

PERILAKU HARGA KONTRAK GULIR INDEKS EMAS DI BURSA BERJANGKA JAKARTA

Andam Dewi

PT. Bursa Berjangka Jakarta

Hermanto Siregar

Institut Pertanian Bogor

Sri Hartoyo

Institut Pertanian Bogor

The purposes of this study are to test the efficiency of the Gold Index Rolling Spot contract price in the Jakarta Futures Exchange and to seek what factors can affect the fluctuation of Gold Index rolling contract price. For this research, ARIMA and GARCH models are used as the basis for the analyses. The results of the study indicate that by using weekly data, the efficient market (random walk) hypothesis was rejected for the Gold Index Rolling Spot contract in the Jakarta Futures Exchange; it means that the market is inefficient. Technical analysis is able to use for predicting future price changes. Furthermore, by using monthly data, the fluctuation of Gold Index Rolling Spot contract return are significantly affected by inflation rate and interest rate of Bank Indonesia Certificate and Jakarta Composite Index.

Keywords : Jakarta Futures Exchange, Efficient Market Hypothesis, ARIMA, GARCH

PENDAHULUAN

Banyak penelitian yang dilakukan untuk mengamati perilaku pasar di bursa khususnya bagaimana pergerakan harga di pasar pada sebuah bursa yang dapat mempengaruhi banyak aspek. Namun demikian, penelitian tersebut kebanyakan penelitian yang dilakukan pada pasar di bursa negara maju khususnya pasar saham. Masih sangat sedikit penelitian tentang pasar berjangka terutama penelitian untuk mengamati perilaku harga pada pasar di bursa negara berkembang khususnya untuk kontrak gulir (*rolling spot*) dan belum pernah ada penelitian sejenis di Indonesia. Kontrak gulir merupakan salah satu jenis kontrak yang diperdagangkan di Bursa Berjangka Jakarta (Jakarta Futures Exchange – JFX). Kontrak Gulir (*rolling spot*) adalah jenis kontrak dimana harga yang ditransaksikan adalah harga saat ini (*spot price*), bukan harga mendatang (*forward price*) seperti dalam kontrak berjangka. Kontrak Gulir (*rolling spot*) juga tidak mempunyai tanggal jatuh tempo seperti kontrak berjangka, setiap hari secara otomatis diperpanjang sampai kontrak ditutup, sehingga dapat dengan mudah digunakan untuk lindung nilai jangka panjang maupun pendek. Konsep Kontrak Gulir digunakan juga dalam perdagangan mata uang di perbankan.

Seperti pada pasar saham, pergerakan

harga pasar kontrak gulir yang dilakukan di bursa dapat menjadi tolak ukur tingkat efisien dan tingkat likuiditas pasar kontrak gulir tersebut. Pasar yang efisien adalah pasar dimana harga-harga selalu merefleksikan secara penuh informasi yang tersedia dan dimana tidak ada satupun pedagang-pedagang dipasar yang dapat membuat profit dengan memonopoli informasi yang terkontrol (Fama, 1970). Salah satu bentuk pasar efisien adalah bentuk lemah (*weak form*). Menurut kategori pasar efisien bentuk lemah (*weak form*), pasar disebut efisien bila semua informasi mengenai harga dan perdagangan masa lalu sudah tercermin dalam harga saat ini. Implikasinya, pelaku pasar tidak bisa menggunakan data-data harga dan perdagangannya untuk memprediksi harga ke depan. Hal ini berarti, analisa teknikal tidak berguna dan tidak akan menghasilkan keuntungan ekstra. Bentuk pasar efisien yang lain adalah bentuk setengah kuat (semi strong). Menurut kategori pasar efisien bentuk setengah kuat (*semi strong*), pasar disebut efisien bila semua informasi mengenai data publik sudah tercermin dalam harga saat ini. Implikasinya, pelaku pasar tidak bisa menggunakan data-data publik untuk memprediksi harga ke depan. Hal ini berarti, analisa fundamental tidak berguna dan tidak akan menghasilkan keuntungan ekstra.

Di Indonesia, bursa berjangka pertama kali didirikan tanggal 19 Agustus 1999 dengan nama PT. Bursa Berjangka Jakarta (Jakarta Futures Exchange - JFX) dan mulai beroperasi pada tanggal 15 Desember 2000. Saat ini JFX memperdagangkan kontrak berjangka dan kontrak gulir dengan produk dasar : Minyak goreng (Indeks Emas) dan Emas. Selain itu, JFX menerima pendaftaran transaksi luar bursa: kontrak mata uang asing, kontrak indeks saham asing dan kontrak Emas Loco London, termasuk memperdagangkan pasar fisik

CPO. Jumlah total anggota Pialang Berjangka per April 2011 sebanyak 67 perusahaan.

Fokus utama dalam penelitian ini adalah kontrak gulir Indeks Emas (KIE). Indeks Emas yang digunakan dalam KIE merupakan indeks perbandingan antara harga penyelesaian kontrak gulir Emas di JFX dengan harga emas Loco London dalam gram, sehingga indeks ini 100% serupa dengan pergerakan nilai tukar mata uang USD terhadap mata uang Rupiah. Kontrak ini merupakan suatu terobosan produk baru yang dibuat oleh JFX untuk mengakomodir kebutuhan para investor yang memerlukan lindung nilai terhadap perubahan kurs mata uang Rupiah terhadap USD (USD/Rp) dalam jumlah yang tidak terlalu besar (*retail*), termasuk untuk mengambil keuntungan dari pergerakan mata uang USD/Rp.

Kebutuhan akan lindung nilai terhadap naik turunnya nilai tukar mata uang rupiah USD/Rp dalam jumlah besar, biasa dipenuhi melalui produk perbankan seperti transaksi *forward* dan *swap*. Sayangnya perbankan mempunyai jumlah minimal mata uang yang dapat ditransaksikan, sehingga kebutuhan lindung nilai untuk jumlah yang kecil, tidak dapat dipenuhi. Produk KIE diciptakan untuk dapat mengakomodir keperluan lindung nilai mata uang rupiah terhadap USD untuk jumlah yang lebih kecil (*retail*) dari yang dipersyaratkan pihak perbankan.

Pada perdagangan Kontrak Gulir karena sifatnya yang dapat diperpanjang tanpa batas waktu dan harga yang ditawarkan adalah harga saat ini, sama seperti perdagangan mata uang di perbankan, maka setiap hari akan dilakukan perhitungan bunga yang berasal dari perbedaan tingkat suku mata uang USD dan Rupiah. Investor yang mempunyai posisi beli (*long*) akan mendapat kompensasi melalui pengurangan (pendebetan) rekening sebesar perbedaan tingkat bunga antara USD dan Rupiah. Investor yang mempunyai

posisi jual (*short*) akan mendapat kompensasi melalui penambahan (pengkreditan) rekening sebesar perbedaan tingkat bunga antara USD dan Rupiah.

