

BAB IV
HASIL PENELITIAN

IV.1 Pengujian Stasioneritas

Seperti yang sudah dijelaskan pada Bab III, sebelum pemodelan model indeks tunggal dilakukan, semua variabel harus terlebih dahulu diubah menjadi data imbal hasil (*return*), imbal hasil didapat dengan rumus $dlog(\text{variabel})$ pada *eviews 6,0*. Setelah mengubah semua data menjadi data dalam bentuk imbal hasil, dilakukan uji stasioneritas pada semua data yang diperlukan dalam penelitian ini (dapat dilihat pada Lampiran 1), uji stasioneritas dilakukan dengan uji *Augmented Dickey Fuller*. Berikut hasil dari uji ADF pada semua variabel yang digunakan dalam penelitian ini :

Tabel 4.1 Uji *Unit Root*

unit-root test		Test critical values:			
variable	ADF stat	Prob.*	1% level	5% level	10% level
R_LQ45	-32.4882	0.00	-3.43516	-2.86355	-2.56789
R_AGRI	-34.8077	0.00	-3.43516	-2.86355	-2.56789
R_BIND	-32.6707	0.00	-3.43516	-2.86355	-2.56789
R_INFRA	-28.1211	0.00	-3.43516	-2.86355	-2.56789
R_MIND	-26.6473	0.00	-3.43516	-2.86355	-2.56789
R_CONS	-33.5992	0.00	-3.43516	-2.86355	-2.56789
R_FIN	-33.4187	0.00	-3.43516	-2.86355	-2.56789
R_MINE	-33.194	0.00	-3.43516	-2.86355	-2.56789
R_PROP	-31.7514	0.00	-3.43516	-2.86355	-2.56789
R_TRADE	-35.9743	0.00	-3.43516	-2.86355	-2.56789
R_IHSG	-32.3084	0.00	-3.43516	-2.86355	-2.56789

sumber : diolah dari data BEI

Hasilnya dengan nilai kritis MacKinnon 5%, H_0 ditolak untuk semua variabel (Lampiran 1). Artinya semua variabel yang digunakan dalam penelitian ini sudah tidak memiliki *unit root* atau data imbal hasil pada semua variabel telah stasioner. Sehingga penelitian dapat dilanjutkan ke tahap selanjutnya.

IV.2 Regresi Imbal Hasil IHSG

Pemodelan model indeks tunggal dilakukan dengan memasukan R_IHSG kedalam sembilan indeks sektoral dan indeks LQ45. Hasil dari pemodelan model indeks tunggal menunjukkan hasil sebagai berikut (Lampiran 2) :

Tabel 4.2 Regresi Imbal Hasil IHSG

DEPENDENT VARIABLE	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_LQ45	R_IHSG	1.151218	0.004711	244.3688	0%
R_AGRI	R_IHSG	0.937223	0.040668	23.0458	0%
R_BIND	R_IHSG	0.885204	0.020897	42.35976	0%
R_CONS	R_IHSG	0.792736	0.017037	46.52945	0%
R_FIN	R_IHSG	1.008113	0.020409	49.39464	0%
R_MINE	R_IHSG	0.961859	0.032984	29.16159	0%
R_PROP	R_IHSG	0.709731	0.031576	22.47678	0%
R_TRAD	R_IHSG	0.743918	0.017918	41.51813	0%
R_INFRA	R_IHSG	1.347662	0.0237	56.86342	0%
R_MIND	R_IHSG	0.931583	0.025541	36.47452	0%

sumber : diolah dari data BEI

Dari tabel diatas dapat dilihat bahwa imbal hasil dari IHSG signifikan pada tingkat 5% pada semua pemodelan model indeks tunggal tersebut. Hal tersebut menunjukkan bahwa pergerakan imbal hasil dari IHSG memang memberikan pengaruh terhadap pergerakan dari imbal hasil pada indeks sektoral dan indeks LQ45.

Setelah meregresikan imbal hasil IHSG kedalam setiap indeks, perlu diperiksa efek autokorelasi pada masing-masing model tersebut. Autokorelasi ,seperti yang sudah dijelaskan pada Bab II, merupakan keadaan dimana *error* dari suatu observasi berkorelasi terhadap *error* yang lain. Pemeriksaan autokorelasi dapat dilakukan dengan memeriksa *correlogram Q-stat* dalam model.

Hasil dari pemeriksaan pada *correlogram Q-stat* yang dapat dilihat pada Lampiran 3 menunjukkan terdapat beberapa model memiliki efek autokorelasi, dimana dalam *correlogram Q-stat* model tersebut terdapat *lag* yang signifikan pada tingkat konvensional 5%, sehingga H_0 = tidak terdapat autokorelasi, ditolak. Indeks-indeks tersebut adalah model indeks tunggal pada indeks

pertanian, industri dasar, aneka industri, keuangan, pertambangan, perdagangan, infrastruktur, barang konsumsi, dan properti.

Sedangkan model indeks tunggal indeks LQ45 sudah tidak memiliki efek autokorelasi sehingga pemodelan pada indeks ini tidak perlu dimodelkan dengan ARIMA. Oleh karena itu pemodelan pada kesembilan indeks sektoral tersebut harus dilanjutkan dengan menggunakan ARIMA untuk mengatasi masalah autokorelasi, sedangkan untuk indeks LQ45 tidak perlu menggunakan pemodelan ARIMA.

IV.3 Pemodelan ARIMA

Berikut merupakan hasil dari pemodelan ARIMA pada sembilan indeks sektoral tersebut.(Lampiran 4)

Tabel 4.3 Pemodelan ARIMA 9 Indeks

Variable	variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_AGRI	AR(3)	-0.080241	0.027651	-2.9019	0.0038
R_BIND	AR(1)	0.06424	0.027683	2.3206	0.0205
	AR(3)	-0.061222	0.027646	-2.2145	0.0270
R_FINANCE	AR(2)	-0.093886	0.027501	-3.4139	0.0007
R_CONS	AR(3)	0.058881	0.02768	2.127201	0.0336
R_MINE	AR(5)	0.065447	0.027815	2.352926	0.0188
	AR(6)	0.059559	0.027819	2.140984	0.0325
	AR(15)	-0.063383	0.027592	-2.297186	0.0218
	AR(26)	-0.074486	0.027501	-2.708455	0.0069
R_PROP	AR(1)	0.078354	0.027765	2.822064	0.0048
	AR(3)	-0.072244	0.027842	-2.594735	0.0096
	AR(9)	0.064134	0.027737	2.3122	0.0209
	AR(12)	-0.055145	0.027983	-1.970689	0.0490
	AR(26)	0.070745	0.027837	2.541358	0.0112
	AR(30)	-0.058605	0.027783	-2.109366	0.0351
	AR(13)	-0.063618	0.027931	-2.277667	0.0229
R_TRAD	AR(31)	0.059643	0.027884	2.138949	0.0326
	AR(1)	-0.118912	0.027686	-4.295098	0.0000
	AR(2)	-0.063902	0.027708	-2.306273	0.0213
R_INFRA	AR(4)	-0.068599	0.027495	-2.49492	0.0127
	AR(2)	-0.111372	0.027311	-4.077891	0.0000
R_MIND	AR(2)	-0.079569	0.027856	-2.856476	0.0044
	AR(5)	-0.050288	0.027772	-1.81075	0.0704
	AR(18)	0.06246	0.027801	2.246719	0.0248
	AR(4)	-0.049954	0.027854	-1.793434	0.0731

sumber : diolah dari data BEI

Dari tabel 4.3 dapat dilihat bahwa variabel AR yang digunakan dalam pemodelan model indeks tunggal (*single index model*) hampir semua signifikan pada tingkat 5%, hanya dua variabel AR yang signifikan pada tingkat 10% yakni AR(5) dan AR(4) pada indeks aneka industri (R_MIND).

Setelah dilakukan pemodelan ARIMA perlu di periksa kembali *correlogram* dari *Q-stat* pada model, jika *p-value* pada *correlogram* sudah lebih besar dari tingkat kritis 5% maka autokorelasi sudah tidak terdapat lagi dalam model tersebut (H_0 = tidak terdapat autokorelasi, gagal ditolak).

Hasilnya pemeriksaan pada seluruh model yang sudah ditambahkan variabel AR menunjukkan pada semua *lag* dari model menjadi tidak signifikan Lampiran 5, sehingga H_0 : kondisi tidak terdapat autokorelasi, gagal ditolak. Hal ini menunjukkan autokorelasi pada semua model sudah tidak ada lagi.

Selanjutnya sebelum dilakukan pemodelan ARCH/GARCH perlu diperiksa efek ARCH pada setiap model, jika terdapat efek ARCH maka pemodelan dapat dilanjutkan ke pemodelan ARCH/GARCH.

IV.4 Uji Efek ARCH

Seperti yang sudah dijelaskan pengujian efek ARCH dalam penelitian ini menggunakan dua metode, yang pertama yakni dengan melihat *correlogram residual squared* pada masing-masing model dan yang kedua dengan melakukan uji *ARCH-LM*.

Pada uji *p-value* pada *correlogram residual squared*, seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 6, dapat dilihat bahwa semua model yang diestimasi memiliki efek ARCH, hal ini dapat ditunjukkan dengan terdapatnya *lag* yang signifikan dari *probability value* pada tingkat kritis 5% pada 36 *lag* yang diuji pada masing-masing model, sehingga H_0 : kondisi *homoscedastic*, ditolak.

Sedangkan pada pengujian dengan *ARCH-LM* pada lima *lag* yang dapat dilihat pada Lampiran 7, semua model memiliki *obs-R*squared* yang signifikan, yang berarti H_0 : *homoscedastic*, ditolak. Artinya residual masih *heteroscedastic*. Sehingga penelitian dapat dilanjutkan dengan pemodelan ARCH/GARCH.

IV.5 Pemodelan ARCH/GARCH

Didalam penelitian ini model GARCH yang digunakan adalah GARCH (1,1), hal ini dikarenakan GARCH (1,1) merupakan model GARCH yang paling sederhana, sehingga tidak banyak parameter yang harus diestimasi.

