dalam bentuk yang paling likuid. Peningkatan penawaran uang akibat peningkatan M_1 ini akan berdampak positif terhadap IHSG ketika peningkatan dana yang dipegang oleh masyarakat digunakan untuk melakukan investasi di bursa saham, sehingga akan menaikkan harga saham-saham yang nantinya akan berpengaruh pada kenaikan IHSG.

Hasil penelitian menggunakan model yang dikembangkan Fisher and Seater (1993) melalui metode OLS seperti yang ditunjukkan pada Tabel 6, menunjukkan bahwa M_1 justru tidak mempunyai dampak (netral) terhadap IHSG. Investor mungkin telah mengantisipasi kebijakan moneter Bank Sentral dalam mempengaruhi IHSG di Bursa Efek Indonesia. Oleh karena investor telah mengantisipasi dengan memperkirakan dampaknya terhadap IHSG maka kebijakan penawaran uang melalui peningkatan M_1 tidak memberikan dampak pada fluktuasi harga saham di Bursa Efek Indonesia. Hal ini sesuai dengan hipotesis pasar efisien bahwa harga-harga dari sekuritas di pasar keuangan sepenuhnya mencerminkan semua informasi

yang tersedia, pertumbuhan M_1 sepenuhnya tercermin pada harga saham. Investor tidak dapat merumuskan aturan jual beli saham yang menguntungkan dengan menggunakan informasi M_1 .

Uang kuasi meliputi tabungan, deposito berjangka, dan rekening valuta asing. Uang kuasi menggambarkan jumlah uang yang dipegang masyarakat di lembaga-lembaga keuangan seperti bank. Peningkatan M_2 (penawaran uang dalam arti luas) karena peningkatan uang kuasi akan mengakibatkan IHSG menurun ketika kelebihan dana yang dipegang masyarakat disalurkan ke lembaga keuangan dalam bentuk tabungan maupun deposito berjangka. Walaupun lembaga keuangan seperti bank juga menggunakan dana pihak ketiga (DPK) yang didapat dari masyarakat untuk bertransaksi di pasar modal, namun bank lebih banyak menempatkannya pada surat-surat berharga (SSB) yang diterbitkan pemerintah atau yang berkualitas *investment grade*, sehingga tidak terlalu berpengaruh pada transaksi di pasar modal.

Penelitian ini menyimpulkan bahwa peningkatan M_2 berpengaruh terhadap pergerakan IHSG. Hal ini sekaligus menyimpulkan bahwa M_2 mempengaruhi (tidak netral) terhadap IHSG dalam jangka panjang. M_2 tidak memenuhi salah satu syarat yang diajukan dalam model yang dikembangkan oleh Fisher and Seater (1993) untuk menguji kenetralan uang karena antara M_2 dan IHSG terkointegrasi, yang berarti M_2 dapat

Tabel 7
 M_2 dan Indeks Harga Saham Gabungan di Bursa Efek Indonesia
Tahun 2008 (dalam Miliar Rp)

Bulan	M_1	Uang Kuasi	M_2	IHSG
Januari	420.298	1.168.664	1.588.962	2,627.25
Februari	411.327	1.184.763	1.596.090	2,721.94
Maret	419.746	1.167.049	1.586.795	2,447.30
April	427.028	1.181.846	1.608.874	2,304.52
Mei	438.544	1.197.839	1.636.383	2,444.35
Juni	466.708	1.232.772	1.699.480	2,349.11
Juli	458.739	1.220.281	1.679.020	2,304.51
Agustus	452.445	1.222.986	1.675.431	2,165.94
September	491.729	1.294.521	1.768.250	1,832.51
Oktober	471.354	1.331.578	1.802.932	1,256.70
November	475.053	1.366.110	1.841.163	1,241.54

Sumber: Statistik Ekonomi dan Keuangan Indonesia.

mempengaruhi IHSG dalam jangka panjang. Pengaruh M_2 terhadap IHSG dapat negatif dapat positif tergantung bagian mana dari M_2 yang meningkat. Ketika peningkatan M_2 disumbang lebih banyak oleh peningkatan M_1 yang tidak diantisipasi sebelumnya akan berdampak positif terhadap IHSG karena peningkatan dana yang dipegang oleh masyarakat digunakan untuk melakukan investasi di bursa saham, sehingga akan menaikkan harga saham-saham yang nantinya akan berpengaruh pada kenaikan IHSG. Namun, jika peningkatan M_2 karena peningkatan uang kuasi maka akan mengakibatkan IHSG menurun karena kelebihan dana yang dipegang masyarakat diserap oleh lembaga keuangan dalam bentuk tabungan maupun deposito berjangka. Selain itu, ketika M_2 meningkat yang menyebabkan inflasi yang tinggi, maka peningkatan inflasi ini akan menekan perusahaan dan menaikkan risiko memegang saham sehingga akan menurunkan harga saham.

Hal ini terbukti, pada tahun 2008 ketika peningkatan penawaran uang (M_2) disumbang oleh peningkatan uang kuasi maka IHSG cenderung menurun. M_1 pada tahun 2008 berfluktuasi, ketika M_1 meningkat dan mencapai puncaknya pada bulan September sebesar Rp491,729 triliun, IHSG pada waktu itu meningkat mencapai 1832,51 poin. Setelah bulan September, peningkatan penawaran uang disumbang oleh peningkatan M_2 , IHSG pun setelah bulan September cenderung mengalami penurunan.