Seperti yang telah disebutkan sebelumnya, dalam pasar efisien *semi strong*, harga saat ini sudah mencerminkan data-data publik. Umumnya para investor, selain menggunakan analisa teknikal untuk memprediksi arah dari pergerakan harga KIE yang sama dengan pergerakan nilai tukar mata uang USD/Rp, juga banyak menggunakan analisa fundamental. Jika dalam analisa teknikal digunakan analisis terhadap pola pergerakan harga di masa lalu, maka dalam analisa fundamental digunakan analisis atas informasi yang sudah tersedia di publik atau data-data publik, salah satunya informasi ekonomi makro, dengan tujuan untuk meramalkan pergerakan harga di masa yang akan datang.

Ada banyak jenis instrumen investasi untuk menempatkan dana investasi. Diantaranya saham, SBI dan valuta asing. Dengan pergerakan KIE yang 100% sama dengan pergerakan nilai tukar mata uang USD/Rp maka KIE merupakan jenis investasi pada valuta asing. Baik harga saham, tingkat suku bunga SBI dan pergerakan nilai tukar mata uang USD/Rp, satu sama lain saling mempengaruhi dana investasi yang akan ditempatkan. Jika pergerakan tingkat suku bunga SBI mempunyai *return* yang lebih baik dibandingkan pergerakan nilai tukar USD/Rp dan pergerakan IHSG, maka dana-dana investasi akan mengalir ke instrumen SBI. Demikian juga jika pergerakan IHSG mempunyai *return* yang lebih baik dibandingkan nilai tukar USD/Rp dan SBI, maka dana-dana investasi yang ada, akan mengalir ke pasar saham. Dana-dana investasi juga akan otomatis mengalir ke pasar uang, jika pergerakan *return* nilai tukar mata uang USD/Rp lebih baik jika dibandingkan dengan SBI dan IHSG.

Selain instrumen investasi seperti SBI dan

saham yang merupakan substitusi dari instrumen pasar uang, tingkat inflasi juga diprediksi mempengaruhi tingkat *return* dari pergerakan harga nilai tukar USD/Rp. Tingkat inflasi yang tinggi dapat menyebabkan nilai tukar mata uang rupiah terdepresiasi terhadap mata uang USD ataupun sebaliknya. Penguatan nilai tukar rupiah dapat meringankan tekanan inflasi. Penguatan nilai tukar rupiah akan membuat harga barang impor menurun sehingga tekanan inflasi akan berkurang. Namun demikian, nilai tukar rupiah yang menguat akan menekan modal Bank Indonesia (BI) dan aset BI akan mengecil. Tertekannya modal dan mengecilnya aset BI disebabkan cadangan devisa yang dihimpun disimpan dalam mata uang USD, sehingga jika nilai tukar rupiah dibiarkan menguat, cadangan devisa yang dihimpun dalam mata uang USD nilainya akan berkurang. Meskipun begitu, terkadang neraca BI dibiarkan menjadi negatif karena BI lebih mengedepankan tujuan nasional untuk meredam inflasi daripada menyeimbangkan neracanya.

Pada penelitian ini, akan diuji dua hal. Pertama, apakah harga KIE di JFX saat ini telah merefleksikan semua informasi harga di waktu yang lalu atau dengan kata lain harga KIE bergerak dalam bentuk acak (*random*) sehingga memenuhi kaidah pasar efisien bentuk lemah? Jika dari hasil penelitian didapat bahwa pasar KIE tidak memenuhi kaidah pasar efisien bentuk lemah, ini artinya pasar KIE tidak efisien dan para investor dapat mengambil keuntungan di atas rata-rata keuntungan pasar dengan menggunakan analisa teknikal. Kedua, dengan merujuk bahwa harga saat ini sudah mencerminkan data-data publik, maka dalam penelitian ini juga akan diestimasi dan dikembangkan model untuk mencari keterkaitan *return* KIE dan faktor-faktor yang mempengaruhi. Model yang dikembangkan pada penelitian ini diharapkan cukup

potensial untuk membantu memprediksi return KIE sehingga dapat membantu memberikan indikasi bagi pelaku pasar untuk melakukan *hedging* atau investasi pada KIE. Selain itu, model ini juga digunakan untuk melihat sejauh mana pentingnya analisa fundamental dalam menentukan *return* KIE dan dari hasil pengujian model ekonometrika dapat dilihat sejauh mana pengaruh dari variabel-variabel makro ekonomi terhadap *return* KIE.

TINJAUAN TEORITIS

Xing Liu (2009) menyebutkan bahwa pasar efisien sangat populer baik secara teoritis maupun secara riset empiris dalam konteks baik asset keuangan (Dwyer dan Wallace 1992, Alexander 1999) ataupun komoditi (Brenner dan Kroner, 1995, McKenzie dan Holt, 2002). Pengujian terhadap pasar berjangka selama tahun terakhir ini juga meningkat, namun semua studi-studi ini hanya berfokus pada pasar komoditi yang sudah berkembang seperti CBOT (Bigman, *et al.* 1983, Liu, 2005), LIFFE (Li *et al.* 2004) dan NYMEX (Ripple, *et al.*, 2005) untuk produk komoditi yang mempunyai hubungan (Carter dan Mohapatra, 2008, Switzer dan El-Khoury, 2007, Wang dan Ke, 2005, Peroni dan McNown, 1998).

Untuk penelitian pasar efisien pada pasar berjangka yang baru berkembang dengan menggunakan model ARIMA dan GARCH, belum banyak dilakukan. Miclaus *et al* (2008) menguji pasar Carbon di Eropa yang baru berkembang dengan model AR(1)GARCH (1,1) dan menganalisa dampak pengumuman dari National Allocation Plans tentang harga Carbon yang diperdagangkan, dengan mengaplikasikan metodologi *event study*, yang menggunakan data return Carbon harian. Hasil dari pengujian menunjukkan bahwa pasar Carbon gulir tidak efisien; meskipun hasil uji *event study* membuktikan bahwa return

di masa lalu bereaksi terhadap adanya pengumuman VER, namun ekspektasi yang dibangun telah berfungsi dengan benar semenjak investor mampu memprediksi dinamika-dinamika pasar. Wiseman *et al* (1999) menguji efisiensi pasar gulir di Afrika Selatan untuk tanaman sejenis jagung putih (*white maize*) untuk periode 1997 dan 1998. Hasil pengujian menunjukkan bahwa pasar gulir *white maize* tidak efisien untuk periode 1997, namun efisiensi pasar meningkat di tahun 1998. Phukubje MP dan Moholwa (2006) menguji pasar efisien bentuk lemah pada pasar gulir gandum dan biji matahari di Afrika Selatan. Hasil pengujian menunjukkan perubahan harga kontrak gulir gandum dan biji matahari dapat diprediksi dari informasi harga masa lalu.

Selain penelitian pasar efisien pada pasar berjangka, untuk penelitian pasar efisien pada *pasar spot* seperti pasar saham, beberapa hasil uji pasar efisien bentuk lemah, memperlihatkan penolakan hipotesis random walk dengan menggunakan model peramalan GARCH. Diantaranya pengujian bursa saham di : Jakarta Stock Exchange (Hermawan dan Subiyantoro, 2006), Karachi Stock Exchange (Hameed dan Ashraf, 2007), Ghana Stock Exchange (Magnus *et al*, 2008) dan Central and Eastern Europe (Guidi *et al*, 2010).