Seperti yang sudah dijelaskan sebelumnya dalam model GARCH terdapat beberapa persyaratan yang harus dipenuhi yakni :

1. Varians harus positif, yakni $\alpha > 0$, $\beta > 0$, dan $\omega > 0$
2. Syarat kestasioneran, yakni $\alpha + \beta < 1$

Dan pemodelan ARCH/ GARCH yang baik adalah model yang memiliki parameter-parameter yang signifikan, baik pada model rerata maupun model variansnya. Dan karena peneliti khawatir pemodelan GARCH (1,1) dalam penelitian ini memiliki distribusi yang tidak normal, pilihan *heteroscedasty consistent covariance* pada model ini digunakan, sehingga walaupun model tidak terdistribusi dengan normal namun secara asimtotik masih valid dan parameter yang diduga tetap konsisten.

Setelah pemodelan GARCH (1,1) dilakukan, maka model indeks tunggal yang memiliki jumlah koefisien ARCH dan GARCH yang mendekati satu, akan diuji dengan uji koefisien *Wald*, jika hasil uji *Wald* tidak signifikan maka *null hypothesis* = $\alpha + \beta = 1$, gagal ditolak. Sehingga pemodelan GARCH (1,1) dapat dilanjutkan dengan menggunakan IGARCH (1,1). Dalam penelitian ini model indeks tunggal yang mendekati satu adalah model yang memiliki jumlah koefisien ARCH dan GARCH diatas 0,95.

Dalam penelitian ini terdapat lima indeks yang memiliki jumlah koefisien ARCH dan GARCH diatas 0,95, yakni model indeks tunggal pada indeks keuangan (R_FIN), indeks pertambangan (R_MINE), indeks LQ45 (R_LQ45), indeks infrastruktur (R_INFRA) dan indeks perdagangan (R_TRADE). Kelima indeks tersebut akan diuji koefisien uji *Wald* setelah dilakukan pemodelan GARCH (1,1) untuk melihat apakah bisa dilanjutkan dengan pemodelan IGARCH (1,1). Berikut hasil pemodelan GARCH (1,1) dan IGARCH (1,1) serta analisa *volatility shock persistence* dalam penelitian ini:

(semua hasil pemodelan GARCH juga dapat dilihat pada Lampiran 8 dan 9)

IV.5.1 GARCH (1,1) Indeks Agrikultur

Tabel 4.4 GARCH (1,1) Model Indeks Tunggal Indeks Agrikultur

Dependent Variable: R_AGRI				
Method: ML - ARCH				
Date: 06/08/08 Time: 19:22				
Sample (adjusted): 1/07/2002 12/29/2006				
Included observations: 1300 after adjustments				
Convergence achieved after 16 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000454	0.000423	1.071569	0.28390
R_IHSG	0.898401	0.04032	22.2815	0.00000
AR(3)	-0.066353	0.030687	-2.162259	0.03060
Variance Equation				
C	5.58E-05	1.73E-05	3.222231	0.00130
RESID(-1)^2	0.167302	0.046524	3.596005	0.00030
GARCH(-1)	0.682106	0.073617	9.265625	0.00000
R-squared	0.293524	Mean dependent var		0.001794
Adjusted R-squared	0.290794	S.D. dependent var		0.022237
S.E. of regression	0.018727	Akaike info criterion		-5.188696
Sum squared resid	0.453788	Schwarz criterion		-5.164834
Log likelihood	3378.652	Hannan-Quinn criter.		-5.179743
F-statistic	107.5253	Durbin-Watson stat		1.996772
Prob(F-statistic)	0.00000			
Inverted AR Roots	.20-.35i	.20+.35i	-0.4	

sumber : diolah dari data BEI

Tabel 4.4 menunjukkan hasil pemodelan model indeks tunggal dengan menggunakan GARCH (1,1) pada indeks agrikultur. Dari tabel tersebut dapat dilihat bahwa baik pada model rerata dan variansnya sudah signifikan pada tingkat 5%.

Selain itu koefisien pada model varians memiliki nilai yang positif sehingga tidak melanggar syarat signifikan dan positif pada model varians. Sebelum menganalisa *volatility shock persistence* pada model tersebut perlu diperiksa kembali efek autokorelasi dan efek ARCH pada model.

Hasil pemeriksaan efek autokorelasi seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 10 menunjukkan pada model ini efek autokorelasi sudah tidak terdapat lagi didalam model, hal ini dapat dibuktikan dengan melihat *correlogram Q-stat*, dimana tidak ada *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat

konvensional 5% dari 36 lag yang diperiksa. Sehingga H_0 : tidak terdapat autokorelasi, gagal ditolak.

Sedangkan efek ARCH diperiksa dengan melihat *correlogram* dari *residual of squared* pada Lampiran 11, dari 36 lag yang diperiksa pada *correlogram* tersebut, dapat dilihat bahwa tidak terdapat lag yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat 5%, sehingga H_0 : residu *homoscedastic*, gagal ditolak. Hal yang sama ditunjukkan dengan uji *ARCH-LM* yang dapat dilihat pada Lampiran 12 dimana dari lima lag yang diuji, *p-value* pada *obs-R*squared* menunjukkan hasil yang tidak signifikan pada tingkat 5%, sehingga H_0 : residu *homoscedastic*, gagal ditolak. Hal ini menunjukkan GARCH (1,1) sudah cukup untuk menangkap efek tersebut.

Tingkat *volatility shock persistence* pada model ini, seperti yang sudah diketahui tingkat *volatility shock persistence* dapat diketahui dengan menjumlahkan koefisien ARCH dan GARCH. Sedangkan untuk menginvestigasi *volatility shock* dapat dihitung dengan menggunakan rumus 2.34 pada Bab II. Berikut hasilnya:

Tabel 4.5 Proporsi *Shock* pada Volatilitas

variabel	R_AGRI
arch	0.167302
garch	0.682106
$\alpha+\beta$	0.849408

volatility shock persistence	day	day	day	day	day	day	day
variabe	1	3	5	7	10	15	20
R_AGRI	84.94%	61.28%	44.22%	31.90%	19.55%	8.64%	3.82%

sumber : diolah dari data BEI

Dari tabel diatas dapat dilihat proporsi *shock* pada hari pertama model indeks tunggal indeks agrikultur sebesar 84,94%, 31,90% pada hari ke-7, dan menjadi hanya sebesar 3,82% setelah hari ke-20.

Hal ini menunjukkan respon indeks agrikultur terhadap *shock* pada volatilitas cukup cepat, sehingga model indeks tunggal dari indeks agrikultur dapat cepat kembali ke stabilitas normal. Hal ini ditunjukkan dengan volatilitas dengan cukup baik dimana pada hari ke-20 proporsi tingkat *shock* pada volatilitas menjadi sangat kecil yakni hanya sebesar 3,82%.

IV.5.2 GARCH (1,1) Indeks Industri Dasar

Tabel 4.6 GARCH (1,1) pada Model Indeks Tunggal Industri Dasar

Dependent Variable: R_BIND				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution				
Date: 06/11/08 Time: 16:36				
Sample (adjusted): 1/07/2002 12/29/2006				
Included observations: 1300 after adjustments				
Convergence achieved after 12 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)				
	Coefficien	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-6.16E-05	0.00024	-0.2565	0.79760
R_IHSG	0.85762	0.02631	32.59181	0.00000
AR(3)	-0.05627	0.02826	-1.991239	0.04650
AR(1)	0.059806	0.03186	1.877146	0.06050
Variance Equation				
C	2.47E-05	9.28E-06	2.660149	0.00780
RESID(-1)^2	0.125798	0.03631	3.46504	0.00050
GARCH(-1)	0.601334	0.12006	5.008475	0.00000
R-squared	0.584385	Mean dependent var	0.000991	
Adjusted R-squared	0.582456	S.D. dependent var	0.014869	
S.E. of regression	0.009608	Akaike info criterion	-6.501466	
Sum squared resid	0.119357	Schwarz criterion	-6.473627	
Log likelihood	4232.953	Hannan-Quinn criter.	-6.491021	
F-statistic	303.0088	Durbin-Watson stat	1.985315	
Prob(F-statistic)	0.00000			
Inverted AR Roots	.21+.33i	.21-.33	-0.36	

sumber : diolah dari data BEI

Tabel 4.6 menunjukkan hasil pemodelan model indeks tunggal dengan menggunakan GARCH (1,1) pada indeks industri dasar (BIND). Dari tabel dapat dilihat model varians dari indeks ini sudah signifikan pada tingkat 5%, sedangkan pada model reratanya terdapat satu variabel yang tidak signifikan pada tingkat 5% yakni AR(1) yang memiliki *p-value* sebesar 0.06050, setelah peneliti mengeluarkan AR (1) dari pemodelan peneliti memeriksa kembali efek autokorelasi, hasilnya pada *lag* pertama autokorelasi kembali muncul.

Oleh karenanya AR(1) tetap dipertahankan didalam pemodelan GARCH (1,1) dan menjadi signifikan pada tingkat 10%. Setelah AR (1) dimasukkan kembali kedalam model hasil pemeriksaan pemeriksaan *correlogram Q-stat* seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 10 menunjukkan pada model ini efek autokorelasi sudah tidak terdapat lagi didalam model, hal ini dapat dibuktikan dengan melihat *Q-stat*, dimana tidak ada *lag* yang memiliki *p-value* yang

signifikan pada tingkat konvensional 5% dari 36 lag yang diperiksa. Sehingga H_0 : tidak terdapat autokorelasi, gagal ditolak.

Sedangkan efek ARCH diperiksa dengan melihat *correlogram* dari *residual of squared* pada Lampiran 11, dari 36 lag yang diperiksa pada *correlogram* tersebut, dapat dilihat bahwa tidak terdapat lag yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat 5%, sehingga H_0 : *residual homoscedastic*, gagal ditolak.

Selain melakukan pemeriksaan dengan menggunakan *correlogram* *Q-stat* efek ARCH juga diperiksa dengan menggunakan uji *ARCH-LM*, seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 12, hasil tes hingga 5 lag, dengan H_0 : residual *homoscedastic*, menunjukkan hasil yang tidak signifikan pada tingkat 5%, yang berarti H_0 gagal ditolak atau didalam model sudah tidak terdapat efek ARCH.

