ISSN 0854-9087

Jurnal Ekonomi dan Bisnis

Volatilitas Return Pasar Saham Indonesia:
Karakteristik menonjol dan Model Rumpun Garch
Lukas Purwoto

Skenario Investasi Pemerintah untuk Pembangunan Manusia
dan Pertumbuhan Ekonomi di Indonesia tahun 2004-2009
Hasdi Aimon

Jeda Struktural dalam Suku Bunga dan Kurs :
Pengaruhnya terhadap New Keynesian Phillips Curve di Indonesia
Angelina Ika Rahutami

Analisis Perilaku Permintaan Uang Kas di Indonesia 1990.II-2005.IV
Anang Yuniarto
Birgitta Dian Saraswati

Ruang Lingkup dan Isu-Isu dalam *Environmental Accounting*
Supatmi

Corporate Governance and Board of Directors:
A Survey of the Literature
Lukas Setia Atmaja

Vol. XIII No.2
September 2007

Hlm. 153-231

Jurnal Ekonomi dan Bisnis

Staf Editorial

Ketua Dewan Editor
Supramono

Editor Pelaksana
Marwata

Dewan Editor

Andreas Budihardja
Prasetya Mulya Business School, Jakarta

Daniel D. Kameo
Universitas Kristen Satya Wacana

Harijono
Universitas Kristen Satya Wacana

Johnson Dongoran
Universitas Kristen Satya Wacana

Lieli Suharti
Universitas Kristen Satya Wacana

Paulus Liliek Kristiyanto
Universitas Kristen Immanuel, Yogyakarta

Prapto Yuwono
Universitas Kristen Satya Wacana

Roos K. Andadari
Universitas Kristen Satya Wacana

Ronny Prabowo
Universitas Kristen Satya Wacana

Sammy Kristamuljana
Universitas Kristen Satya Wacana

Sri Adiningsih
Universitas Gadjah Mada, Yogyakarta

Sekretaris Editorial
Setting & Layout
Anton Hermawan

Alamat Editorial
Fakultas Ekonomi Universitas Kristen Satya Wacana
Jl. Diponegoro 52 - 60 Salatiga 50711
Telp. / Fax : 0298-311881, 0298-32121 (hunting)
e-mail : jeb_uksw@yahoo.com.au

Jurnal Ekonomi dan Bisnis

Daftar Isi

Volatilitas Return Pasa Saham Indonesia:
Karakteristik menonjol dan Model Rumpun Garch
Lukas Purwoto 153-164

Skenario Investasi Pemerintah untuk Pembangunan Manusia dan Pertumbuhan Ekonomi di Indonesia tahun 2004-2009
Hasdi Aimon 165-179

Jeda Struktural dalam Suku Bunga dan Kurs :
Pengaruhnya terhadap New Keynesian Phillips Curve di Indonesia
Angelina Ika Rahutami 180-196

Analisis Perilaku Permintaan Uang Kas di Indonesia 1990.II-2005.IV
Anang Yuniarto
Birgitta Dian Saraswati 197-205

Ruang Lingkup dan Isu-Isu dalam *Environmental Accounting*
Supatmi 206-217

Corporate Governance and Board of Directors:
A Survey of the Literature
Lukas Setia Atmaja 218-231

VOLATILITAS RETURN PASAR SAHAM INDONESIA: KARAKTERISTIK MENONJOL DAN MODEL RUMPUN GARCH

Lukas Purwoto
Fakultas Ekonomi Universitas Sanata Dharma, Yogyakarta

This paper estimates conditional volatility models in an effort to capture the stylized facts of stock market volatility in Indonesia. Using daily data of stock market return, this research employs GARCH and EGARCH model. The results showed the presence of four salient characteristics that Indonesian stock market return volatility is clustering, persistent, mean reverting, and appearing the leverage effect. It is found, however that the lifespan of the volatility persistence is not long. New shocks have a large effect on return volatility, meanwhile the past information fade away fast.

Keywords: stock market volatility, GARCH, EGARCH.

Pendahuluan

Volatilitas merupakan salah satu variabel kunci yang memainkan peran sentral dalam banyak area keuangan. Sebagai contoh, volatilitas adalah penting dalam model-model penentuan harga aset, manajemen risiko, dan penentuan harga opsi, serta menjadi perhatian regulasi pasar finansial. Berbagai teknik telah digunakan dalam literatur untuk memodelkan volatilitas. Satu pemahaman penting dalam pemodelan volatilitas adalah varians tidaklah konstan tetapi berubah sepanjang waktu. Dari sudut pandang empiris, maka ini adalah penting untuk memodelkan variasi temporal dalam proses volatilitas.

Engle pada 1982 untuk pertama kalinya mengajukan pemodelan volatilitas dengan proses *autoregressive conditional heteroskedasticity* (ARCH). Bollerslev pada 1986 melanjutkan karya Engle dengan model *generalized* ARCH (GARCH) yang menjadi sukses dalam menggambarkan data runtut waktu finansial. Kemunculan ARCH dan GARCH ini mendorong munculnya model-model sejenis lainnya seperti *exponential* GARCH (EGARCH) oleh Nelson pada 1991. Semua model ini dan berbagai variasinya diwadahkan sebagai model-model rumpun GARCH yang berguna untuk mengestimasi dan meramal *conditional volatility* di pasar saham (Poon dan Granger 2003).