Masih sedikitnya penelitian yang berfokus pada keterkaitan harga dengan faktor-faktor yang mempengaruhi dengan menggunakan model GARCH, membuat penelitian ini dapat digunakan untuk menambah daftar pustaka terkait. Beberapa penelitian terkait yang sudah ada diantaranya untuk pasar saham, penelitian tentang pergerakan IHSG yang dilakukan oleh Nachrowi dan Usman (2007) dan pergerakan indeks Bovespa (Brazil) yang dilakukan oleh Medeiros (2005).

METODE PENELITIAN

Penelitian ini dilakukan dengan meng-

gunakan data sekunder dari tanggal 9 Agustus 2002 sampai dengan 21 Mei 2010 yang diperoleh dari berbagai sumber.

Rangkuman data dan sumber data yang digunakan dalam penelitian ini disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Data dan Sumber Data

Data	Sumber Data
Harga penutupan kontrak gulir Indeks Emas (P)	www.jfx.co.id
Return KIE (RKIE)	Hasil perhitungan ($\ln(P_t/P_{t-1})$)
Tingkat suku bunga SBI (SBI)	Bank Indonesia
Nilai Tukar USD/Rp	Bank Indonesia
Tingkat Inflasi (INF)	Bank Indonesia
Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG)	www.idx.co.id

Model yang digunakan adalah model ARIMA-GARCH. Jika perilaku historis harga kontrak gulir yang lalu dapat digunakan untuk memprediksi pergerakan harga kontrak gulir atau dengan kata lain dapat di-fit oleh model ARIMA-GARCH maka hal ini berarti pasar kontrak gulir tidak memenuhi kaidah pasar efisien bentuk lemah. Sebaliknya, perilaku historis harga kontrak gulir yang bersifat *random walk* sehingga tidak dapat digunakan untuk memprediksi harga kontrak gulir maka hal ini berarti pasar kontrak gulir memenuhi kaidah bentuk lemah pasar efisien.

ARIMA merupakan model peramalan yang bersifat linier dengan menggunakan variable autoregresif (AR) dan rata-rata bergerak (*moving average/MA*). Suatu proses dikatakan autoregresif jika suatu nilai variabel dapat dijelaskan oleh nilai variabel tersebut pada waktu yang lalu atau dengan notasi : $Y_t = a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + u_t$ dimana u_t adalah *white noise*, model tersebut dikatakan autoregressif order ke-p atau AR(p), yang mana apabila $a = 1$ maka model tersebut merupakan tipikal sebuah *random walk*. Namun demikian nilai Y juga dipengaruhi variabel u_t dengan demikian dapat dinotasikan sebagai : $Y_t = \Omega + \beta_1 u_t$

$+ \dots + \beta_q u_{t-q}$ dimana Ω adalah konstanta, artinya variabel Y dipengaruhi urutan dari *error term* pada model *random walk*, yang lebih dikenal dengan proses rata-rata bergerak (*moving average*) order ke-q atau MA(q). Apabila kedua model tersebut digabungkan maka dapat dinotasikan sebagai :

$$Y_t = \Omega + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + \beta_0 u_t + \dots + \beta_q u_{t-q}$$

Model tersebut didefinisikan sebagai proses ARMA (p,q), karena model tersebut mensyaratkan data yang stasioner, untuk mencapai syarat tersebut data awal ditransformasikan kedalam bentuk diferensial pada order tertentu (d misalnya), artinya data sebenarnya merupakan proses integral, sehingga proses ARMA dengan data yang telah dideferensialkan pada order d dinyatakan sebagai ARIMA (p,d,q).

Data financial pada umumnya sering menunjukkan adanya *volatility clustering*, yaitu volatilitas (naik-turun) data yang berkelompok pada periode tertentu. Kenyataan ini menunjukkan adanya varian yang berubah-ubah (*varying variance*) pada setiap periode waktu, dengan kata lain data tersebut mengalami heteroskedastisitas pada waktu-waktu tertentu (*conditional*

heteroscedasticity). Untuk menangkap fenomena ini maka dibuatlah suatu model autoregressive dan kondisi heteroskedastis tersebut yang lebih populer dengan notasi GARCH (1,1) yaitu : $\alpha_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2$. Model GARCH (1,1) tersebut menyiratkan bahwa *conditional variance* dan *error term* (model *rdanom walk* yaitu : $Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + u_t$ $u_t \sim \text{IID } N(0,s)$) tergantung kepada kuadrat error term periode yang lalu (u_{t-1}^2) dan *conditional variance* periode yang lalu (s_{t-1}^2). Sebelum melakukan peramalan dengan GARCH (1,1), kehadiran adanya fenomena proses ARCH dapat dideteksi dengan visualisasi terhadap adanya autokorelasi (nilai Q_{LB} statistik) pada residual kuadrat dan proses ARMA (p,q). Apabila terdapat autokorelasi maka dapat dilakukan estimasi dengan model GARCH (1,1) dan dilakukan diagnostic terhadap model tersebut sekaligus proses peramalan dan pengukuran terhadap kemampuan peramalan model tersebut

dengan menggunakan kriteria seperti yang digunakan dalam peralaman dengan model ARIMA.

Data yang digunakan sebagai variabel penelitian bentuk lemah pasar efisien adalah harga penutupan KIE di JFX karena relative lebih mudah diperoleh dan terpublikasi lebih luas. Data harga KIE yang dikumpulkan adalah data mingguan. Data harga KIE tersebut kemudian dideferensialkan untuk mendapatkan data return kontrak gulir, sesuai dengan kaidah pengujian *random walk* yang telah disebutkan sebelumnya. Pada penelitian yang ke dua, diestimasi bahwa harga KIE dipengaruhi oleh variable makro ekonomi, diantaranya adalah : tingkat suku bunga SBI, IHSG dan tingkat inflasi.