Hal ini menunjukkan GARCH (1,1) sudah cukup untuk menangkap efek tersebut. Dan pembahasan dapat dilanjutkan pada tingkat *volatility shock persistence* pada model ini, berikut estimasi *volatility shock persistence* pada model indeks tunggal dari indeks industri dasar :

Tabel 4.7 Proporsi *Shock* pada Volatilitas

variabel	R_BIND
arch	0.125798
garch	0.601334
$\alpha+\beta$	0.727132

volatility shock persistence	day	day	day	day	day	day	day
variabe	1	3	5	7	10	15	20
R_BIND	72.71%	38.44%	20.33%	10.75%	4.13%	0.84%	0.17%

sumber : diolah dari data BEI

Besarnya proporsi *volatility shock* pada model indeks tunggal indeks industri dasar pada hari pertama sebesar 72,71%, pada hari ke-7 menjadi 10,75%, dan pada hari ke-20 menjadi sangat kecil yakni sebesar 0,17%.

Hal ini menunjukkan model indeks tunggal pada industri dasar cukup cepat dalam merespon terjadinya *shock* pada volatilitas, sehingga proporsi *shock* pada hari ke-20 sudah sangat kecil yakni sebesar 0.17%.

IV.5.3 GARCH (1,1) Indeks Barang Konsumsi

Hasil pemodelan dengan menggunakan GARCH (1,1) pada R_CONS dapat dilihat pada Lampiran 8, hasilnya pada model varians semua variabel telah signifikan pada tingkat 5% dan memiliki koefisien yang positif, namun pada model reratanya terdapat variabel yang tidak signifikan pada tingkat 5% yakni variabel AR(3) yang memiliki *p-value* sebesar 0,0933. Variabel yang tidak signifikan tersebut dikeluarkan dari model, hasil pemodelan GARCH (1,1) yang sudah dikoreksi dapat dilihat pada Lampiran 9 dan tabel 4.8 dibawah ini.

Dari tabel tersebut dapat dilihat bahwa baik pada model rerata dan model varians dari model indeks tunggal indeks barang konsumsi semua variabel signifikan pada tingkat kritis 5%. Selain itu koefisien pada model variansnya juga positif, sehingga tidak melanggar persyaratan dimana koefisien harus positif dan signifikan.

Tabel 4.8 GARCH (1,1) Model Indeks Tunggal pada Indeks Barang Konsumsi

Dependent Variable: R_CONS				
Method: ML - ARCH				
Date: 06/08/08 Time: 19:22				
Sample (adjusted): 1/02/2002 12/29/2006				
Included observations: 1303 after adjustments				
Convergence achieved after 18 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000201	0.000195	-1.026906	0.30450
R_IHSG	0.78858	0.020737	38.0272	0.00000
Variance Equation				
C	6.52E-06	3.07E-06	2.121426	0.03390
RESID(-1)^2	0.085729	0.031704	2.704032	0.00690
GARCH(-1)	0.811284	0.069508	11.67183	0.00000
R-squared	0.624524	Mean dependent var	0.000849	
Adjusted R-squared	0.623367	S.D. dependent var	0.012814	
S.E. of regression	0.007864	Akaike info criterion	-6.900496	
Sum squared resid	0.080272	Schwarz criterion	-6.880648	
Log likelihood	4500.673	Hannan-Quinn criter.	-6.893049	
F-statistic	539.7368	Durbin-Watson stat	2.045221	
Prob(F-statistic)	0.00000			

sumber : diolah dari data BEI

Hasil pemeriksaan efek autokorelasi seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 10 menunjukkan pada model ini efek autokorelasi sudah tidak terdapat lagi didalam model, hal ini dapat dibuktikan dengan melihat *Q-stat*, dimana tidak ada lag yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat konvensional 5% dari 36 lag yang diperiksa. Sehingga H_0 : kondisi tidak terdapat autokorelasi, gagal ditolak.

Sedangkan efek ARCH diperiksa dengan melihat *correlogram* dari *residual of squared* pada Lampiran 11, dari 36 lag yang diperiksa pada *correlogram* tersebut dapat dilihat bahwa tidak terdapat lag yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat 5%, sehingga H_0 : kondisi *homoscedastic*, gagal ditolak.

Hasil yang sama ditunjukkan dengan menggunakan uji *ARCH-LM* yang dapat dilihat pada Lampiran 12, dimana hingga 5 lag hasil uji menunjukkan *obs-R*-squared* tidak signifikan pada tingkat 5%, hal ini menunjukkan GARCH (1,1) dapat menangkap efek tersebut.

Selanjutnya pembahasan dapat dilanjutkan pada tingkat *volatility shock persistence* pada model ini, berikut hasilnya :

Tabel 4.9 Proporsi *Shock* pada Volatilitas

variabel	R_CONS
arch	0.085729
garch	0.811284
$\alpha+\beta$	0.897013

volatility shock persistence	day						
variabe	1	3	5	7	10	15	20
R_CONS	89.70%	72.18%	58.08%	46.73%	33.73%	19.59%	11.38%

sumber : diolah dari data BEI

Proporsi tingkat *volatility shock* pada model indeks tunggal dari indeks barang konsumsi sebesar pada hari pertama sebesar 89,70%, sedangkan pada hari ke-7 sebesar 46,73%, dan pada hari ke-20 proporsi *shock* hanya 11,38%.

Hal ini menunjukkan model indeks tunggal pada indeks barang konsumsi cukup cepat dalam merespon terjadinya *shock* pada volatilitas, walaupun tidak sebaik dua indeks yang dibahas sebelumnya.

IV.5.4 GARCH (1,1) dan IGARCH (1,1) Indeks Finansial

Tabel 4.10 GARCH (1,1) Model Indeks Tunggal pada Indeks Finansial

Dependent Variable: R_FIN				
Method: ML - ARCH				
Date: 06/08/08 Time: 19:22				
Sample (adjusted): 1/04/2002 12/29/2006				
Included observations: 1301 after adjustments				
Convergence achieved after 14 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)				
	Coefficien	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-4.75E-05	0.00019	-0.244593	0.80680
R_IHSG	1.044341	0.02228	46.8845	0.00000
AR(2)	-0.0682	0.02942	-2.31866	0.02040
Variance Equation				
C	7.27E-07	2.85E-07	2.555305	0.01060
RESID(-1)^2	0.045029	0.01066	4.223027	0.00000
GARCH(-1)	0.94524	0.0106	89.21067	0.00000
R-squared	0.65779	Mean dependent var	0.001316	
Adjusted R-squared	0.656469	S.D. dependent var	0.015955	
S.E. of regression	0.009351	Akaike info criterion	-6.695892	
Sum squared resid	0.113244	Schwarz criterion	-6.672045	
Log likelihood	4361.678	Hannan-Quinn criter.	-6.686945	
F-statistic	497.8455	Durbin-Watson stat	1.94977	
Prob(F-statistic)	0.00000			

sumber : diolah dari data BEI

Tabel diatas menunjukkan hasil pemodelan model indeks tunggal dengan menggunakan GARCH (1,1) pada indeks finansial (FIN). Dari tabel tersebut dapat dilihat bahwa baik pada model rerata dan model varians dari model indeks tunggal pada indeks finansial semua variabel sudah signifikan pada tingkat kritis 5%. Selain itu koefisien pada model variansnya positif sehingga tidak melanggar syarat koefisien harus positif dan signifikan.

Hasil pemeriksaan efek autokorelasi seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 10 menunjukkan pada model ini efek autokorelasi sudah tidak terdapat lagi didalam model, hal ini dapat dibuktikan dengan melihat *Q-stat*, dimana tidak ada *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat konvensional 5% dari 36 *lag* yang diperiksa. Sehingga H_0 : kondisi tidak terdapat autokorelasi, gagal ditolak.

Sedangkan efek ARCH diperiksa dengan melihat *correlogram* dari *residual of squared* pada Lampiran 11, dari 36 *lag* yang diperiksa pada *correlogram* tersebut, dapat dilihat bahwa tidak terdapat *lag* yang memiliki *p-*

value yang signifikan pada tingkat 5%, sehingga H_0 : kondisi *homoscedastic*, gagal ditolak. Sedangkan hasil uji efek ARCH dengan menggunakan uji *ARCH-LM test* yang dapat dilihat pada Lampiran 12 menunjukkan hasil yang sama, dimana *obs-R*-squared* tidak signifikan pada tingkat 5% hingga lag ke 5. Hal ini menunjukkan GARCH (1,1) sudah cukup untuk menangkap efek tersebut.

Tabel 4.11 Proporsi *Shock* pada Volatilitas

variabel	R_FIN
arch	0.045029
garch	0.94524
$\alpha + \beta$	0.990269

volatility shock persistence	day						
variabel	1	3	5	7	10	15	20
R_FIN	99.03%	97.11%	95.23%	93.38%	90.68%	86.36%	82.24%

sumber : diolah dari data BEI

Besarnya proporsi *shock* pada hari pertama sebesar 99,03%, sedangkan seminggu sesudahnya masih cukup besar yakni sebesar 93,28%, dan pada hari ke-20 proporsi *shock* masih cukup besar yakni sebesar 82,24%. Hal ini menunjukkan indeks finansial tidak cukup cepat untuk merespon terjadinya *shock* pada volatilitas. Namun besarnya jumlah koefisien ARCH dan GARCH mendekati satu yakni sebesar 0,990269, oleh karenanya perlu dilakukan uji koefisien *Wald* untuk melihat apakah indeks tersebut dapat dimodelkan dengan IGARCH (1,1). Berikut hasil uji *Wald* pada indeks ini :

Tabel 4.12 Uji Koefisien *Wald* pada Indeks Finansial

Wald Test:			
Equation: GARCH_R_FIN			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.41485	(1, 1295)	0.0648
Chi-square	3.41485	1	0.0646
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value		Std. Err.
-1 + C(5) + C(6)	-0.009731		0.005266
Restrictions are linear in coefficients.			

sumber : diolah dari data BEI

Dengan hipotesa $null = \alpha + \beta = 1$, hasil uji *Wald* menunjukkan hasil tes tidak signifikan pada tingkat konvensional 5%, hal ini berarti hipotesa *null* ditolak atau indeks finansial memiliki jumlah koefisien ARCH dan GARCH yang sama dengan satu, sehingga pemodelan dapat dilanjutkan dengan pemodelan IGARCH (1,1).