Studi volatilitas return pasar saham dengan menggunakan model rumpun GARCH telah dilakukan oleh berbagai studi empiris terdahulu pada return indeks pasar baik di pasar saham maju maupun berkembang. Misalnya, Lee et al. (2001) menggunakan data indeks Shanghai dan Shenzhen di pasar saham China. Engle dan Patton (2001) menggunakan data indeks DJI di pasar saham Amerika. Chen et al. (2001) menggunakan data indeks pasar di sembilan negara maju. Bologna dan Cavallo (2002) menggunakan data indeks MIB di pasar saham Italia. Hansson dan Hordahl (2004) menggunakan data indeks OMX di pasar saham Swedia. Kaur (2004) dan Karmakar (2005) menggunakan data indeks Sensex dan Nifty di pasar saham India. Dan terakhir Malik et al. (2005) menggunakan data indeks VSE dan TSE di pasar saham Kanada. Studi-studi empiris tersebut telah sukses menerapkan model-model rumpun GARCH dan sekaligus mengkonfirmasi keberadaan sejumlah karakteristik menonjol mengenai volatilitas return pasar saham.

Tujuan penelitian ini adalah untuk meneliti keberadaan sejumlah karakteristik menonjol dari volatilitas return pasar saham Indonesia dan sekaligus menguji apakah model-model rumpun GARCH mampu menangkapnya. Empat karakteristik menonjol mengenai volatilitas pasar saham Indonesia yang menjadi

perhatian pada penelitian ini adalah kerumunan volatilitas (*volatility clustering*), terus berlangsungnya volatilitas (*volatility persistence*), volatilitas kembali pada rata-ratanya (*mean reverting*), dan pengaruh kejutan yang tidak simetris atau pengaruh leverage (*leverage effect*). Temuan dari penelitian empiris ini diharapkan memberikan sumbangan pada literatur dan pembuatan keputusan dalam aktivitas perdagangan saham di pasar saham Indonesia.

Studi Pustaka

Empat karakteristik atau fitur yang sangat menonjol mengenai volatilitas pasar saham telah ditunjukkan oleh literatur dan studi terdahulu. Karakteristik yang mengemuka ini sering juga diistilahkan sebagai *stylized facts* mengenai volatilitas pasar finansial. Karakteristik menonjol pertama adalah volatilitas itu berkerumun. Kerumunan volatilitas dalam runtut waktu finansial seperti return saham sebenarnya telah lama didokumentasikan oleh para peneliti terdahulu seperti oleh Mendelbrot dan Fama pada 1960an. Volatilitas itu berkerumun, artinya perubahan besar dalam harga aset diikuti oleh perubahan besar lainnya, dan perubahan kecil dalam harga diikuti oleh perubahan kecil lainnya. Fenomena kerumunan volatilitas akan nampak ketika return aset diplot sepanjang waktu.

Engle et al. (1990) dalam Lee et al. (2001) dan Karmakar (2005) memberikan penjelasan untuk kerumunan volatilitas, yaitu: jika informasi datang secara berkerumun, maka return dapat memperlihatkan kerumunan. Tingkat bunga nominal, *dividend yield*, penawaran uang, harga minyak, persyaratan margin, siklus bisnis, dan pola-pola informasi merupakan sumber kerumunan volatilitas. Selain itu, jika para partisipan mempunyai keyakinan sebelumnya yang berbeda dan jika mereka memerlukan waktu untuk mencerna kejutan informasi dan menyelesaikan perbedaan ekspektasinya, maka dinamika pasar dapat mengarahkan pada kerumunan volatilitas.

Karakteristik menonjol kedua adalah volatilitas berlangsung terus. Implikasi dari kerumunan volatilitas adalah kejutan volatilitas hari ini akan mempengaruhi harapan volatilitas di banyak periode mendatang. Maka peramalan volatilitas mendatang akan tergantung pada informasi hari ini seperti return hari ini. Volatilitas dikatakan berlangsung terus jika return hari ini mempunyai pengaruh besar pada peramalan varians di banyak periode mendatang. Dengan kata lain, terus berlangsungnya volatilitas berarti bahwa kejutan terhadap volatilitas berlangsung terus sepanjang waktu.

Karakteristik menonjol ketiga adalah volatilitas kembali pada rata-ratanya. Kerumunan volatilitas mengimplikasikan bahwa volatilitas datang dan pergi. Satu periode volatilitas tinggi akan digantikan dengan volatilitas normal, satu periode volatilitas rendah akan diikuti oleh kenaikan volatilitas. Kembali pada rata-rata dalam volatilitas biasanya dinterpretasikan bahwa ada tingkatan normal yang volatilitas akan kembali padanya. Seluruh peramalan jangka panjang volatilitas seharusnya bertemu pada tingkatan normal volatilitas yang sama ini.