Untuk mengetahui pengaruh dari tingkat suku bunga, kurs, dan IHSG terhadap *return* kontrak gulir Indeks Emas akan digunakan model yang diekspresikan sebagai berikut:

$$RKIE = \alpha_0 + \alpha_1 INF_t + \alpha_2 \Delta IHSG_t + \alpha_3 SBI_t + \alpha_4 \sum_{p=1}^n RKIE_{t-p} + e_t \dots \dots \dots (1)$$

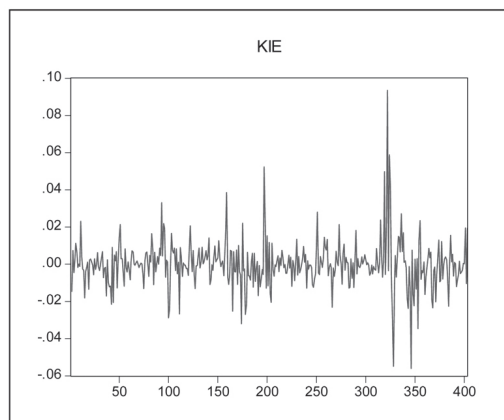
Semua model yang digunakan dalam penelitian akan diestimasi dengan menggunakan *Software* EVIEWS 6.0.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Dengan menggunakan data mingguan periode tanggal 9 Agustus 2002 sampai dengan tanggal 21 Mei 2010, nilai *return* KIE yang digunakan untuk pengujian bentuk lemah pasar efisien, diambil dari selisih log diantara dua harga penutupan pada dua waktu ($Ln (P_t/P_{t-1})$). Hasil *return* KIE yang digunakan pada identifikasi pasar efisien bentuk lemah adalah seperti gambar 1. Identifikasi awal, dari pengamatan visual gambar dibawah, terlihat bahwa seperti kebanyakan data keuangan pada umumnya, data *return* KIE cenderung menunjukkan adanya *volatility clustering*, yaitu volatilitas (naik-turun) data yang berkelompok pada periode tertentu. Kenyataan

ini menunjukkan adanya varian yang berubah-ubah pada setiap periode waktu (*time varying variance*), dengan kata lain data tersebut mengalami gejala heteroskedastisitas (*conditional heteroscedasticity*).

Gambar 1.
Pergerakan Return Mingguan KIE



Sebelum dilakukan estimasi dengan model ARIMA, terlebih dahulu dilakukan pengecekan terhadap kestasioneran data return kontrak gulir dengan ADF test sebagaimana terlihat pada tabel 2. Dari tabel 3, nilai (absolute) ADF test sebesar 16.99827 yang lebih besar dari nilai kritis 1% sebesar

3.446402 menunjukkan bahwa data return OLE stasioner pada taraf nyata 1%, dengan demikian data return OLE tidak perlu ditransformasikan ke dalam bentuk first different, dengan kata lain $d = 0$ atau model ARIMA yang digunakan adalah ARMA (p,q).

Tabel 3.
Uji Akar Unit

		t-Statistic	Prob*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-16.99827	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.446402	
	5% level	-2.868511	
	10% level	-2.570549	

Setelah data stationer, untuk menentukan besaran p dan q dari model ARMA, dilakukan melalui analisa correlogram yang memuat pola *autocorrelation function* (ACF) dan partial *autocorrelation function* (PACF). Berdasarkan pola ACF dan PACF dari correlogram tersebut maka digunakan model AR(1)AR(3)AR(6). Namun demikian, model ini tidak memenuhi uji efek ARCH-LM atau mempunyai varian residual yang tidak konstan (heteroskedastisitas). Jika

ditemukan bahwa varian residual tidak konstan, maka model ini harus menggunakan model ARCH/GARCH.

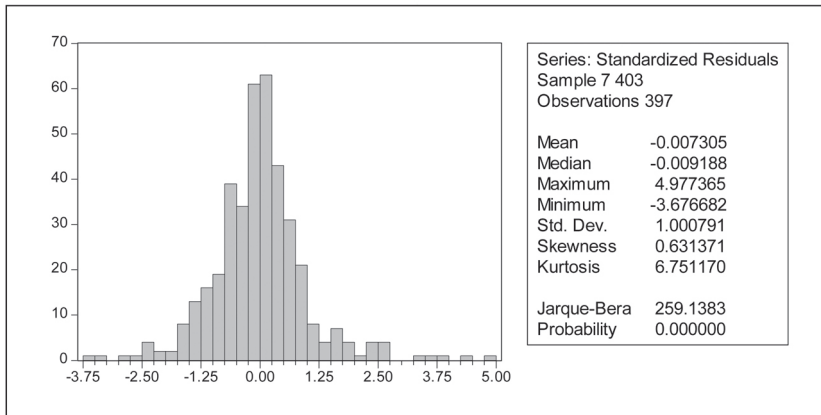
Untuk pengujian penelitian ini dipilih model GARCH (3,1) kemudian model diuji apakah varian residualnya sudah konstan. Hasil uji efek ARCH-LM pada tabel 4 memperlihatkan bahwa model ini juga sudah mempunyai varian residual yang konstan (homokedastisitas) karena mempunyai tingkat probabilitas = 0.8951.

Tabel 4. Uji ARCH-LM

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.017309	Prob. F(1,395)	0.8954
Obs*R-squared	0.017396	Prob. Chi-Square(1)	0.8951

Model GARCH mempersyaratkan bahwa data yang digunakan harus memenuhi persyaratan uji Normalitas. Hasil pemeriksaan uji normalitas dalam gambar 2

menunjukkan bahwa residual dari model ARCH/GARCH tidak berdistribusi normal. Hal ini terlihat dari nilai statistik Jarque Bera (JB) yang signifikan pada taraf nyata 5%.

Gambar 2. Uji Normalitas

Untuk mengatasi masalah ini maka model GARCH (3,1) akan diestimasi dengan menggunakan metode Quasi Maximum Likelihood (QML) yang mana metode ini

tidak mensyaratkan residual dari model ARCH/GARCH menyebar normal. Hasil perbaikan model GARCH (3,1) menjadi seperti tercantum dalam tabel 5.

Tabel 5. GARCH (3,1) metode QML

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000148	0.000542	0.273007	0.7848
AR(1)	0.106232	0.059252	1.792900	0.0730
AR(3)	0.023291	0.073585	0.316517	0.7516
AR(6)	-0.172996	0.052007	-3.326378	0.0009
Variance Equation				
C	3.49E-05	1.48E-05	2.362860	0.0181
RESID(-1) ^ 2	0.073727	0.063830	1.155042	0.2481
RESID(-2) ^ 2	0.031796	0.055931	0.568480	0.5697
RESID(-3) ^ 2	0.248086	0.170094	1.458519	0.1447
R-squared	0.059597	F-statistic		3.073644
Adjusted R-squared	0.040207	Prob(F-statistic)		0.002270
Log likelihood	1234.953	Durbin-Watson stat		1.893054

Model GARCH (3,1) dengan metode QML kemudian diuji apakah mempunyai residual yang bersifat random. Dari uji *white noise* yang dilakukan, model GARCH (3,1)

memiliki residual yang bersifat random karena baik ACF maupun PACF mempunyai koefisien individual yang tidak signifikan seperti dalam gambar 3.