Tabel 4.13 Pemodelan IGARCH (1,1) Model Indeks Tunggal Indeks Finansial

Dependent Variable: R_FIN				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution				
Date: 06/19/08 Time: 11:26				
Sample (adjusted): 1/04/2002 12/29/2006				
Included observations: 1301 after adjustments				
Convergence achieved after 17 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(4)*RESID(-1)^2 + (1 - C(4))*GARCH(-1)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.00007	0.00020	-0.33769	0.73560
R_IHSG	1.04384	0.02196	47.54460	0.00000
AR(2)	-0.07055	0.02995	-2.35544	0.01850
Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.03526	0.00666	5.29723	0.00000
GARCH(-1)	0.96474	0.00666	144.93250	0.00000
R-squared	0.65783	Mean dependent var		0.00132
Adjusted R-squared	0.65704	S.D. dependent var		0.01596
S.E. of regression	0.00934	Akaike info criterion		-6.69091
Sum squared resid	0.11323	Schwarz criterion		-6.67502
Log likelihood	4356.44000	Hannan-Quinn criter.		-6.68495
F-statistic	831.16830	Durbin-Watson stat		1.94975
Prob(F-statistic)	0.00000			

sumber : diolah dari data BEI

Hasil pemodelan pada IGARCH (1,1) menghasilkan model rerata dan varians yang signifikan pada tingkat 5%, selain itu pada *correlogram Q-stat* dan *residual squared* (Lampiran 14 dan 15) tidak terdapat *lag* yang signifikan pada tingkat 5%, sehingga dalam residu model sudah tidak terdapat autokorelasi dan efek ARCH, hasil yang sama ditunjukkan dengan pengujian dengan uji *ARCH-LM* (Lampiran 16) dimana pada lima *lag* yang diuji, pada *obs-R*squared* tidak terdapat *lag* yang signifikan sehingga H_0 : kondisi homoskedastik, gagal ditolak. Pemodelan IGARCH (1,1) juga menghasilkan jumlah koefisien ARCH dan GARCH yang sama dengan satu, sehingga *shock* pada volatilitas tidak hilang seiring berjalannya waktu. Untuk melihat apakah pemodelan dengan IGARCH(1,1) lebih baik dibandingkan dengan GARCH (1,1) pada indeks ini dilakukan perbandingan AIC dan SIC dan *log likelihood*, berikut hasilnya :

Tabel 4.14 Perbandingan IGARCH (1,1) dan GARCH (1,1) Indeks Finansial

	IGARCH	GARCH (1,1)
AIC	-6.69091	-6.695892
SIC	-6.67502	-6.672045
log likelihood	4356.44000	4361.678

sumber : diolah dari data BEI

- $AIC = GARCH(1,1) < IGARCH(1,1)$ (GARCH(1,1) lebih baik)
- $SIC = IGARCH(1,1) < GARCH(1,1)$ (IGARCH(1,1) lebih baik)
- $Log\ likelihood = GARCH(1,1) > IGARCH(1,1)$ (GARCH(1,1) lebih baik)

Seperti yang dapat dilihat diatas, pemodelan GARCH (1,1) pada indeks finansial masih sedikit lebih baik ketimbang IGARCH (1,1) dimana GARCH (1,1) unggul pada dua kriteria yakni AIC dan *log likelihood*.

IV.5.5 GARCH (1,1) dan IGARCH (1,1) Indeks Infrastruktur

Tabel 4.15 GARCH (1,1) pada Model Indeks Tunggal Indeks Infrastruktur

Dependent Variable: R_INFR				
Method: ML - ARCH				
Date: 06/08/08 Time: 19:22				
Sample (adjusted): 1/04/2002 12/29/2006				
Included observations: 1301 after adjustments				
Convergence achieved after 16 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000184	0.000249	-0.739466	0.45960
R_IHSG	1.303139	0.029001	44.93491	0.00000
AR(2)	-0.090873	0.029852	-3.04411	0.00230
Variance Equation				
C	5.39E-06	2.71E-06	1.98955	0.04660
RESID(-1)^2	0.064409	0.022088	2.916011	0.00350
GARCH(-1)	0.889753	0.041206	21.59295	0.00000
R-squared	0.717786	Mean dependent var		0.001542
Adjusted R-squared	0.716697	S.D. dependent var		0.020256
S.E. of regression	0.010782	Akaike info criterion		-6.279902
Sum squared resid	0.150532	Schwarz criterion		-6.256055
Log likelihood	4091.076	Hannan-Quinn criter.		-6.270955
F-statistic	658.7449	Durbin-Watson stat		2.079493
Prob(F-statistic)	0.00000			

sumber : diolah dari data BEI

Dari tabel tersebut dapat dilihat bahwa baik pada model rerata dan model varians dari model indeks tunggal pada indeks finansial semua variabel sudah signifikan pada tingkat kritis 5%. Selain itu koefisien pada model varians bernilai positif sehingga tidak melanggar asumsi koefisien harus positif dan signifikan. Hasil pemeriksaan efek autokorelasi seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 10 menunjukkan pada model ini efek autokorelasi sudah tidak terdapat lagi didalam model, hal ini dapat dibuktikan dengan melihat *Q-stat*, dimana tidak ada *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat konvensional

5% dari 36 lag yang diperiksa. Sehingga H_0 : kondisi tidak ada autokorelasi, gagal ditolak. Namun pada pemeriksaan efek ARCH yang diperiksa dengan melihat *correlogram* dari *residual of squared* pada Lampiran 11, dari 36 lag yang diperiksa pada *correlogram* tersebut, dapat dilihat bahwa masih terdapat beberapa lag yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat 5%. Sehingga H_0 = kondisi *homoscedastic*, ditolak. Sedangkan uji *ARCH-LM* pada Lampiran 12 menunjukkan hasil yang sama dimana *obs-R*squared* signifikan pada tingkat 5%. Hal ini menunjukkan GARCH (1,1) belum dapat menangkap efek ARCH tersebut. Berikut besarnya tingkat *volatility shock persistence* pada indeks infrastruktur :

Tabel 4.16 Proporsi *Shock* pada Volatilitas

variabel	R_INFRA
arch	0.064409
garch	0.889753
$\alpha+\beta$	0.954162

volatility shock persistence	day						
variabe	1	3	5	7	10	15	20
R_INFRA	95.42%	86.87%	79.09%	72.00%	62.55%	49.47%	39.12%

sumber : diolah dari data BEI

Besarnya proporsi *shock* pada hari pertama sebesar 95,42%, sedangkan seminggu sesudahnya sebesar 72,00%, dan pada hari ke-20 setelahnya juga masih cukup besar yakni sebesar 39,12%. Hal ini menunjukkan respon terhadap *shock* pada volatilitas indeks ini kurang cepat.

Dan karena jumlah koefisien ARCH dan GARCH cukup besar dan mendekati satu peneliti melakukan uji *Wald* pada dua koefisien tersebut untuk melihat apakah indeks ini dapat dimodelkan dengan menggunakan IGARCH(1,1).

Tabel 4.17 Uji *Wald* pada Indeks Infrastruktur

Wald Test:			
Equation: GARCH_R_INFR			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.502315	(1, 12)	0.0615
Chi-square	3.502315	1	0.0613
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= Value Std. Err.			
-1 + C(5) + C(6)		-0	0.024494
Restrictions are linear in coefficients.			

sumber : diolah dari data BEI

Dengan $H_0: \alpha + \beta = 1$, hasilnya hipotesa null gagal ditolak, hasil *wald test* menunjukkan tidak signifikan pada tingkat 5%. Yang berarti jumlah kedua koefisien tersebut sama dengan satu, sehingga pemodelan dapat dilanjutkan dengan IGARCH (1,1). Berikut adalah hasilnya :

Tabel 4.18 IGARCH (1,1) pada Model Indeks Tunggal Indeks Infrastruktur

Dependent Variable: R_INFR				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution				
Date: 06/19/08 Time: 15:48				
Sample (adjusted): 1/04/2002 12/29/2006				
Included observations: 1301 after adjustments				
Convergence achieved after 22 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(4)*RESID(-1)^2 + (1 - C(4))*GARCH(-1)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000192	0.000252	-0.761983	0.44610
R_IHSG	1.287360	0.029722	43.31405	0.00000
AR(2)	-0.082675	0.033497	-2.468143	0.01360
Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.038569	0.007106	5.427437	0.00000
GARCH(-1)	0.961431	0.007106	135.2923	0.00000
R-squared	0.717153	Mean dependent var		0.00154
Adjusted R-squared	0.716499	S.D. dependent var		0.02026
S.E. of regression	0.010785	Akaike info criterion		-6.25931
Sum squared resid	0.150870	Schwarz criterion		-6.24341
Log likelihood	4075.682000	Hannan-Quinn criter.		-6.25335
F-statistic	1096.174000	Durbin-Watson stat		2.08090
Prob(F-statistic)	0.000000			

sumber : diolah dari data BEI

Pada Lampiran 14 dapat ditunjukkan bahwa autokorelasi sudah tidak terdapat lagi didalam model, dimana *correlogram* dari *Q-statistic* menunjukkan hasil yang tidak signifikan pada semua *lag*, sedangkan dalam pengujian efek ARCH dengan *correlogram squared of residual* seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 15 menunjukkan efek ARCH masih terdapat dalam residu, hal ini ditunjukkan dengan *p-value* pada beberapa *lag* menunjukkan hasil yang signifikan. Hasil uji *ARCH-LM test* pada Lampiran 16 menunjukkan hasil yang sama, dimana *obs-R*squared* menunjukkan hasil yang signifikan pada lima *lag* yang diuji.

Dengan pemodelan IGARCH (1,1) jumlah koefisien ARCH dan GARCH sama dengan satu, hal ini menunjukkan proporsi *shock* volatilitas pada model indeks tunggal indeks ini *persistence* atau tidak hilang seiring berjalannya waktu. Untuk melihat apakah pemodelan dengan IGARCH (1,1) lebih baik

dibandingkan dengan GARCH (1,1) pada indeks ini dilakukan perbandingan AIC dan SIC dan *log likelihood*, berikut hasilnya :

Tabel 4.19 Perbandingan IGARCH (1,1) dan GARCH (1,1) Indeks Infrastruktur

	IGARCH	GARCH (1,1)
AIC	-6.279902	-6.25931
SIC	-6.256055	-6.24341
log likelihood	4091.076	4075.68

sumber : diolah dari data BEI

- $AIC = IGARCH(1,1) < GARCH(1,1)$ (IGARCH (1,1) lebih baik)
- $SIC = IGARCH(1,1) < GARCH(1,1)$ (IGARCH (1,1) lebih baik)
- $Log\ likelihood = IGARCH(1,1) < GARCH(1,1)$ (IGARCH (1,1) lebih baik)

Hasilnya pemodelan IGARCH (1,1) pada indeks infrastruktur memiliki model yang lebih baik ketimbang GARCH (1,1).