Karakteristik menonjol keempat adalah volatilitas dipengaruhi secara tidak simetris oleh kejutan positif dan negatif. Black pada 1970 an adalah yang pertama kali mencatat bahwa perubahan dalam return saham memperlihatkan suatu tendensi untuk berkorelasi negatif dengan perubahan dalam volatilitas return. Secara lebih spesifik, volatilitas cenderung menaik dalam merespon berita buruk, dan volatilitas cenderung menurun dalam merespon berita bagus. Fenomena ini sering disebut sebagai pengaruh *leverage*. Biaya-biaya tetap seperti *leverage* finansial dan operasi memberikan penjelasan bagi fenomena ini. Suatu perusahaan dengan hutang dan ekuitas biasanya menjadi lebih *leverage* ketika nilai perusahaan jatuh. Hal ini menaikkan volatilitas return ekuitas jika return terhadap perusahaan secara keseluruhan

adalah konstan. Respon dari volatilitas return saham diargumentasikan tidak dapat dijelaskan oleh *leverage* itu sendiri. Keberadaan pengaruh *leverage* berarti berita buruk lebih mempunyai pengaruh terhadap volatilitas dibandingkan dengan berita bagus.

Model volatilitas yang bagus harus mampu menangkap dan merefleksikan empat karakteristik menonjol mengenai volatilitas yang melekat pada runtut waktu return pasar saham. Istilah teknis ekonometri untuk kerumunan volatilitas adalah ARCH. Engle pada 1982 secara serentak memodelkan rata-rata (*mean*) dan varians *(variance*) dengan proses ARCH yang menggunakan kesalahan (*error*) masa lalu untuk memodelkan varians runtut waktu dan membolehkan varians dari *error* untuk bervariasi sepanjang waktu. Selanjutnya Bollerslev pada 1986 mengembangkan proses ARCH ke dalam proses GARCH dengan struktur lag yang lebih fleksibel. Model GARCH memasukkan kelambatan (*lag*) dari *conditional variance* ke dalam persamaan *conditional variance* untuk mendapatkan gambaran yang lebih sederhana (*parsimonious*) dari model ARCH. Perluasan ke dalam model GARCH seperti ini membolehkan *conditional variance* menjadi proses *autoregressive moving average* (ARMA).

Model GARCH(p,q) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j} \quad \ldots\ldots (1)$$

Conditional variance dari ε_t merupakan proses ARMA yang dinyatakan dengan ekspresi h_t. Dalam banyak praktek, GARCH(1,1) sering memberikan spesifikasi yang bagus (Enders 2004; Verbeek 2004). Model GARCH(1,1) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad \ldots\ldots (2)$$

Tidak negatifnya h_t mensyaratkan α_0,α_1, dan β_1 adalah tidak negatif. Penjumlahan $\alpha_1 + \beta_1$ menunjukkan terus berlangsungnya kejutan terhadap varians. Dengan kata lain, nilai-nilai $\alpha_1 + \beta_1$ mendekati satu mengimplikasikan tingginya volatilitas berlangsung terus.

Namun $\alpha_1 + \beta_1$ merupakan akar-akar dari bagian *autoregressive,* oleh karenanya stasioneritas mensyaratkan $\alpha_1 + \beta_1 < 1$. Engle dan Patton (2001) mengartikan penjumlahan α_1 dan β_1 yang lebih kecil dari satu sebagai kembalinya volatilitas pada rata-ratanya. Hal ini tentunya bisa dimengerti karena runtut waktu yang stasioner akan mempunyai tendensi untuk kembali kepada rata-rata jangka panjang.

Spesifikasi model GARCH adalah simetris, yaitu nilai absolut dari kejutan atau inovasi itulah yang berdampak, bukan tandanya. Ini artinya bahwa kejutan negatif yang besar mempunyai pengaruh yang sama terhadap volatilitas mendatang seperti kejutan positif yang besar pada besaran yang sama. Model lain yang membolehkan pengaruh tidak simetris dari berita kejutan adalah EGARCH yang diajukan oleh Nelson pada 1991.

Model EGARCH dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0,5}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0,5}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \quad \ldots\ldots (3)$$

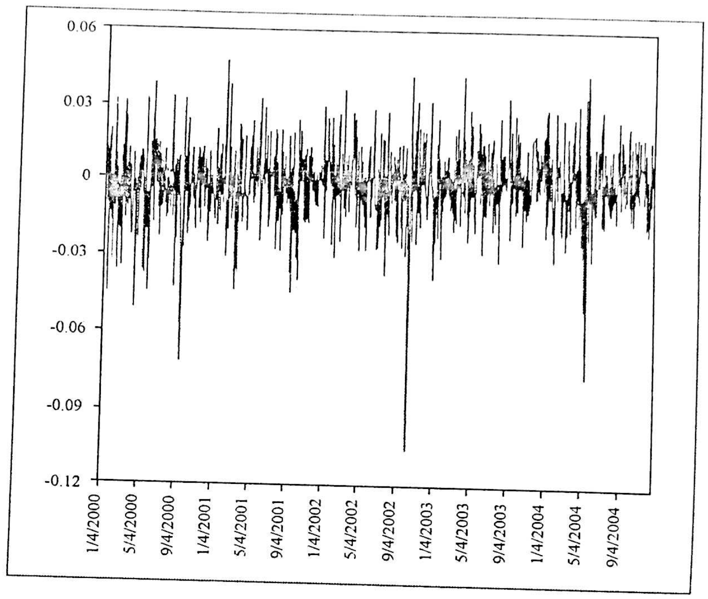
Karena $e_{t-1}/h_{t-1}^{0,5}$ telah dimasukkan, maka model EGARCH adalah tidak simetris sepanjang $\lambda_1 \neq 0$. Apabila $\lambda_1 < 0$, maka kejutan positif (berita bagus) menghasilkan lebih sedikit volatilitas daripada kejutan negatif (berita buruk). Dengan kata lain hal ini menunjukkan keberadaan pengaruh *leverage*.