Gambar 3. Uji White Noise GARCH (3,1) metode QML

Date: 01/05/11 Time: 19:59
 Sample: 7 403
 Included observations: 397
 Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.034	0.034	0.4493	
		2 0.031	0.030	0.8312	
		3 0.076	0.074	3.1380	
		4 -0.001	-0.007	3.1385	0.076
		5 0.029	0.025	3.4682	0.177
		6 0.012	0.005	3.5270	0.317
		7 0.027	0.026	3.8336	0.429
		8 -0.021	-0.028	4.0214	0.546
		9 -0.011	-0.012	4.0716	0.667
		10 0.002	-0.000	4.0734	0.771
		11 -0.035	-0.031	4.5698	0.802
		12 -0.016	-0.014	4.6689	0.862
		13 0.031	0.035	5.0778	0.886
		14 0.032	0.037	5.5131	0.904
		15 -0.008	-0.008	5.5377	0.938
		16 0.039	0.034	6.1571	0.940
		17 0.056	0.051	7.4685	0.915
		18 0.012	0.009	7.5282	0.941
		19 0.038	0.026	8.1272	0.945
		20 -0.016	-0.030	8.2383	0.961
		21 0.016	0.013	8.3516	0.973
		22 0.069	0.063	10.337	0.944
		23 -0.061	-0.068	11.929	0.918
		24 -0.090	-0.096	15.398	0.802

Setelah memenuhi uji *white noise*, model ini diuji apakah mempunyai varians residual yang tidak konstan (heteroskedastisitas) dengan uji ARCH-LM test. Dari hasil uji yang dilakukan dalam tabel 6, model ini tidak memiliki varian residual yang tidak konstan

(homokedastisitas) karena mempunyai nilai probabilitas sebesar = 0.9294. Demikian pula hasil *correlogram squared residual* menunjukkan varian residual sudah konstan seperti disajikan dalam gambar 4.

Tabel 6. Uji ARCH-LM GARCH (3,1)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.149096	Prob. F(1,395)	0.9302
Obs*R-squared	0.451327	Prob. Chi-Square(1)	0.9294

Gambar 4. Uji efek ARCH/GARCH untuk GARCH (3,1) metode QML

Date: 01/05/11 Time: 20:01 Sample: 7 403 Included observations: 397 Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA term(s)						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.006	0.006	0.0155	
		2	0.010	0.010	0.0586	
		3	0.030	0.030	0.4191	
		4	0.022	0.022	0.6182	0.432
		5	-0.023	-0.024	0.8323	0.660
		6	-0.029	-0.030	1.1803	0.758
		7	0.062	0.061	2.7294	0.604
		8	-0.008	-0.008	2.7579	0.737
		9	-0.029	-0.027	3.0931	0.797
		10	0.012	0.010	3.1561	0.870
		11	-0.020	-0.023	3.3137	0.913
		12	-0.057	-0.053	4.6476	0.864
		13	-0.084	-0.080	7.5655	0.671
		14	-0.020	-0.023	7.7372	0.737
		15	0.025	0.031	7.9936	0.786
		16	-0.010	0.000	8.0338	0.841
		17	0.060	0.060	9.5446	0.795
		18	0.024	0.019	9.7877	0.833
		19	-0.003	-0.004	9.7923	0.877
		20	-0.067	-0.064	11.666	0.820
		21	-0.006	-0.010	11.682	0.863
		22	0.029	0.026	12.043	0.884
		23	0.058	0.068	13.456	0.857
		24	0.029	0.022	13.814	0.877

Pembahasan hasil statistik KIE

Dari proses estimasi model yang telah diuraikan diatas, perilaku data historis KIE dapat dimodelkan melalui model ARCH/GARCH yang diekspresikan sebagai berikut:

$$\text{Conditional Mean : } KIE_t = 0.000148 + 0.1062 KIE_{t-1} + 0.0233 KIE_{t-3} - 0.173 KIE_{t-6} + \epsilon_t$$

$$\text{Conditional Variance : } \sigma_t^2 = 3.49E-05 + 0.0737 \epsilon_{t-1}^2 + 0.0318 \epsilon_{t-2}^2 + 0.248 \epsilon_{t-3}^2 + 0.4232 \epsilon_{t-1}^2$$

Meskipun secara individu tidak semua variabel independen signifikan pada taraf nyata 15%, namun variabel-variabel independen secara bersama-sama signifikan menjelaskan keragaman yang terjadi pada variabel dependen seperti yang diperlihatkan oleh nilai statistik F. Nilai F statistik

3.0736 dan nilai probabilitas F adalah 0.0023 yang lebih kecil dari nilai $\alpha = 0.01$ menunjukkan paling tidak terdapat satu variabel bebas yang tidak bernilai nol dan berpengaruh secara signifikan terhadap variabel tak bebasnya.

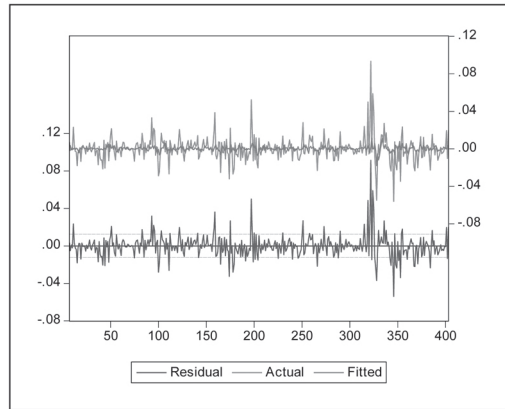
Di dalam persamaan varian ditunjukkan varian residual return KIE dipengaruhi oleh residual kuadrat periode sebelumnya (RESID) dan residual kuadrat 2 periode sebelumnya dan residual kuadrat 3 periode sebelumnya dan kelambanan varian residual periode sebelumnya GARCH (1). Model ini juga relatif baik karena mempunyai nilai Log Likelihood yang besar (1234.953)

Pengujian terhadap return harga kontrak gulir Indeks Emas secara parametrik membuktikan bahwa terdapat penolakan terhadap EMH bentuk lemah minimal dalam bentuk random walk. Fakta bahwa pasar kontrak gulir Indeks Emas tidak efisien sama

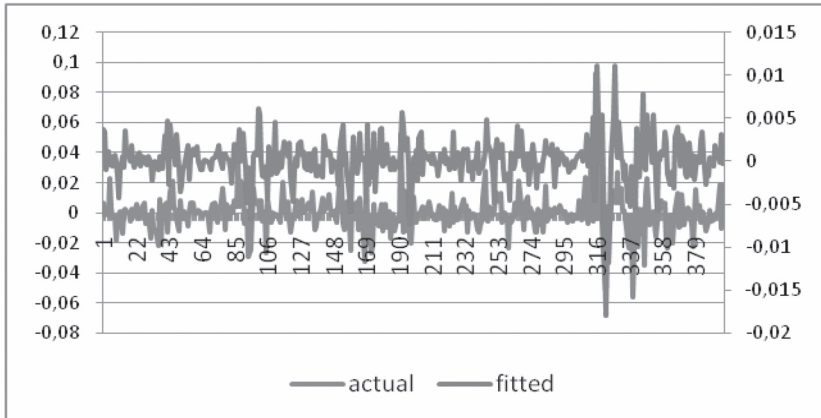
dengan penelitian terdahulu yang menggunakan model peramalan GARCH dalam pengujian terhadap EMH pada bursa saham di : Jakarta Stock Exchange (Hermawan dan Subiyantoro, 2006), Karachi Stock Exchange (Hameed dan Ashraf, 2007), Ghana Stock Exchange (Magnus et al, 2008) dan Central and Eastern Europe (Guidi *et al*, 2010).