IV.5.6 GARCH (1,1) dan IGARCH (1,1) Indeks LQ45

Tabel 4.20 GARCH (1,1) Model Indeks Tunggal Indeks LQ45

Dependent Variable: R_LQ45				
Method: ML - ARCH				
Date: 06/08/08 Time: 19:22				
Sample (adjusted): 1/02/2002 12/29/2006				
Included observations: 1303 after adjustments				
Convergence achieved after 17 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.00013	0.00005	-2.72104	0.00650
R_IHSG	1.15183	0.00486	236.97510	0.00000
Variance Equation				
C	0.00000	0.00000	0.93571	0.34940
RESID(-1)^2	0.09828	0.01789	5.49354	0.00000
GARCH(-1)	0.90178	0.01789	50.41496	0.00000
R-squared	0.978678	Mean dependent var		0.001212
Adjusted R-squared	0.978612	S.D. dependent var		0.014867
S.E. of regression	0.002174	Akaike info criterion		-9.566145
Sum squared resid	0.006136	Schwarz criterion		-9.546297
Log likelihood	6237.344	Hannan-Quinn criter.		-9.558699
F-statistic	14894.32	Durbin-Watson stat		1.973925
Prob(F-statistic)	0.00000			

sumber : diolah dari data BEI

Tabel diatas menunjukkan hasil pemodelan model indeks tunggal dengan menggunakan GARCH (1,1) pada indeks LQ45. Dari tabel diatas dapat dilihat bahwa semua variabel pada model rerata model ini sudah signifikan pada tingkat 5%, koefisien ARCH dan GARCH model ini signifikan pada tingkat 5%, namun konstanta pada model tidak signifikan, hal ini menimbulkan hasil koefisien yang diestimasi menjadi tidak *robust*.

Sedangkan hasil pemeriksaan efek autokorelasi seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 10 menunjukkan pada model ini efek autokorelasi sudah tidak terdapat lagi didalam model, hal ini dapat dibuktikan dengan melihat *Q-stat*, dimana tidak ada *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat konvensional 5% dari 36 *lag* yang diperiksa. Sehingga H_0 : kondisi tidak terdapat autokorelasi, gagal ditolak.

Sedangkan efek ARCH diperiksa dengan melihat *correlogram* dari *residual of squared* (Lampiran 11), dari 36 *lag* yang diperiksa pada *correlogram* tersebut, dapat dilihat bahwa tidak terdapat *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat 5%, sehingga H_0 : kondisi *homoscedastic*, gagal ditolak.

Hal ini menunjukkan GARCH (1,1) sudah cukup untuk menangkap efek tersebut. Hasil yang sama ditunjukkan uji *ARCH-LM* yang dapat dilihat pada Lampiran 12 dimana dari lima *lag* yang diuji tidak terdapat *obs-R*squared* yang signifikan, sehingga H_0 : tidak terdapat efek ARCH (*homoscedastic*), gagal ditolak. Namun jumlah koefisien ARCH dan GARCH dalam model ini adalah 1.00056, hal ini melanggar syarat pemodelan ARCH GARCH dimana besarnya jumlah koefisien dimana $\alpha + \beta < 1$. Sehingga model mengikuti proses yang tidak stasioner. Dan karena jumlah kedua koefisien ini sangat dekat dengan satu, perlu dilakukan uji *Wald*, berikut adalah hasilnya :

Tabel 4.21 Uji *Wald* Model Indeks Tunggal Indeks LQ45

Wald Test:			
Equation: GARCH_R_LQ45			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.21E-05	(1, 1298)	0.9963
Chi-square	2.21E-05	1	0.9963
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= Value	Std. Err.		
-1 + C(4) + C(5)	5.55E-05		0.011812
Restrictions are linear in coefficients.			

sumber ; diolah dari data BEI

Dengan $H_0 = \alpha + \beta = 1$, hasil uji *Wald* menunjukkan hasil tes tidak signifikan pada tingkat konvensional 5%, hal ini berarti hipotesa null gagal ditolak atau indeks LQ45 memiliki jumlah koefisien ARCH dan GARCH yang sama dengan satu, sehingga pemodelan dapat dilanjutkan ke pemodelan IGARCH (1,1). Berikut adalah hasilnya :

Tabel 4.22 IGARCH (1,1) Model Indeks Tunggal Indeks LQ45

Dependent Variable: R_LQ45				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution				
Date: 06/19/08 Time: 16:24				
Sample (adjusted): 1/02/2002 12/29/2006				
Included observations: 1303 after adjustments				
Convergence achieved after 19 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(3)*RESID(-1)^2 + (1 - C(3))*GARCH(-1)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000125	4.94E-05	-2.53669	0.01120
R_IHSG	1.15088	0.005013	229.5616	0.00000
Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.06422	0.010396	6.177203	0.00000
GARCH(-1)	0.93578	0.010396	90.01062	0.00000
R-squared	0.978677	Mean dependent var		0.00121
Adjusted R-squared	0.978645	S.D. dependent var		0.01487
S.E. of regression	0.002173	Akaike info criterion		-9.53645
Sum squared resid	0.006136	Schwarz criterion		-9.52454
Log likelihood	6215.995	Hannan-Quinn criter.		-9.53198
F-statistic	29834.22	Durbin-Watson stat		1.97417
Prob(F-statistic)	0.00000			

sumber : diolah dari data BEI

Hasil dari pemodelan IGARCH (1,1) pada model indeks tunggal dari indeks LQ45 menunjukkan hasil yang signifikan pada tingkat rerata dan varians. Sedangkan hasil dari uji autokorelasi pada Lampiran 14 menunjukkan model sudah tidak memiliki autokorelasi pada residunya, dimana *p-value* dari *correlogram Q-stat* pada semua *lag* tidak signifikan. Sedangkan efek ARCH yang diperiksa dengan *correlogram squared of residual* (Lampiran 15) menunjukkan hasil yang tidak signifikan pada semua *lag* yang diperiksa, sehingga efek ARCH pada residu dapat ditangkap dengan baik oleh IGARCH(1,1), sedangkan dengan menggunakan uji *ARCH-LM* (Lampiran 16) menunjukkan hasil yang sama, dimana lima *lag* yang diperiksa menunjukkan *obs-R*squared* tidak signifikan pada tingkat 5%.

Dan jumlah ARCH dan GARCH pada pemodelan IGARCH (1,1) sama dengan satu, sehingga proporsi *shock* dengan menggunakan IGARCH (1,1) *persistence* (bertahan), proporsi *shock* tidak akan berkurang seiring berjalannya waktu.

Dan untuk melihat apakah pemodelan dengan IGARCH (1,1) lebih baik dibandingkan dengan GARCH (1,1), dilakukan perbandingan AIC dan SIC dan *log likelihood*, berikut adalah hasilnya :

Tabel 4.23 Perbandingan IGARCH(1,1) dan GARCH (1,1) pada Indeks LQ45

	IGARCH	GARCH (1,1)
AIC	-9.53645	-9.566145
SIC	-9.52454	-9.546297
log likelihood	6215.995	6237.344

sumber : diolah dari data BEI

- $AIC = GARCH(1,1) < IGARCH(1,1)$ (GARCH(1,1) lebih baik)
- $SIC = GARCH(1,1) < IGARCH(1,1)$ (GARCH (1,1) lebih baik)
- $Log\ likelihood = GARCH(1,1) > IGARCH(1,1)$ (GARCH (1,1) lebih baik)

Seperti yang dapat dilihat diatas, GARCH (1,1) pada model indeks tunggal dari LQ45 masih lebih baik ketimbang IGARCH (1,1).

IV.5.7 GARCH (1,1) Indeks Aneka Industri

Hasil pemodelan GARCH (1,1) seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 7 menunjukkan pada model varians semua variabel telah signifikan pada tingkat 5%, selain itu semua variabel juga memiliki koefisien yang positif.

Sedangkan pada pemodelan reratanya, terdapat satu variabel yang tidak signifikan pada tingkat 5%, yakni AR(4) yang memiliki *p-value* sebesar 0,0809, sehingga harus dikeluarkan dari pemodelan. Tabel 4.24 menunjukkan hasil pemodelan GARCH (1,1) yang telah dikoreksi.

Dari tabel tersebut dapat dilihat bahwa baik pada model rerata dan model varians dari model indeks tunggal pada aneka industri semua variabel signifikan pada tingkat kritis 5%.

Tabel 4.24 GARCH (1,1) Model Indeks Tunggal Indeks Aneka Industri

Dependent Variable: R_MIND				
Method: ML - ARCH				
Date: 06/12/08 Time: 08:51				
Sample (adjusted): 1/28/2002 12/29/2006				
Included observations: 1285 after adjustments				
Convergence achieved after 5 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000148	0.000301	-0.490099	0.62410
R_IHSG	0.928301	0.031206	29.74731	0.00000
AR(2)	-0.057692	0.029088	-1.983336	0.04730
AR(18)	0.061786	0.026882	2.298374	0.02150
AR(5)	-0.060688	0.028435	-2.134233	0.03280
Variance Equation				
C	3.55E-05	1.67E-05	2.124201	0.03370
RESID(-1)^2	0.102533	0.036187	2.833407	0.00460
GARCH(-1)	0.639946	0.143711	4.453021	0.00000
R-squared	0.511971	Mean dependent var		0.000975
Adjusted R-squared	0.509296	S.D. dependent var		0.016813
S.E. of regression	0.011777	Akaike info criterion		-6.070117
Sum squared resid	0.177127	Schwarz criterion		-6.038002
Log likelihood	3908.05	Hannan-Quinn criter.		-6.05806
F-statistic	191.3783	Durbin-Watson stat		2.065825
Prob(F-statistic)	0.00000			
Inverted AR Roots	0.85	.80-.30i	.80+.30i	.66+.56i
	.66-.56i	.43-.74i	.43+.74i	.14+.84i
	.14-.84i	-.15+.85i	-.15-.85i	-.42+.75i
	-.42-.75i	-.65-.55i	-.65+.55i	-.80-.29i
	-.80+.29i		-0.86	

sumber : diolah dari data BEI

Hasil pemeriksaan efek autokorelasi seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 10 menunjukkan pada model ini efek autokorelasi sudah tidak terdapat lagi didalam model, hal ini dapat dibuktikan dengan melihat *Q-stat*, dimana tidak ada *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat konvensional 5% dari 36 *lag* yang diperiksa. Sehingga H_0 : tidak terdapat autokorelasi, gagal ditolak.