Data dan Prosedur Singkat Penelitian

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah return Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) harian dari 4 Januari 2000 s/d 30 Desember 2004. Return IHSG pada hari t ditentukan dengan formula:

$$RETURNIHSG_t = \frac{(IHSG_t - IHSG_{t-1})}{IHSG_{t-1}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \ (4)$$

Gambar 1 memperlihatkan plot runtut waktu return IHSG harian dari 4 Januari 2000 s/d 30 Desember 2004. Tampak dalam gambar bahwa harga mengalami perubahan dari waktu ke waktu.



Gambar 1
Return IHSG, 4 Januari 2000 s.d. 30 Desember 2004

Secara ringkas, prosedur penelitian ini dimulai dengan menguji stasioneritas dengan uji *unit root* terhadap return IHSG. Apabila runtut waktu dari return IHSG diketahui adalah stasioner, maka langkah berikutnya adalah mengestimasi model rata-rata dengan model ARMA(p,q). Pengujian kerumunan volatilitas dilakukan dengan uji LM ARCH. Keberadaan ARCH *error* akan mengarahkan pada model rumpun GARCH. Model GARCH dan EGARCH diestimasi dengan mencakup secara serentak persamaan *conditional mean* dan *conditional variance*. Uji diagnostik dilakukan untuk memastikan kecukupan model. Pengujian dan estimasi dibantu dengan perangkat lunak *EViews*.

Hasil dan Diskusi

Statistik Deskriptif dan Uji Unit Root

Statistik ringkasan return IHSG harian ditunjukkan pada tabel 1. IHSG mempunyai return rata-rata positif yang kecil yaitu 0,000422 per hari. Varians dan deviasi standar return harian adalah 0,000199 dan 0,014117. Koefisien *skewness* mengindikasikan bahwa distribusi return adalah condong secara negatif. Koefisien *kurtosis*, yang mengukur kerapatan ekor distribusi, adalah tinggi. *Kurtosis* dari distribusi Gaussian adalah tiga sehingga meragukan distribusi normal untuk return IHSG.

Tabel 1
Statistik Deskriptif dan Uji *Unit Root*

Banyaknya observasi	1.212
Rata-rata	0,000422
Median	0,000695
Varians	0,000199
Deviasi standar	0,014117
Skewness	-0,571621
Kurtosis	6,861800
Jargue-Bera statistic	819,1352 (p=0,000000)
ADF test statistic	-23,53798
	Nilai kritis 1% = -3,4386
PP test statistic	-30.61814
	Nilai kritis 1% = -3,4386

Uji Jarque-Bera untuk normalitas menghasilkan statistik 819,1352 yang signifikan untuk menolak hipotesis bahwa return IHSG terdistribusi normal. Hasil *skewness* yang negatif, *kurtosis* yang tinggi, dan tidak mengikutinya distribusi normal dari return pasar adalah umum ditemukan pada return indeks pasar saham lainnya.

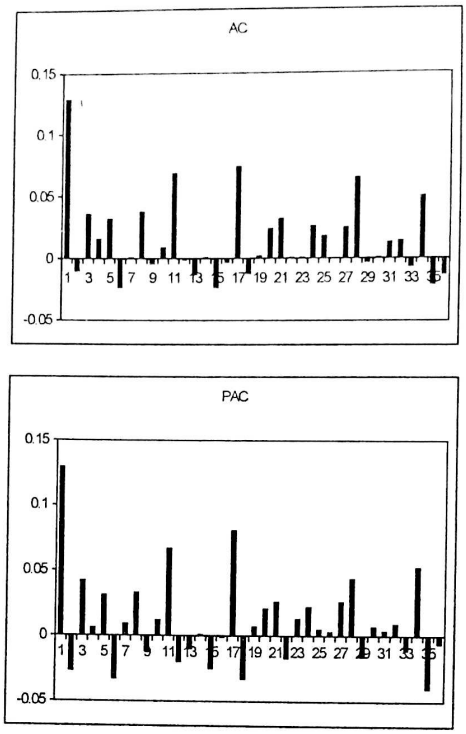
Pemodelan ARMA dan GARCH mensyaratkan stasioneritas dari runtut waktu. Stasionaritas return IHSG diuji dengan uji *unit root* menggunakan uji Augmented Dickey-Fuller (ADF) dan uji Phillips-Perron (PP). Tabel 1 memperlihatkan uji *unit root* yang menghasilkan statistik uji ADF adalah -23,53798, sedangkan statistik uji PP test adalah -30,61814. Kedua statistik uji ini adalah lebih besar dari nilai kritis MacKinnon yaitu -3,4386 pada tingkat satu persen sehingga menolak hipotesis *unit root*. Hasil kedua uji *unit root* ini memberikan konfirmasi bahwa runtut waktu return IHSG adalah stasioner.

Model Rata-Rata

Langkah awal sebelum memodelkan *conditional volatility* adalah mengestimasi model rata-rata. *Autocorrelation functions* (ACF) dan *partial autocorrelation functions* (PACF) dari return IHSG diperlihatkan pada gambar 2. Pengamatan terhadap *correlogram* ini mengindikasikan adanya ketergantungan waktu dalam rata-rata dari runtut waktu return IHSG. Keduanya, ACF dan PACF memotong nol setelah *lag* satu. Analisis *correlogram* return IHSG ini cenderung mengarahkan pada spesifikasi model AR(1) atau MA(1).