Hasil peramalan secara univariat menggunakan AR(1)AR(3)AR(6) dan GARCH (3,1) metode QML menunjukkan hasil yang memadai untuk memetakan pergerakan harga saham berdasarkan data yang lalu seperti yang disajikan dalam gambar 5 dan 6.

Gambar 5. Actual vs Fit vs Residual dari KIE



Gambar 6. Actual vs Fit dari KIE



Faktor-faktor yang Mempengaruhi Return KIE

Sebelum dilakukan estimasi dengan model ARIMA, terlebih dahulu dilakukan

pengecekan terhadap kestasioneran variabel-variabel dengan ADF test sebagaimana terlihat pada tabel 7. Dari tabel 7, semua variabel sudah stationer pada 1st difference.

Tabel 7. Uji Akar Unit

Variabel	ADF Statistik			
	(Level)	Prob	(1st dift)	Prob
INF	(8.1303)	0.0000	(11.8502)	0.0001
D(LNIHSG)	2.5341	1.0000	(7.3603)	0.0000
SBI	(2.0197)	0.2780	(4.4975)	0.0004

Setelah data stationer, digunakan model Least Square dimana hasil dari estimasi

tercantum dalam tabel 8
Dari hasil pengujian model yang dila-

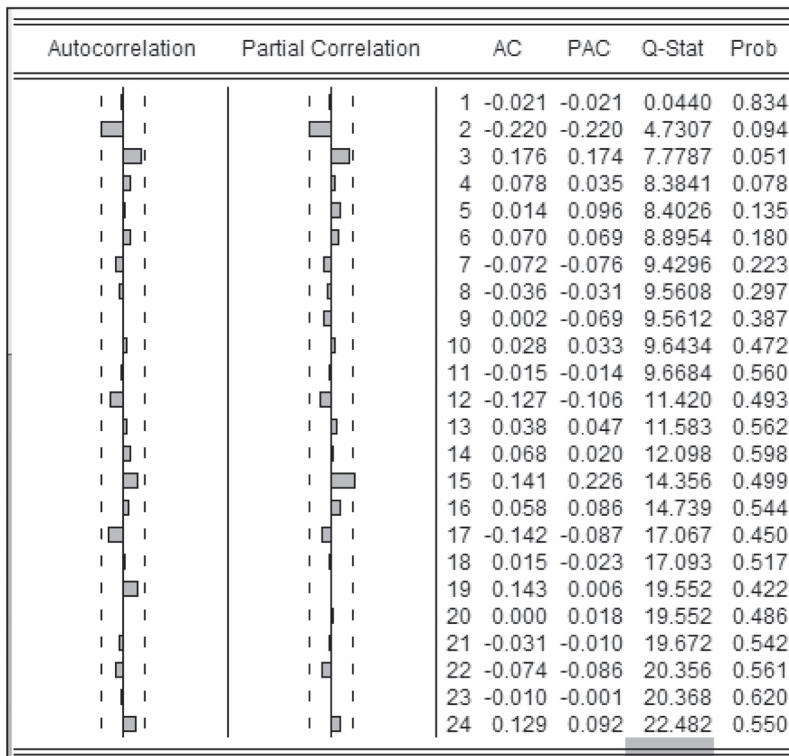
Tabel 8. Model Least Square RKIE

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.019795	0.010988	1.801427	0.0750
INF	-0.004260	0.002428	-1.754569	0.0828
D(LNIHSG)	-0.294274	0.031058	-9.475069	0.0000
SBI	-0.001184	0.001171	-1.011187	0.3147
R-squared	0.503222	F-statistic		30.05152
Adjusted R-squared	0.486477	Prob(F-statistic)		0.000000
Log likelihood	221.9901	Durbin-Watson stat		2.037070

kukan, secara keseluruhan significant dengan nilai probabilitas = 0.00000. Namun demikian, model ini harus diagnosis apakah residual yang diperoleh bersifat *white noise* (random) dan mengandung efek ARCH. Untuk menguji apakah residualnya bersifat random dilakukan

dengan melihat correlogram Q stat baik melalui ACF maupun PACF seperti tertera dalam gambar 8. Jika koefisien ACF maupun PACF secara individual tidak significant maka residual yang didapatkan adalah bersifat random.

Gambar 8. Uji White Noise RKIE



Setelah residual model bersifat random, selanjutnya model tersebut harus diuji apakah model tsb mengandung efek ARCH/GARCH atau mempunyai varian residual yang tidak konstan (heteroskedastisitas). Jika ditemukan bahwa varian residual tidak konstan, maka model ini harus menggunakan model ARCH/GARCH. Untuk

menguji apakah terdapat efek ARCH atau tidak pada model diatas, akan digunakan uji ARCH LM yang disajikan pada tabel dibawah. Dari hasil uji dalam tabel 9, nilai stat probabilitas Chi-Square signifikan pada taraf nyata 5%. Hal ini menunjukkan adanya gejala heteroskedastisitas.

Tabel 9. Uji ARCH LM

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	37.16662	Prob. F(1,90)	0.0000
Obs*R-squared	26.88857	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Hal yang sama juga ditunjukkan oleh *Correlogram Squared Residual* (gambar 9) dimana nilai probabilitas Q seluruhnya

signifikan pada taraf nyata 5%. Hal ini juga menunjukkan bahwa model mengandung gejala heteroskedastisitas.

Gambar 9. Uji Efek ARCH/GARCH KIE

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.540	0.540	27.971	0.000
		2	0.167	-0.175	30.681	0.000
		3	0.046	0.050	30.887	0.000
		4	0.059	0.054	31.231	0.000
		5	0.060	0.000	31.597	0.000
		6	-0.004	-0.060	31.598	0.000
		7	-0.027	0.015	31.671	0.000
		8	-0.040	-0.037	31.836	0.000
		9	0.012	0.066	31.851	0.000
		10	0.145	0.160	34.100	0.000
		11	0.062	-0.154	34.513	0.000
		12	-0.057	-0.039	34.865	0.000
		13	-0.062	0.033	35.285	0.001
		14	-0.066	-0.093	35.775	0.001
		15	-0.064	-0.014	36.242	0.002
		16	0.011	0.128	36.255	0.003
		17	0.023	-0.061	36.317	0.004
		18	-0.014	-0.018	36.339	0.006
		19	-0.035	0.012	36.489	0.009
		20	-0.047	-0.107	36.756	0.013
		21	-0.034	0.032	36.895	0.017
		22	-0.069	-0.028	37.480	0.021
		23	-0.051	-0.010	37.807	0.027
		24	-0.050	-0.011	38.129	0.034

Selanjutnya digunakan model GARCH (1,1) dan bentuk persamaannya tercantum pada tabel 10. Secara keseluruhan model ini mempunyai tingkat probabilitas (F-stat) yang baik = 0.000000 sehingga model ini dapat digunakan. Model GARCH (1,1) ini

kemudian diuji residual nya. Hasil uji memperlihatkan bahwa residual model ini sudah bersifat random karena koefisien ACF maupun PACF secara individual tidak signifikan.