Sedangkan efek ARCH diperiksa dengan melihat *correlogram* dari *residual of squared* pada Lampiran 11, dari 36 *lag* yang diperiksa pada *correlogram* tersebut, dapat dilihat bahwa tidak terdapat *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat 5%, sehingga H_0 : kondisi *homoscedastic*, gagal ditolak.

Sedangkan hasil uji *ARCH-LM* yang dapat dilihat pada Lampiran 12 menunjukkan hasil yang sama dimana hasil uji pada 5 lag menunjukkan *obs-R*-squared* yang tidak signifikan. Hal ini menunjukkan GARCH (1,1) sudah cukup untuk menangkap efek tersebut. Setelah kedua efek tadi sudah dihilangkan, pembahasan dapat dilanjutkan pada tingkat *volatility shock persistence* pada model ini, Berikut hasilnya :

Tabel 4.25 Proporsi *Shock* pada Volatilitas

variabel	R_MIND
arch	0.102533
garch	0.639946
$\alpha+\beta$	0.742479

volatility shock persistence	day	day	day	day	day	day	day
variabe	1	3	5	7	10	15	20
R_MIND	74.25%	40.93%	22.56%	12.44%	5.09%	1.15%	0.26%

sumber : diolah dari data BEI

Besarnya proporsi *shock* pada volatilitas di hari pertama sebesar 74,25%, sedangkan pada hari ke-7 setelah periode penelitian proporsi mejadi hanya sebesar 12,44%, dan pada hari ke-20 proporsi dari *shock* sudah hampir hilang yakni hanya sebesar 0,26%.

Hal ini menunjukkan model indeks tunggal pada indeks aneka industri memiliki respon yang cepat terhadap *shock* pada volatilitasnya, sehingga volatilitas pada indeks ini dapat kembali dengan cepat ke keadaan normal.

IV.5.8 GARCH (1,1) dan IGARCH (1,1) Indeks Pertambangan

Hasil pemodelan GARCH (1,1) seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 8 dapat dilihat bahwa pada model rerata terdapat satu variabel yang tidak signifikan pada tingkat 5% yakni AR (6) yang memiliki *p-value* sebesar 0,3279, oleh karenanya variabel ini harus dikeluarkan dari pemodelan. Tabel 4.26 menunjukkan hasil pemodelan yang sudah dikoreksi.

Dari tabel tersebut dapat dilihat bahwa pada model reratanya semua variabel telah signifikan pada tingkat kritis 5%. Sedangkan pada model variansnya koefisien ARCH dan GARCH telah signifikan pada tingkat 5% dan

memiliki koefisien yang positif, namun variabel konstanta pada model varians tidak signifikan pada tingkat 5%.

Tabel 4.26 GARCH (1,1) pada Indeks Pertambangan

Dependent Variable: R_MINE				
Method: ML - ARCH				
Date: 06/11/08 Time: 16:31				
Sample (adjusted): 2/07/2002 12/29/2006				
Included observations: 1277 after adjustments				
Convergence achieved after 30 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000348	0.000364	0.95779	0.33820
R_IHSG	0.987053	0.043974	22.44611	0.00000
AR(5)	0.062481	0.030736	2.032825	0.04210
AR(15)	-0.077588	0.028112	-2.759991	0.00580
AR(26)	-0.057146	0.029073	-1.965602	0.04930
Variance Equation				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	5.86E-07	5.27E-07	1.112538	0.26590
RESID(-1)^2	0.024888	0.009139	2.723171	0.00650
GARCH(-1)	0.972559	0.008847	109.9262	0.00000
R-squared	0.412998	Mean dependent var		0.001591
Adjusted R-squared	0.40976	S.D. dependent var		0.019636
S.E. of regression	0.015086	Akaike info criterion		-5.666485
Sum squared resid	0.288804	Schwarz criterion		-5.634208
Log likelihood	3626.051	Hannan-Quinn criter.		-5.654364
F-statistic	127.5473	Durbin-Watson stat		1.918842
Prob(F-statistic)	0.00000			
Inverted AR Roots	.89-.12i	.89+.12i	.83+.30i	.83-.30i
	.74+.52i	.74-.52i	.58+.66i	.58-.66i
	.43+.80i	.43-.80i	.20+.87i	.20-.87i
	.02-.90i	.02+.90i	-.23+.87i	-.23-.87i
	-.41+.78i	-.41-.78i	-.61+.68i	-.61-.68i
	-.73+.50i	-.73-.50i	-.84+.33i	-.84-.33i
	-.88-.10i	-.88+.10i		

sumber : diolah dari data BEI

Pemeriksaan efek autokorelasi seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 10 menunjukkan pada model ini efek autokorelasi sudah tidak terdapat lagi didalam model, hal ini dapat dibuktikan dengan melihat *Q-stat*, dimana tidak ada *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat konvensional 5% dari 36 *lag* yang diperiksa. Sehingga H_0 : kondisi tidak terdapat autokorelasi, gagal ditolak.

Sedangkan efek ARCH diperiksa dengan melihat *correlogram* dari *residual of squared* pada Lampiran 11, dari 36 *lag* yang diperiksa pada

correlogram tersebut, dapat dilihat bahwa tidak terdapat *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat 5%, sehingga H_0 : kondisi *homoscedastic*, gagal ditolak. Sedangkan pengujian dengan menggunakan uji *ARCH-LM* (Lampiran 12) menunjukkan hasil yang sama dimana pada 5 *lag* yang diuji *obs-R*-squared* tidak signifikan pada tingkat 5%. Hal ini menunjukkan GARCH (1,1) sudah cukup untuk menangkap efek tersebut.

Tabel 4.27 Proporsi *Shock* Volatilitas

variabel	R_MINE
arch	0.019729
garch	0.977718
$\alpha+\beta$	0.997447

volatility shock persistence	day						
variabe	1	3	5	7	10	15	20
R_MINE	99.74%	99.24%	98.73%	98.23%	97.48%	96.24%	95.02%

sumber : diolah dari data BEI

Besarnya proporsi *shock* pada hari pertama sebesar 99,03%, sedangkan seminggu sesudahnya proporsi *shock* masih besar yakni sebesar 98,23%, dan pada hari ke-20 setelahnya juga masih cukup besar yakni sebesar 95,02%. Hal ini menunjukkan indeks pertambahan kurang cepat merespon terjadinya *shock* pada volatilitas, sehingga membutuhkan waktu yang lama untuk kembali ke keadaan normal.

Selain itu karena besarnya jumlah koefisien ARCH dan GARCH mendekati satu yakni sebesar 0,997447, oleh karenanya perlu dilakukan uji *Wald* untuk melihat apakah indeks tersebut dapat dimodelkan dengan IGARCH(1,1). Berikut hasil uji *Wald* pada indeks ini :

Tabel 4.28 Uji *Wald* Indeks Pertambahan

Wald Test:			
Equation: GARCH_R_MINE			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.563724	(1, 1269)	0.4529
Chi-square	0.563724	1	0.4528
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(7) + C(8)	-0.002553		0.0034
Restrictions are linear in coefficients.			

sumber : diolah dari data BEI

Dengan hipotesa null = $\alpha + \beta = 1$, hasil uji *Wald* menunjukkan hasil tidak signifikan pada tingkat konvensional 5%, hal ini berarti hipotesa null gagal ditolak atau indeks pertambangan memiliki jumlah koefisien ARCH dan GARCH yang sama dengan satu, sehingga pemodelan dapat dilanjutkan dengan pemodelan IGARCH (1,1). Berikut hasil pemodelan IGARCH (1,1):

Tabel 4.29 IGARCH (1,1) pada Model Indeks Tunggal Indeks Pertambangan

Dependent Variable: R_MINE				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution				
Date: 06/19/08 Time: 17:33				
Sample (adjusted): 2/07/2002 12/29/2006				
Included observations: 1277 after adjustments				
Convergence achieved after 33 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(6)*RESID(-1)^2 + (1 - C(6))*GARCH(-1)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000162	0.00033	0.489628	0.6244
R_IHSG	1.24307	0.029972	41.47491	0
AR(5)	0.133168	0.029689	4.485376	0
AR(15)	-0.054153	0.028453	-1.903239	0.057
AR(26)	-0.228131	0.027576	-8.272904	0
Variance Equation				
RESID(-1)^2	-0.004302	0.001595	-2.696961	0.007
GARCH(-1)	1.004302	0.001595	629.5743	0
R-squared	0.368367	Mean dependent var		0.001591
Adjusted R-squared	0.365882	S.D. dependent var		0.019636
S.E. of regression	0.015637	Akaike info criterion		-5.579881
Sum squared resid	0.310762	Schwarz criterion		-5.555673
Log likelihood	3568.754	Hannan-Quinn criter.		-5.57079
F-statistic	148.2487	Durbin-Watson stat		1.939068
Prob(F-statistic)	0			
Inverted AR Roots	.94-.12i	.94+.12i	.88-.32i	.88+.32i
	.78+.54i	.78-.54i	.62-.71i	.62+.71i
	.44-.85i	.44+.85i	.23-.92i	.23+.92i
	.01+.94i	.01-.94i	-.23+.91i	-.23-.91i
	-.44-.83i	-.44+.83i	-.64-.71i	-.64+.71i
	-.78+.54i	-.78-.54i	-.88+.35i	-.88-.35i
	-.93+.11i	-.93-.11i		

sumber : diolah dari data BEI

Hasil pemodelan IGARCH (1,1) diatas menunjukkan baik tingkat rerata dan varians pada model indeks tunggal indeks pertambangan memiliki variabel yang signifikan pada tingkat 5%, namun koefisien ARCH dalam model ini memiliki koefisien yang negatif, hal ini melanggar persyaratan dari koefisien

harus positif dalam GARCH, sehingga model yang dihasilkan menjadi tidak *robust*.

Sedangkan efek autokorelasi dan efek ARCH muncul kembali dalam model ini, dimana dari *correlogram Q-stat* pada Lampiran 14 menunjukkan hasil yang signifikan pada tingkat 5% pada beberapa *lag* yang diuji.