Estimasi model rata-rata dari model AR(1) dan model MA(1) ditunjukkan pada tabel 2. Koefisien dari model AR (1) memenuhi kondisi stabilitas $|a_1| < 1$ dan signifikan pada tingkat satu persen (statistik t untuk uji hipotesis nol adalah 0 diperoleh 4,548673). Tabel 2 juga memperlihatkan *Ljung-Box Q-statistics* yang dihasilkan dari analisis *correlogram* dari *residuals*. *Q-statistics* dari *residuals* mengindikasikan bahwa ACF dan PACF dari *residuals* adalah tidak signifikan.Uji diagnostik ini mengkonfirmasi bahwa keduanya baik model AR(1) dan MA(1) adalah tepat dalam arti *fit* data secara bagus. Selanjutnya dengan menerapkan kriteria pemilihan model yaitu *Akaike Information Criterion* (AIC) dan *Schwartz Bayesian Criterion* (SBC) - yang keduanya lebih kecil pada model AR(1)

dibandingkan model MA (1) - mengarahkan untuk memilih model AR(1) guna pemodelan *conditional volatility* selanjutnya.



Gambar 2
Correlogram dari Return IHSG

Tabel 2
Estimasi Model Rata-Rata

	Model AR(1)	Model MA(1)
a_0	0,000390	0,000426
standard error (p-value)	0,000461 (0,3986)	0,000458 (0,3527)
a_1	0,129408	
standard error (p-value)	0,028450 (0,0000)	
b_1		0,138620
standard error (p-value)		0,028464 (0,0000)
AIC	-5,701315	-5,698,349
SBC	-5,692893	-5,689,933
Ljung-Box Q Statistics untuk *residuals* (tingkat signifikansi dalam tanda kurung):		
Q(2)	1,6123 (0,204)	0,2912 (0,589)
Q(3)	3,1704 (0,205)	1,9986 (0,368)
Q(4)	3,2712 (0,352)	2,0459 (0,563)
Q(5)	4,6576 (0,324)	3,5261 (0,474)
Q(10)	7,9785 (0,536)	6,4171 (0,698)
Q(20)	23,796 (0,204)	22,242 (0,272)
Q(30)	31,128 (0,359)	30,021 (0,413)

Volatilitas Berkerumun

Pengamatan secara visual pada gambar 1 mengungkapkan bahwa runtut waktu return IHSG menampakkan adanya periode perubahan harga yang besar berkerumun tersendiri dari periode perubahan harga yang kecil. Hal ini menyarankan keberadaan kerumunan volatilitas. Tes formal untuk keberadaan kerumunan volatilitas adalah uji *Langrange Multiplier* (LM) ARCH yang diajukan oleh Engle pada 1982 (dalam Bollerslev et al. 1994). Penelitian ini meregresikan *squared residuals* dari persamaan model rata-rata terhadap konstanta dan lag satu dari *squared residuals*. Hasilnya adalah sebagai berikut:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0,000172 + 0,111356\hat{\varepsilon}_{t-1}^2$$

Dengan menggunakan *residuals* sebanyak *T*, dibawah hipotesis nol bahwa tidak ada ARCH *error*, maka TR^2 bertemu dengan distribusi χ^2 dengan derajat kebebasan sebesar *lag q* (Enders 2004). Nilai TR^2 diperoleh 15,07818 dengan *prob-value* adalah 0,000103. Maka hipotesis nol ditolak dan menyimpulkan bahwa ada ARCH *error*.

Dengan demikian, hasil pada seksi ini mengindikasikan keberadaan kerumunan volatilitas return IHSG harian. Dengan kata lain, runtut waktu return IHSG memperlihatkan bahwa kejutan atau inovasi besar pada proses *error* diikuti oleh perubahan besar lainnya, dan kejutan kecil diikuti oleh kejutan kecil lainnya dalam tanda yang bisa positif atau negatif.

Estimasi Model GARCH

Keberadaan pengaruh ARCH/GARCH mengindikasikan kerumunan volatilitas, oleh karena itu fokus selanjutnya adalah menentukan model GARCH yang tepat untuk runtut retun IHSG. Model untuk *conditional volatility* yang secara luas digunakan adalah model rumpun GARCH. Dengan mempertimbangkan hasil estimasi AR(1) untuk model rata-rata pada seksi sebelumnya, langkah selanjutnya adalah mengestimasi model AR(1)-GARCH(*p,q*).

Model GARCH mencakup estimasi serentak dari persamaan *conditional mean* dan *conditional variance*. Model AR(1)-GARCH(*p,q*) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t = N(0, h_t)$$
$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{j-i} \quad \text{..... (5)}$$

Model ini diestimasi melalui *quasi-maximum likelihood* untuk menghasilkan α_0, α_1, α_i, dan β_j yang dalam hal ini merupakan parameter diestimasi.