Pada bulan maret, pada saat M_1 meningkat, pada saat yang sama IHSG menurun. Hal ini tidak bertentangan dengan hipotesis pasar efisien, peningkatan M_1 bersamaan dengan kondisi global yang tidak stabil akibat jatuhnya bank investasi Lehman Brother di AS. Kondisi yang tidak diprediksikan sebelumnya membuat peningkatan M_1 yang harusnya positif berubah menjadi negatif. Investor melakukan aksi tarik dana pada pasar saham untuk menghindari kerugian akibat risiko memegang saham. Risiko tersebut di antaranya adalah terkait dengan sentimen kondisi likuiditas bank dan kekawatiran mulai menurunnya laba emiten sektor pertambangan dan pertanian searah dengan kejatuhan harga komoditas. Selain itu, Bank Indonesia meningkatkan suku bunga untuk mengatasi tekanan inflasi minat masyarakat untuk menyimpan uangnya di bank kembali meningkat. Investor mensubstitusikan saham ke dalam aset yang lebih aman.

SIMPULAN DAN SARAN

Simpulan

Berdasarkan hasil penelitian dan pembahasan, maka simpulan penelitian adalah 1) M_1 tidak mempengaruhi IHSG dalam jangka panjang dan pasar lebih efisien didasarkan pada asumsi bahwa harga-harga dari sekuritas di pasar keuangan sepenuhnya mencerminkan semua informasi yang tersedia, sehingga apabila informasi yang diumumkan sudah diperkirakan harga saham tidak akan berubah. Adanya informasi baru yang tidak diantisipasi sebelumnya akan berpengaruh pada ekspektasi investor yang akhirnya akan berpengaruh pada IHSG; 2) M_2 mempengaruhi IHSG dalam jangka panjang IHSG Berdasarkan hasil estimasi, variabel M_2 terintegrasi dengan IHSG, sehingga M_2 masih dapat mempengaruhi IHSG dalam jangka panjang; dan 3) Pasar saham menjadi tidak efisien dalam hal ini karena perubahan variabel M_2 tidak terefleksi pada harga saham, maka investor dapat menggunakan informasi mengenai perubahan M_2 dalam aturan jual beli saham nya. Dampak positif atau negatifnya tergantung dari bagian mana dari M_2 yang membuat penawaran uang meningkat. Peningkatan penawaran uang akibat peningkatan M_1 ini akan berdampak positif terhadap IHSG, sedangkan peningkatan penawaran uang karena peningkatan uang kuasi maka akan mengakibatkan IHSG menurun.

Saran

Jumlah uang beredar dalam arti luas (M_2) merupakan variabel yang lebih berpengaruh terhadap IHSG daripada jumlah uang beredar dalam arti sempit (M_1). Dengan demikian, diharapkan kebijakan ekonomi terutama di bidang moneter harus difokuskan untuk menjaga stabilitas jumlah uang beredar dalam arti luas (M_2). Penelitian mengenai kenetralan uang terhadap harga saham seringkali secara umum (IHSG), sehingga diharapkan adanya penelitian lain dengan melihat kenetralan uang terhadap harga saham secara sektoral untuk melengkapi penelitian ini agar lebih sempurna.

DAFTAR PUSTAKA

- Bank Indonesia. 2010. *Laporan Tahunan Bank Indonesia*. Berbagai Terbitan 1998-2009. Jakarta: Bank Indonesia.
- Bank Indonesia. 2010. *Laporan Tahunan Perekonomian Indonesia*. Berbagai Edisi Penerbitan. www.bi.go.id. Bank Indonesia: Jakarta.
- _____. 2010 *Statistik Ekonomi dan Keuangan Indonesia*. Berbagai Edisi Penerbitan. www.bi.go.id. Bank Indonesia: Jakarta.
- Badan Pusat Statistik. *Statistik Indonesia*. Berbagai Edisi Penerbitan. www.bps.go.id. Badan Pusat Statistik: Jakarta
- Baltagi, Badi H. 2002. *Econometric Analysis of Panel Data*. Second Edition. New York: John Wiley & Sons. Ltd.
- Chen, Shyh-Wei dan Chung-Hua Shen. 2007. "Real Effect of Money on Real Stock Price in Taiwan". *The Empirical Economics Letters*. 6 (3):217-224.
- Friedman, M. & Schwartz, A. J. 1963. "Money and Business Cycles". *Review of Economics and Statistics* 45 (1):485.
- Habibullah, Muzafar Shah, *et al.* 2010. "Is Money Neutral in Stock Market?: The Case of Malaysia". *Economics Bulletin*. 30 (3):1-9.
- Habibullah, Muzafar Shah dan Baharumshah, Ahmad Zubaidi. 1996. "Money, Output and Stock Prices in Malaysia: An Application of the Cointegration Test". *International Economic Journal*. 10 (2):121-130.
- Hamburger, Michael J. dan Lewis A. Kochin. 1972. "Money and Stock Prices". *The Journal of Finance*. 27(5): 231-249.
- Hermanto dan Manurung. 2002. "Pengaruh Tingkat Suku Bunga SBI, Nilai Kurs Dolar Amerika, Jumlah Uang Beredar (M2), Pembelian Bersih Investor Asing di BEJ terhadap IHSG di BEJ Periode Januari 1998-Maret 2002". *Usahawan* Agustus.
- Maysami, Ramin Cooper, Lee Chuin Howe, and Mohamad Atkin Hamzah. 2004. "Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-s Sector Indices". *Jurnal Pengurusan*. (24):47-77.
- Newey, W.K. and West, K.D. 1987. "A simple, positive semi-definite, hetercedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix". *Econometric* 55:703-708.
- _____, 1987. *Ekonomi Moneter*, BPFE UGM: Yogyakarta.
- Palmer, Michael. 1970. "Money Supply, Portofolio Adjusment and Stock Prices". *Financial Analisisist Journal*. (7-8):19-22.
- Parkin, Michael dan Robin Bade, 1983. *Modern Macroeconomics*. Phillip Allen Publisher Limited, Market Place Diddington: Oxford.