Sedangkan *correlogram residual squared* (Lampiran 15) menunjukkan pada beberapa *lag* signifikan pada tingkat 5%, sehingga H_0 : residu *homoscedstic*, ditolak. Hasil yang sama ditunjukkan dengan menggunakan uji *ARCH-LM test* (Lampiran 16) dimana dari lima *lag* yang diuji *obs-R*squared* terdapat beberapa *lag* yang signifikan.

Dan karena koefisien ARCH pada IGARCH (1,1) bernilai negatif hasil estimasi dengan menggunakan indeks ini menjadi tidak *robust*. Dan untuk melihat apakah pemodelan dengan IGARCH (1,1) lebih baik dibandingkan dengan GARCH (1,1) pada indeks ini dilakukan perbandingan AIC dan SIC dan *log likelihood*, berikut hasil perbandingannya :

Tabel 4.30 Perbandingan IGARCH(1,1) dan GARCH(1,1) Indeks Pertambahan

	IGARCH	GARCH (1,1)
AIC	-5.579881	-5.666485
SIC	-5.555673	-5.634208
log likelihood	3568.754	3626.051

sumber : diolah dari data BEI

- $AIC = GARCH(1,1) < IGARCH(1,1)$ (GARCH(1,1) lebih baik)
- $SIC = GARCH(1,1) < IGARCH(1,1)$ (GARCH (1,1) lebih baik)
- $Log\ likelihood = GARCH(1,1) > IGARCH(1,1)$ (GARCH (1,1) lebih baik)

Seperti yang dapat dilihat diatas, GARCH (1,1) pada model indeks tunggal indeks pertambahan lebih baik ketimbang IGARCH (1,1). Selain itu pemodelan IGARCH (1,1) menyebabkan timbulnya kembali efek ARCH dan autokorelasi dalam model.

IV.5.9 GARCH (1,1) dan IGARCH (1,1) Indeks Properti

Hasil pemodelan GARCH (1,1) pada model indeks tunggal dari indeks properti dapat dilihat pada Lampiran 8, hasilnya terdapat 3 variabel yang tidak signifikan pada tingkat 5% pada model reratanya, yakni AR (12) AR(13) dan AR(9), oleh karenanya ketiga variabel tersebut harus dikeluarkan dari pemodelan. Dan berikut merupakan hasil pemodelan yang telah dikoreksi:

Tabel 4.31 GARCH (1,1) pada Indeks Properti

Dependent Variable: R_PROP				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution				
Date: 06/13/08 Time: 18:35				
Sample (adjusted): 2/14/2002 12/29/2006				
Included observations: 1272 after adjustments				
Convergence achieved after 12 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(8) + C(9)*RESID(-1)^2 + C(10)*GARCH(-1)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000225	0.0003	0.752161	0.452
R_IHSG	0.628173	0.025169	24.95798	0
AR(1)	0.073451	0.032996	2.226072	0.026
AR(3)	-0.062161	0.027894	-2.228435	0.0259
AR(26)	0.053011	0.025059	2.115461	0.0344
AR(30)	-0.064604	0.028003	-2.307064	0.0211
AR(31)	0.063845	0.027858	2.291794	0.0219
Variance Equation				
C	3.66E-06	1.36E-06	2.702049	0.0069
RESID(-1)^2	0.128564	0.026782	4.800431	0
GARCH(-1)	0.862255	0.025507	33.80464	0
R-squared	0.29688	Mean dependent var		0.001166
Adjusted R-squared	0.291866	S.D. dependent var		0.017274
S.E. of regression	0.014536	Akaike info criterion		-5.93504
Sum squared resid	0.266668	Schwarz criterion		-5.894565
Log likelihood	3784.685	Hannan-Quinn criter.		-5.919837
F-statistic	59.20643	Durbin-Watson stat		1.954804
Prob(F-statistic)	0			
Inverted AR Roots	0.9	.87-.20i	.87+.20i	.77+.33i
	.77-.33i	.76-.46i	.76+.46i	.67-.63i
	.67+.63i	.52-.77i	.52+.77i	.35+.86i
	.35-.86i	.16-.91i	.16+.91i	-.03+.91i
	-.03-.91i	-.20-.89i	-.20+.89i	-.38-.84i
	-.38+.84i	-.55+.75i	-.55-.75i	-.70-.62i
	-.70+.62i	-.82-.46i	-.82+.46i	-.89-.27i
	-.89+.27i	-.92+.09i	-.92-.09i	

diolah : dari data BEI dengan *evIEWS 6.0*

Dari tabel tersebut dapat dilihat bahwa baik pada model rerata dan model varians dari model indeks tunggal pada indeks properti semua variabel sudah signifikan pada tingkat kritis 5%.

Hasil pemeriksaan efek autokorelasi seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 10 menunjukkan pada model ini efek autokorelasi masih terdapat di dalam model, hal ini dapat dibuktikan dengan melihat *Q-stat*, terdapat satu *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat konvensional 5% dari 36 *lag* yang diperiksa, sehingga H_0 : kondisi tidak terdapat autokorelasi, ditolak. Dan pada pemeriksaan efek ARCH yang diperiksa dengan melihat *correlogram dari residual of squared* pada Lampiran 11, dari 36 *lag* yang diperiksa pada *correlogram* tersebut, dapat dilihat bahwa masih terdapat beberapa *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat 5%, sehingga H_0 : kondisi *homoscedastic*, ditolak. Sedangkan hasil pengujian dengan menggunakan *ARCH-LM test* seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 12 menunjukkan hasil yang berbeda, dimana tidak terdapat *lag* yang menunjukkan hasil *obs-R*-squared* yang signifikan. Namun, dalam penelitian ini, peneliti lebih berpegang pada *correlogram r-squared*, karena mengobservasi lebih banyak *lag*. Sehingga kesimpulannya GARCH (1,1) tidak dapat menangkap efek ARCH. Sedangkan besarnya tingkat *volatility shock persistence* pada indeks properti cukup tinggi, berikut hasilnya:

Tabel 4.32 Proporsi *Shock* pada Volatilitas

variabel	R_PROP
arch	0.128564
garch	0.862255
$\alpha+\beta$	0.990819

volatility shock persistence	day						
variabe	1	3	5	7	10	15	20
R_PROP	99.08%	97.27%	95.49%	93.75%	91.19%	87.08%	83.15%

sumber : diolah dari data BEI

Besarnya tingkat *volatility shock persistence* pada model indeks tunggal dari properti cukup besar yakni sebesar 0,990819. Proporsi *shock* pada hari pertama sebesar 99,08%, sedangkan seminggu sesudahnya masih cukup besar yakni sebesar 93,75, dan pada hari ke-20 setelahnya juga masih cukup besar yakni sebesar 83,15%.

Hal ini menunjukkan bahwa indeks properti kurang cepat merespon terjadinya *shock* pada volatilitas, sehingga membutuhkan waktu yang cukup lama untuk kembali ke keadaan normal. Karena jumlah koefisien ARCH dan

GARCH cukup besar dan mendekati satu peneliti melakukan *wald test* pada jumlah dua koefisien tersebut untuk melihat apakah indeks ini dapat dimodelkan dengan menggunakan IGARCH (1,1).

Tabel 4.33 Uji *Wald* pada Indeks Properti

Wald Test:			
Equation: GARCH_R_PROP			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.541275	(1, 1262)	0.462
Chi-square	0.541275	1	0.4619
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(9) + C(10)	-0.009181		0.012479
Restrictions are linear in coefficients.			

sumber : diolah dari data BEI

Dengan hipotesa null = $\alpha + \beta = 1$, hasilnya hipotesa null gagal ditolak, hasil *wald test* menunjukkan tidak signifikan pada tingkat 5%. Yang berarti jumlah kedua koefisien tersebut sama dengan satu, sehingga pemodelan dapat dilanjutkan dengan pemodelan IGARCH (1,1). Berikut hasilnya :

Tabel 4.34 IGARCH (1,1) pada Model Indeks Tunggal Indeks Properti

Dependent Variable: R_PROP				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution				
Date: 06/19/08 Time: 18:30				
Sample (adjusted): 2/14/2002 12/29/2006				
Included observations: 1272 after adjustments				
Convergence achieved after 26 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(8)*RESID(-1)^2 + (1 - C(8))*GARCH(-1)				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.00030	0.00031	0.97869	0.32770
R_IHSG	0.65410	0.02468	26.50234	0.00000
AR(1)	0.07649	0.03417	2.23849	0.02520
AR(3)	-0.06005	0.02835	-2.11819	0.03420
AR(26)	0.04529	0.02598	1.74312	0.08130
AR(30)	-0.06527	0.02751	-2.37235	0.01770
AR(31)	0.06517	0.02823	2.30854	0.02100
Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.08594	0.01274	6.74561	0.00000
GARCH(-1)	0.91406	0.01274	71.74462	0.00000
R-squared	0.29891	Mean dependent var		0.00117
Adjusted R-squared	0.29502	S.D. dependent var		0.01727
S.E. of regression	0.01450	Akaike info criterion		-5.91134
Sum squared resid	0.26590	Schwarz criterion		-5.87896
Log likelihood	3767.6	Hannan-Quinn criter.		-5.89918
F-statistic	76.98505	Durbin-Watson stat		1.96583
Prob(F-statistic)	0.00000			
Inverted AR Roots	0.90000	.86+.19i	.86-.19i	.79+.33i
	.79-.33i	.76+.46i	.76-.46i	.66+.63i
	.66-.63i	.52-.77i	.52+.77i	.35-.86i
	.35+.86i	.16-.91i	.16+.91i	-.03-.92i
	-.03+.92i	-.20+.89i	-.20-.89i	-.38+.84i
	-.38-.84i	-.55-.75i	-.55+.75i	-.70-.62i
	-.70+.62i	-.82-.46i	-.82+.46i	-.89+.28i
	-.89-.28i	-.92-.09i	-.92+.09i	

sumber : diolah dari data BEI

Hasil pemeriksaan efek autokorelasi seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 14 menunjukkan pada model ini efek autokorelasi masih terdapat didalam model, hal ini dapat dibuktikan dengan melihat *correlogram q-stat*, terdapat satu *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat konvensional 5% dari 36 *lag* yang diperiksa, sehingga H_0 : kondisi tidak terdapat autokorelasi, ditolak.

Dan pada pemeriksaan efek ARCH yang diperiksa dengan melihat *correlogram dari residual of squared* pada Lampiran 15, dari 36 *lag* yang diperiksa pada *correlogram* tersebut, dapat dilihat bahwa masih terdapat beberapa *lag* yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat 5%, sehingga H_0 : kondisi *homoscedastic*, ditolak.