Hasil estimasi lima model GARCH yang berbeda diperlihatkan pada tabel 3. Empat model GARCH(*p,q*) dengan model rata-rata AR(1) yang dipertimbangkan disini adalah model GARCH(1,1), GARCH(1,2), GARCH(2,1), dan GARCH(2,2). Satu model MA(1)-GARCH(1,1) ditambahkan untuk diestimasi sebagai perbandingan karena hasil uji diagnostik pada seksi sebelumnya juga mengkonfirmasi kesesuaian model MA(1).

Tabel 3
Estimasi Model GARCH

	AR(1)-GARCH(1,1)	AR(1)-GARCH(1,2)	AR(1)-GARCH(2,1)	AR(1)-GARCH(2,2)	MA(1)-GARCH(1,1)
Persamaan rata-rata					
a_0	0,000986**	0,000992**	0,000986**	0,001016**	0,000989**
	(0,000415)	(0,000413)	(0,000415)	(0,000414)	(0,000407)
a_1	0,150964***	0,148662***	0,150954***	0,146935***	
	(0,031540)	(0,031672)	(0,031482)	(0,031149)	
b_1					0,154730***
					(0,030933)
Persamaan varians					
α_0	0,0000355***	0,0000388***	0,000031***	0,00000211	0,0000344***
	(0,0000108)	(0,0000121)	(0,0000127)	(0,00000163)	(0,0000105)
α_1	0,133717***	0,144232***	0,139799***	0,148011***	0,131214***
	(0,044369)	(0,048742)	(0,046539)	(0,047624)	(0,044690)
α_2			-0,018052	-0,14088***	
			(0,050033)	(0,046409)	
β_1	0,684864***	0,615437***	0,719904***	1,561065***	0,693081***
	(0,072998)	(0,303458)	(0,098836)	(0,110727)	(0,072100)
β_2		0,041885		-0,57935***	
		(0,256269)		(0,103766)	
Kriteria pemilihan					
AIC	-5,754559	-5,7529	-5,752990	-5,753392	-5,753481
SBC	-5,733505	-5,727636	-5,727726	-5,723917	-5,732441

Standard error dalam tanda kurung.
*** signifikan pada tingkat 1%.
** signifikan pada tingkat 5%.
* signifikan pada tingkat 10%.

Ketiga model AR(1)-GARCH(1,2), AR(1)-GARCH(2,1), dan AR(1)-GARCH(2,2) tidak menghasilkan spesifikasi yang tepat karena adanya koefisien α_0, α_i, atau β_i dalam persamaan varians yang tidak signifikan. Sedangkan pada kedua model GARCH(1,1), ketiga parameter α_0,α_1, dan β_1 yang diestimasi adalah positif dan signifikan pada tingkat satu persen. Model AR(1)-GARCH(1,1) memberikan AIC dan SBC adalah -5,754559 dan -5,733505; sedangkan model MA(1)-GARCH(1,1) memberikan AIC dan SBC adalah -5,753481 dan -5,732441. Dengan menerapkan kriteria AIC dan SBC yang terendah sebagai kriteria pemilihan model, maka model terbaik adalah model AR(1)-GARCH(1,1).

Selanjutnya apabila model AR(1)-GARCH(1,1) adalah sesuai, *standardized residuals* seharusnya tidak berkorelasi secara serial (Enders 2004). Jika ada korelasi serial dalam *standardized residuals*, maka model rata-rata telah diestimasi secara tidak tepat. Untuk mengecek kecukupan model dalam menangkap pengaruh ARCH/GARCH, *standardized squared residuals* seharusnya juga tidak berkorelasi secara serial. Model seharusnya juga tidak lagi mengandung ARCH/GARCH *error*, yang diuji dengan uji LM ARCH.

Hasil uji diagnostik ini ditunjukkan pada tabel 4. *Ljung-Box Q-statistics* untuk *residuals* ditemukan tidak signifikan. Misalnya Q(2), Q(5), Q(10), Q(20), dan Q(30), berturut-turut bernilai 0,6019; 4,5806; 7,7241; 23,965; dan 32,391, adalah tidak signifikan semuanya pada tingkat sepuluh persen. Kesimpulannya adalah *standardized residuals* tidak berkorelasi secara serial.

Tabel 4
Uji diagnostik untuk AR(1)-GARCH(1,1)*)

Ljung-Box Q Statistics untuk *residuals:*	
Q(2)	0,6019 (0,438)
Q(5)	4,5806 (0,333)
Q(10)	7,7241 (0,562)
Q(20)	23,965 (0,197)
Q(30)	32,391 (0,303)
Ljung-Box Q Statistics untuk *squared residuals:*	
Q(2)	0,0630 (0,802)
Q(5)	1,5474 (0,818)
Q(10)	6,4666 (0,692)
Q(20)	23,618 (0,211)
Q(30)	30,154 (0,406)
Uji LM ARCH pada lag 1	0,053210 (0,817569)

*) Tingkat signifikansi dalam tanda kurung

Untuk memastikan tidak ada lagi pengaruh ARCH/GARCH, uji LM ARCH dilakukan pada *lag* satu. Bollerslev et al. (1994) mencatatkan bahwa uji LM untuk GARCH(1,1) adalah sama seperti uji LM untuk ARCH(1). Nilai TR^2 diperoleh 0,53210 dengan *prob-value* adalah 0,817569. Maka hipotesis nol tidak ditolak dan menyimpulkan tidak adanya ARCH/GARCH *error*. Demikian juga *Ljung-Box Q-statistics* untuk *squared residuals* ditemukan tidak signifikan. Misalnya Q(2), Q(5), Q(10), Q(20), dan Q(30), berturut-turut bernilai 0,6030; 1,5474; 6,4666; 23,618; dan 30,154, adalah tidak signifikan semuanya pada tingkat sepuluh persen.