Tabel 10. Persamaan GARCH (1,1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000148	0.000542	0.273007	0.7848
INF	0.106232	0.059252	1.792900	0.0730
D(LNIHSG)	0.023291	0.073585	0.316517	0.7516
SRI	-0.172996	0.052007	-3.326378	0.0009
Variance Equation				
C	3.49E-05	1.48E-05	2.362860	0.0181
RESID(-1) ^ 2	0.073727	0.063830	1.155042	0.2481
GARCH(-1)	0.031796	0.055931	0.568480	0.5697
R-squared	0.498157	F-statistic		14.22804
Adjusted R-squared	0.463144	Prob(F-statistic)		0.000000
Log likelihood	232.6978	Durbin-Watson stat		2.017262

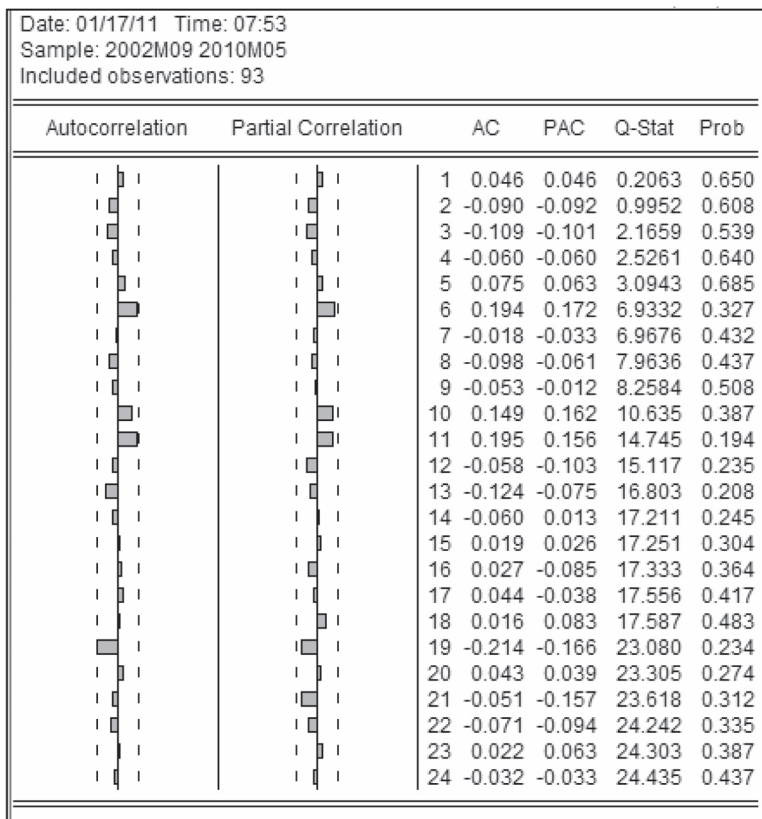
Dari uji ARCH-LM test yang dilakukan, model ini juga sudah mempunyai varian residual yang konstan (homokedastisitas) karena mempunyai tingkat probabilitas = 0.6558. Hasil uji ARCH-LM disajikan dalam

tabel 11 dan hasil *correlogram squared residual* dalam gambar 10. Demikian pula uji autokorelasi ditunjukkan oleh nilai DW sebesar 2.017 sehingga dapat disimpulkan tidak terdapat autokorelasi pada residual.

Tabel 11. Hasil Uji ARCH-LM

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.194714	Prob. F(1,90)	0.6601
Obs*R-squared	0.198612	Prob. Chi-Square(1)	0.6558

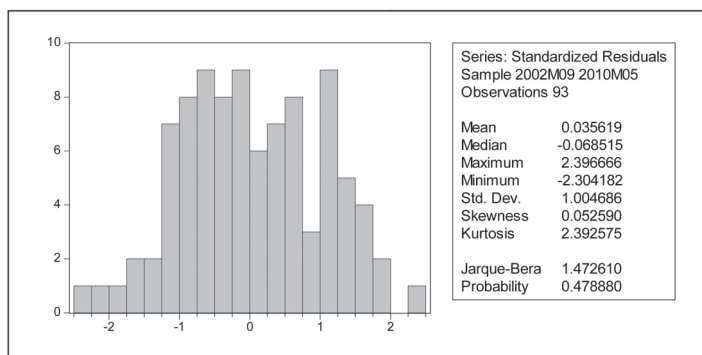
Gambar 10. Uji Efek ARCH dari GARCH (1,1)



Model GARCH mempersyaratkan bahwa data yang digunakan harus memenuhi persyaratan uji Normalitas. Hasil pemeriksaan uji normalitas disajikan dalam gambar 11. Dari pengamatan visual secara

sederhana melalui statistic deskriptif dapat diketahui bahwa residual dari model ARCH/GARCH berdistribusi normal. Hal ini terlihat dari nilai statistik Jarque Bera (JB) yang tidak signifikan pada taraf nyata 5%.

Gambar 11. Uji Normalitas



Dari proses estimasi model yang telah diuraikan diatas, perilaku data historis RKIE dapat diekspresikan sebagai berikut :

$$RKIE_t = -0.0195 - 0.0036 INF - 0.2683 D(LNIHSG) - 0.0013 SBI + \epsilon_t$$

[0.0148] [0.2448] [0.0000]
[0.1109]

$$\epsilon_t^2 = 0.000199 + 0.544224 \epsilon_{t-1}^2 + 0.055731 \epsilon_{t-1}^2$$

[0.0708] [0.0410] [0.8120]

$R^2 = 0.50$; Log-Likelihood = 232.6978;
F-stat = 14.22804 [0.00] ; DW = 2.017262
Tanda [] menyatakan nilai probabilitas z

Variabel-variabel independen secara bersama-sama, signifikan menjelaskan keragaman yang terjadi pada variabel dependen seperti yang diperlihatkan oleh nilai statistik F. Nilai F statistik sebesar 14.22804 dan nilai probabilitas F sebesar 0.00 yang lebih kecil dari nilai $\alpha = 0.01$ menunjukkan paling tidak terdapat satu variabel bebas yang tidak bernilai nol dan berpengaruh secara signifikan terhadap variabel tak bebasnya.

Variabel tingkat inflasi (INF) tidak mempengaruhi return kontrak gulir Indeks Emas secara signifikan. Hal ini karena tidak setiap peningkatan inflasi diikuti dengan penurunan nilai rupiah terhadap mata uang USD, masih ada instrumen lain yang digunakan untuk menekan laju inflasi seperti misalnya dengan meningkatkan tingkat suku bunga.

Variabel return IHSG (D(LNIHSG)) mempengaruhi return KIE secara signifikan dan mempunyai korelasi yang negative. Variabel return IHSG mempunyai korelasi yang negative karena saham merupakan substitusi instrumen investasi di pasar uang. Jika return IHSG meningkat maka dana-dana investasi akan berpindah dari pasar valuta asing ke pasar saham. Secara statistik, jika variabel D(LNIHSG) naik 1% maka re-

turn KIE akan turun sebesar 0.2683%, *ceteris paribus*.