Dengan demikian, hasil-hasil pada seksi ini mengarahkan bahwa model terbaik untuk volatilitas return IHSG adalah model AR(1)-GARCH(1,1).

Volatilitas Berlangsung Terus Namun Kembali pada Rata-Ratanya

Hasil estimasi AR(1)-GARCH(1,1) pada seksi sebelumnya dan diperlihatkan pada Tabel 3 mengindikasikan volatilitas return IHSG berlangsung terus. Penjumlahan $a_1 + b_1$ adalah 0,133717 + 0,684864 = 0,818581, mencukupi untuk mendekati satu. Satu ukuran lain untuk terus berlangsungnya dalam model volatilitas adalah *half-life volatility* (Engle dan Patton 2001; Kaur 2004). Ukuran ini adalah menarik karena mendefinisikan sebagai waktu yang dibutuhkan agar volatilitas bergerak kembali menuju *unconditional mean*-nya. *Half-life volatility* untuk proses GARCH(1,1) adalah $1-[\ln 2/\ln(\alpha_1+\beta_1)]$. Sedangkan *unconditional mean* dari proses GARCH(1,1) dihitung sebagai rasio α_0 terhadap 1 dikurangi penjumlahan α_1 dan β_1.

Half-life volatility dan *unconditional mean* dalam kasus return IHSG ini adalah:

- *Half-life volatility* = 1 – [ln2 / ln(0,133717 + 0,684864) = 4,46 hari.
- *Unconditional mean* = 0,0000355 / [1 – (0,133717 + 0,684864) = 0,00019567961.

Perhitungan *unconditional mean* dari varians sebesar 0,00019567961 adalah sangat mendekati hasil estimasi sampel dari *unconditional volatility* sebesar 0,000199 pada tabel 1.

Selanjutnya, meskipun volatilitas return pasar saham Indonesia menampakkan keberlangsungannya, proses volatilitas tidak akan membesar terus menerus melainkan akan kembali pada rata-ratanya. Hal ini merupakan implikasi dari penjumlahan $a_1 + b_1$ yang kurang dari satu.

Satu hasil menonjol disini adalah bahwa terus berlangsungnya volatilitas di pasar saham Indonesia adalah tidak berumur panjang, hanya sekitar 5 hari atau satu minggu perdagangan saham. Sebagai perbandingan, Engle dan Patton (2001) menemukan penjumlahan $a_1 + b_1 = 0,9904$ dengan *half-life volatility* sekitar 73 hari di *Dow Jones Industrial Index* dari pasar saham Amerika. Sedangkan Kaur (2004) menghitung penjumlahan $a_1 + b_1 = 0,9595$ dengan *half-life volatility* sekitar 17,2 hari di *Bombay Stock Exchange's Sensitive Index* dari pasar saham India. Dengan membandingkan hasil kedua temuan studi terdahulu dengan penelitian ini, maka periode terus berlangsungnya volatilitas di pasar saham Indonesia adalah jauh lebih pendek.

Penyelidikan lebih lanjut menunjukkan bahwa model GARCH di dalam penelitian ini menghasilkan nilai a_1 yang relatif lebih besar dan nilai b_1 yang relatif lebih kecil. Misalnya Engle dan Patton (2001) menemukan $a_1 = 0,0104$ dan $b_1 = 0,9505$. Nilai yang besar dari $a_1 + b_1$ beraksi dalam meningkatkan *conditional volatility,* tetapi keduanya beraksi dalam cara yang berbeda (Enders 2004). Semakin besar a_1, semakin besar respon h_t terhadap informasi baru. Jika a_1 adalah besar, maka kejutan mempunyai pengaruh pada e_t^2 dan h_t. Jadi pasar saham Indonesia cenderung bereaksi secara besar terhadap kejutan atau inovasi saat ini. Berita bagus maupun buruk saat ini mempunyai dampak besar pada perubahan harga saham. Sedangkan nilai b_1 yang rendah mengimplikasikan bahwa kejutan masa lalu tidak membutuhkan banyak waktu untuk menghilang dalam memberikan pengaruhnya.

Pengaruh Kejutan yang Tidak Simetris Terhadap Volatilitas

Seperti yang telah dibahas pada studi pustaka, model EGARCH membolehkan adanya pengaruh yang tidak simetris dari kejutan positif dan negatif. Hasil estimasi model EGARCH pada return IHSG ditunjukkan pada Panel A pada tabel 5. Sedangkan uji diagnostiknya ditunjukkan pada Panel B. Model EGARCH tidak mensyaratkan tanda dari koefisien. Seluruh koefisien dalam persamaan varians adalah signifikan pada tingkat 1 persen. Uji diagnostik tidak memperlihatkan korelasi serial yang signifikan dalam *standarsized residuals* maupun *standardized squared residuals*. Uji LM ARCH tidak memberikan hasil yang signifikan sehingga tidak ada pengaruh ARCH/GARCH yang tersisa. Nilai koefisien λ_1 adalah -0,119754 lebih kecil dari nol, maka menunjukkan keberadaan pengaruh *leverage*. Kejutan atau inovasi negatif berdampak lebih besar dibanding kejutan atau inovasi negatif. Dengan kata lain berita buruk mempunyai pengaruh lebih besar pada volatilitas mendatang dibandingkan dengan berita bagus pada besaran yang sama.

Tabel 5
Estimasi Model EGARCH

Panel A. Hasil Estimasi [a)]	
Persamaan rata-rata	
a_0	0,000492
	(0,000443)
a_1	0,151352***
	(0,030753)
Persamaan varians	
α_0	-1,913750***
	(0,525694)
α_1	0,180642***
	(0,052665)
λ_1	-0,119754**
	(0,048223)
β_1	0,794074***
	(0,059683)
Kriteria pemilihan	
AIC	-5,769203
SBC	-5,743939
Panel B. Uji Diagnostik [b)]	
Ljung-Box Q Statistics untuk *residuals*:	
Q(2)	0,2901 (0,590)
Q(5)	3,4212 (0,490)
Q(10)	6,9177 (0,646)
Q(20)	22,407 (0,264)
Q(30)	29,082 (0,461)
Ljung-Box Q Statistics untuk *squared residuals*:	
Q(2)	0,5856 (0,444)
Q(5)	1,5066 (0,825)
Q(10)	5,8911 (0,751)
Q(20)	23,623 (0,211)
Q(30)	30,173 (0,405)
Uji LM ARCH	0,033274 (0,85526)

a) *Standard error* dalam tanda kurung.
*** signifikan pada tingkat 1%.
** signifikan pada tingkat 5%.
* signifikan pada tingkat 10%.
b) Tingkat signifikansi dalam tanda kurung.

Kesimpulan

Empat karakteristik menonjol dari volatilitas pasar saham telah diidentifikasi dari studi terdahulu, yaitu: berkerumun, berlangsung terus, kembali pada rata-ratanya, dan pengaruh kejutan yang tidak simetris. Model volatilitas yang bagus harus mampu menangkap dan merefleksikan karakteristik menonjol tersebut. Dengan menggunakan data return IHSG dari 4 Januari 2000 s.d. 30 Desember 2004, penelitian ini memodelkan volatilitas return IHSG dengan menggunakan model GARCH dan EGARCH. Hasil uji LM ARCH menunjukkan bahwa kerumunan volatilitas terjadi dalam runtut waktu return IHSG.

Selanjutnya hasil estimasi model GARCH menunjukkan bahwa return IHSG memperlihatkan karakteristik bahwa volatilitas terus berlangsung dan kembali pada rata-ratanya. Akhirnya hasil estimasi model EGARCH mengkonfirmasi bahwa volatilitas dipengaruhi secara tidak simetris oleh kejutan positif dan negatif.

Hasil-hasil penelitian ini mempunyai implikasi penting bagi investor di pasar saham Indonesia. Pada satu periode waktu, harga saham terlihat lebih stabil; namun pada periode waktu lain, harga saham dapat secara cepat berubah naik atau turun. Informasi relevan di pasar saham adalah sangat cepat memudar dalam menggerakkan harga saham. Harga saham adalah sangat peka oleh informasi terkini terlebih berita buruk. Rumor-rumor dan isu-isu jangka pendek sangat mungkin berpengaruh besar pada pergerakan harga di pasar saham Indonesia.

Referensi:

Bollerslev, T., R.F. Engle, and D.B. Nelson. 1994. ARCH Models. *Handbook of Econometrics, vol IV*, diedit oleh R.F. Engle dan D.L. McFadden. Elsevier Science: 2961-3038.

Bologna, P. and Cavallo, L. 2002. Does the Introduction of Stock Index Futures Effectively Reduce Stock Market Volatility? Is the 'Future Effect' Immediate? Evidence from the Italian Stock Exchange Using GARCH. *Applied Financial Economics,* 12: 183-192.

Chen, G., M. Firth, and O.M. Rui. 2001. The Dynamic Relation Between Stock Return, Trading Volume, and Volatility. *Financial Review* 38: 153-174.

Enders, W. 2004. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc.

Engle, R.F. and A.J.Patton. 2001. What Good is A Volatility Model? *Quantitative Finance* I: 237-245.

Hansson, B. and P. Hordahl. 2004. Forecasting Variance Using Stochastic Volatility and GARCH. *European Journal of Finance,* 11: 33-57.

Karmakar, M. 2005. Modeling Conditional Volatility of the Indian Stock Markets. *Vikalpa* 30: 21-37.

Kaur, H. 2004. Time Varying Volatility in the Indian Stock Market. *Vikalpa* 29: 25-42.

Lee C.F., G. Chen, and O.M. Rui. 2001. Stock Returns and Volatility on China's Stock Markets. *Journal of Financial Research,* 24: 523-543.

Malik, F., B.T. Ewing, and J.E. Payne. 2005. Measuring Volatility Persistence in the Presence of Sudden Changes in the Variance of Canadian Stock Returns. *Canadian Journal of Economics,* 38: 1037-1056.

Poon, S.H. and C. Granger. 2003. Forecasting Volatility in Financial Markets: a Review. *Journal of Economic Literature,* 41: 478-539.

Verbeek, M. 2004. *A Guide to Modern Econometrics*. John Wiley & Sons, Ltd.