Variabel tingkat suku bunga SBI mempengaruhi return KIE secara signifikan dan mempunyai korelasi yang negative. Variabel tingkat suku bunga SBI mempunyai korelasi yang negative karena SBI merupakan substitusi instrumen investasi di pasar uang. Jika tingkat suku bunga SBI meningkat maka dana-dana investasi akan berpindah dari pasar valuta asing ke SBI. Secara statistik, jika variabel SBI naik 1%, maka return KIE akan turun sebesar 0.0013%, *ceteris paribus*.

Jika dibandingkan antara variabel return IHSG (D(LNIHSG)) dan variabel tingkat suku bunga SBI, maka variabel yang paling besar mempengaruhi return KIE adalah variabel D(LNIHSG). Hal ini berarti, secara statistik, pasar valuta asing lebih dipengaruhi pasar saham dibandingkan dengan SBI.

Nilai R^2 sebesar 0.50 menjelaskan bahwa 50% keragaman nilai *return* KIE mampu dijelaskan oleh variabel independen yang digunakan di dalam model. Sisanya, sebesar 50% persamaan return KIE dijelaskan oleh variabel lain selain variabel diatas seperti kondisi politik Indonesia, faktor makro ekonomi luar negeri dan faktor psikologis investor.

KESIMPULAN

Pengujian terhadap return kontrak gulir Indeks Emas membuktikan bahwa terdapat penolakan terhadap EMH bentuk lemah minimal dalam bentuk *random walk*, dan fakta tersebut konsisten dengan penelitian terdahulu yang dilakukan untuk menguji EMH bentuk lemah dengan model GARCH. Hal lain yang dipandang menentukan EMH bentuk lemah adalah time horizon dari variabel yang diuji, apabila data mingguan yang dalam penelitian ini dianggap sebagai short horizon maka pengujian terhadap data bulanan atau bahkan tahunan mungkin mencerminkan pandangan yang berbeda.

Persamaan *return* kontrak gulir Indeks Emas dipengaruhi oleh secara bersama-sama tingkat suku bunga Indonesia (SBI), *return* IHSG dan tingkat inflasi sebesar 50%. Sisanya sebesar 50% keragaman *return* kontrak gulir Indeks Emas dijelaskan oleh variabel lain selain variabel yang digunakan di dalam model. Variabel-variabel lain tersebut dapat diindikasikan oleh kondisi politik di Indonesia, jumlah uang beredar, faktor makro ekonomi luar negeri dan faktor psikologis investor. Variabel yang paling besar mempengaruhi return kontrak gulir Indeks Emas adalah variabel *return* IHSG.

Penolakan terhadap random walk mencerminkan perilaku pasar yang tidak efisien, sehingga para investor dapat mengambil keuntungan abnormal di atas rata-rata keuntungan pasar dengan menggunakan analisa teknikal. Atau dengan kata lain, harga pada masa lalu pada pasar KIE dapat digunakan untuk memprediksi harga mendatang. Hal ini disebabkan terutama karena sejak diizinkan pendaftarannya transaksi luar bursa (OTC), jumlah Pialang Berjangka yang bertransaksi pada kontrak-kontrak di dalam bursa tidak banyak, sehingga memungkinkan Pialang Berjangka untuk membentuk harga KIE tanpa melalui mekanisme perdagangan yang seharusnya.

Untuk itu diperlukan insentif untuk mendorong peningkatan likuiditas kontrak-kontrak yang diperdagangkan di bursa, terutama insentif untuk Market Maker sebagai penggerak pasar, baik dari bursa maupun pemerintah seperti bebas biaya bursa, insentif dalam bentuk subsidi berdasarkan volume transaksi yang dibuat, pengurangan pajak dan bentuk lainnya. Pemerintah sebagai lokomotif perekonomian, paling tidak dapat mewajibkan perusahaan-perusahaan pemerintah dan menghimbau perusahaan-perusahaan swasta agar dapat memanfaatkan bursa berjangka sebagai tempat melakukan lindung nilai (*hedging*) agar suatu saat bursa

mempunyai harga referensi yang dapat dipercaya dan dijadikan rujukan harga.

REFERENSI

- El-Khoury, Mario S and Lorne N. (2007). Extreme Volatility, Speculative Efficiency, and The Hedging Effectiveness of the Oil Futures Market. *Journal of Futures Market*, vol.27 No.1
- Guidi F, Gupta, Rakesh, Maheshwari and Suneel. (2010). *Weak-form Market Efficiency And Calendar Anomalies For Eastern Europe Equity Markets*. MPRA Paper 21984, University Library of Munich, Germany.
- Hameed A and Ashraf H. (2006). Stock Market Volatility and Weak form Efficiency : Evidence From and Emerging Market. *The Pakistan Development Review*. Vol. 45 : 4 Part II, 1029–1040
- Hermawan M dan Subiyantoro H. (2006). Pengujian Hipotesis Pasar Efisien Bentuk Lemah Pada Pasar Modal Di Indonesia : Sebuah Catatan Empiris. *Jurnal Keuangan Publik*. Vo. 4 No.1, April 2006 Hal 123-138
- Li Jia, Hanrahan K and McErlean S. (2004). *The Efficiency of The Futures Market For Agricultural Commodities in the UK*. Department of Agricultural and Food economics Queen's University Belfast, Newforge Lane. United Kingdom.
- Liu, Xing. (2009). *Testing Market Efficiency of Crude Palm Oil Futures to European Participants*. MTT Agrifood Research Finland, Economic research Unit.
- Magnus, FJ. (2008). *Market Returns And Weak Form Efficiency : The Case Of The Ghana Stock Exchange*. Kwame Nkrumah University Of Science and Technology. Ghana.
- Medeiros. (2005). *An Economic Model of The Brazilian Stock Market*. Universidade de Brasilia. Brazil.
- Miclaus PG and Lupu R. (2008). Testing The Efficiency of The European Carbon Fu-

- tures Market Using Event Study Methodology. *International Journal of Energy and Environment* Issue 2, Volume 2.
- Nachrowi N dan Usman H. (2007). Prediksi IHSG Dengan Model GARCH Dan Model ARIMA. *Jurnal Ekonomi dan Pembangunan Indonesia*. Vol VII No.02, 73-91.
- Nilsson M. (2008). *Is The Oil Market Efficient?. Mid Sweden University*. Department of Social Science Business Administration. Sweden.
- Phukubje MP and Moholwa MB. (2006). Testing for The Weak Form Efficiency in South African Futures Markets For Wheat And Subflower Seeds. *Agrekon* Vol 45, No 2.
- Siahaan HP dan Manurung, AH. (2006). *Aktiva Derivatif Pasar Uang, Pasar Modal, Pasar Komoditi dan Indeks*. PT Elex Media Komputindo. Jakarta
- Tsetsekos G and Varangis P. (1997). *The Structure of Derivatives Exchanges: Lesson from Developed dan Emerging Markets*. Development Research Group The World Bank.