Sedangkan hasil pengujian dengan menggunakan uji *ARCH-LM* (Lampiran 16) menunjukkan hasil yang berbeda, dimana tidak terdapat *lag* yang menunjukkan hasil *obs-R*-squared* yang signifikan. Namun, seperti yang sudah dijelaskan, dalam penelitian ini peneliti lebih berpegang pada *correlogram r-squared*, karena mengobservasi lebih banyak *lag*. Sehingga IGARCH (1,1) tidak dapat menangkap efek ARCH.

Sedangkan jumlah koefisien ARCH dan GARCH sama dengan satu, hal ini menunjukkan dengan menggunakan pemodelan IGARCH (1,1) menghasilkan *shock* pada volatilitas yang *persistence*, sehingga volatilitas tidak kembali ke keadaan normal. Dan untuk melihat apakah pemodelan dengan IGARCH (1,1) lebih baik dibandingkan dengan GARCH (1,1) pada indeks ini dilakukan perbandingan AIC dan SIC dan *log likelihood*, berikut hasilnya :

Tabel 4.35 Perbandingan IGARCH (1,1) dan GARCH (1,1) pada Indeks Properti

	IGARCH	GARCH (1,1)
AIC	-5.91134	-5.93504
SIC	-5.87896	-5.894565
log likelihood	3767.6	3784.685

sumber : diolah dari data BEI

- $AIC = GARCH (1,1) < IGARCH (1,1)$ (GARCH(1,1) lebih baik)
- $SIC = GARCH (1,1) < IGARCH (1,1)$ (GARCH (1,1) lebih baik)

- $\text{Log likelihood} = \text{GARCH}(1,1) > \text{IGARCH}(1,1)$ (GARCH (1,1) lebih baik)

Seperti yang dapat dilihat diatas, GARCH (1,1) pada model indeks tunggal indeks properti lebih baik ketimbang IGARCH(1,1).

IV.5.10 GARCH (1,1) Indeks Perdagangan

Tabel 4.36 GARCH (1,1) pada Model Indeks Tunggal Indeks Perdagangan

Dependent Variable: R_TRADE				
Method: ML - ARCH				
Date: 06/11/08 Time: 16:32				
Sample (adjusted): 1/08/2002 12/29/2006				
Included observations: 1299 after adjustments				
Convergence achieved after 7 iterations				
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)				
	Coefficien	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.00016	0.00018	-0.907806	0.36400
R_IHSG	0.737719	0.02131	34.61618	0.00000
AR(1)	-0.11439	0.02939	-3.892146	0.00010
AR(2)	-0.06156	0.02881	-2.136866	0.03260
AR(4)	-0.07895	0.02884	-2.737369	0.00620
Variance Equation				
C	2.86E-06	1.39E-06	2.054622	0.03990
RESID(-1)^2	0.050189	0.0156	3.218247	0.00130
GARCH(-1)	0.907978	0.03114	29.163	0.00000
R-squared	0.577909	Mean dependent var		0.000721
Adjusted R-squared	0.57562	S.D. dependent var		0.012571
S.E. of regression	0.008189	Akaike info criterion		-6.79613
Sum squared resid	0.086577	Schwarz criterion		-6.764294
Log likelihood	4422.086	Hannan-Quinn criter.		-6.784184
F-statistic	252.5115	Durbin-Watson stat		2.009719
Prob(F-statistic)	0.00000			
Inverted AR Roots	.33-.39i	.33+.39i	-.38-.40i	-.38+.40i

sumber : diolah dari data BEI

Tabel diatas menunjukkan hasil pemodelan model indeks tunggal dengan menggunakan GARCH (1,1) pada indeks perdagangan (TRADE). Dari tabel diatas dapat dilihat bahwa semua variabel baik pada model rerata dan model variansnya telah signifikan pada tingkat konvensional 5%.

Pemeriksaan efek autokorelasi seperti yang dapat dilihat pada Lampiran 10 menunjukkan pada model ini efek autokorelasi sudah tidak terdapat lagi didalam model. Hal ini dapat dibuktikan dengan melihat *Q-stat*, dimana tidak

ada lag yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat konvensional 5% dari 36 lag yang diperiksa. Sehingga H_0 : kondisi tidak terdapat autokorelasi, gagal ditolak.

Sedangkan efek ARCH diperiksa dengan melihat *correlogram* dari *residual of squared* pada Lampiran 11, dari 36 lag yang diperiksa pada *correlogram* tersebut, dapat dilihat bahwa tidak terdapat lag yang memiliki *p-value* yang signifikan pada tingkat 5%, sehingga H_0 : kondisi *homoscedastic*, gagal ditolak. Sedangkan pengujian dengan menggunakan uji ARCH-LM (Lampiran 12) menunjukkan hasil yang sama dimana pada 5 lag yang diuji *obs-R*-squared* tidak signifikan pada tingkat 5%. Hal ini menunjukkan GARCH(1,1) sudah cukup untuk menangkap efek tersebut. Berikut hasil estimasi *volatility shock persistence* pada model ini :

Tabel 4.37 Proporsi Shock pada Volatilitas

variabel	R_TRADE
arch	0.050189
garch	0.907978
$\alpha+\beta$	0.958167

volatility shock persistence	day						
variabe	1	3	5	7	10	15	20
R_TRADE	95.82%	87.97%	80.76%	74.15%	65.22%	52.68%	42.54%

sumber : diolah dari data BEI

Besarnya tingkat *volatility shock persistence* pada model indeks tunggal indeks perdagangan sebesar 0,958167. Proporsi *shock* pada hari pertama setelah periode penelitian sebesar 95,82%, sedangkan seminggu sesudahnya proporsi *shock* masih besar yakni sebesar 74,15%, dan pada hari ke-20 setelahnya juga masih cukup besar yakni sebesar 42,54%.

Hasil tersebut menunjukkan indeks sektor memiliki respon yang kurang terhadap *shock* pada volatilitas, sehingga volatilitas lambat untuk kembali ke kondisi stabilitas yang normal.

Selain itu karena besarnya jumlah koefisien ARCH dan GARCH cukup besar dan mendekati satu yakni sebesar, oleh karenanya perlu dilakukan uji *Wald* untuk melihat apakah indeks tersebut dapat dimodelkan dengan IGARCH(1,1), Berikut hasil uji *Wald* pada indeks ini :

Tabel 4.38 Uji *Wald* pada R_TRADE

Wald Test:			
Equation: GARCH_R_TRADE			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.890138	(1, 1291)	0.0488
Chi-square	3.890138	1	0.0486
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
-1 + C(7) + C(8)		-0.0418	0.02121
Restrictions are linear in coefficients.			

sumber : diolah dari data BEI

Dengan hipotesa null = $\alpha + \beta = 1$, hasil uji *Wald* menunjukkan hasil tes signifikan pada tingkat konvensional 5%, hal ini berarti hipotesa null ditolak atau indeks sektor jasa dan perdagangan memiliki jumlah koefisien ARCH dan GARCH yang tidak sama dengan satu, sehingga pemodelan IGARCH (1,1) tidak dapat dilakukan.

IV.6 Analisis Beta (Sensitivitas Terhadap Imbal Hasil IHSG)

Tabel 4.39 Ringkasan Sensitivitas dan *R-squared* pada Imbal Hasil Pasar

keterangan	beta	R-squared
<i>single index model</i>		
GARCH (1,1) R_LQ45	1.15183	0.978678
GARCH (1,1) R_AGRI	0.898401	0.293524
GARCH (1,1) R_MINE	0.987053	0.412998
GARCH (1,1) R_BIND	0.85762	0.584385
GARCH (1,1) R_MIND	0.928301	0.511971
GARCH (1,1) R_CONS	0.78858	0.624524
GARCH (1,1) R_PROP	0.628173	0.29688
GARCH (1,1) R_FIN	1.044341	0.65779
GARCH (1,1) R_INFRA	1.303139	0.717786
GARCH (1,1) R_TRADE	0.737719	0.577909
IGARCH (1,1) LQ45	1.15088	0.978677
IGARCH (1,1) PROP	0.65410	0.29891
IGARCH (1,1) INFRA	1.287360	0.717153
IGARCH (1,1) MINE	1.24307	0.368367
IGARCH (1,1) FIN	1.04384	0.65783

Hasil pemodelan GARCH (1,1) pada semua indeks menghasilkan koefisien R_IHSG yang merupakan sensitivitas terhadap imbal hasil pasar

(beta). Dari tabel diatas dapat dilihat bahwa indeks yang memiliki sensitivitas paling besar adalah indeks infrastruktur dan indeks LQ45 dengan nilai sebesar 1,30 dan 1,15.

Hal ini menunjukkan jika imbal hasil pada indeks pasar bergerak sebesar 1% maka indeks hasil infrastruktur bergerak sebesar 1,3% dan indeks LQ45 bergerak 1,15%. Sedangkan *R-squared* sebesar 0,71 dan 0,97 pada indeks infrastruktur dan indeks LQ45 menunjukkan bahwa pergerakan dari kedua indeks ini dapat dijelaskan sebesar 71% dan 97% dari pergerakan indeks pasar. Selain indeks LQ45 dan infrastruktur, indeks lain yang memiliki sensitivitas cukup besar adalah indeks finansial (1,04), indeks pertambangan (0,98), dan indeks aneka industri.

Sedangkan indeks yang memiliki sensitivitas yang paling kecil adalah indeks properti, yakni sebesar 0,62, dan pergerakan dari indeks ini dapat dijelaskan dengan pergerakan dari indeks pasar sebesar 29%. Sedangkan hasil estimasi dengan menggunakan IGARCH (1,1) tidak jauh berbeda dengan GARCH (1,1) beta pada IGARCH (1,1) pada LQ45 sebesar 1,15, pada indeks finansial 1,04, pada indeks pertambangan 1,24, pada indeks infrastruktur 1,28, dan pada indeks properti 0,65.

Tabel 4.40 Rangkuman Hasil Penelitian

keterangan	$\alpha+\beta$	efek ARCH	autokorelasi	proses variance	beta	<i>R-squared</i>
model indeks tunggal pada:						
GARCH (1,1) R_LQ45	1.000056	tidak ada	tidak ada	tidak stasioner	1.15183	0.978678
GARCH (1,1) R_AGRI	0.849408	tidak ada	tidak ada	stasioner	0.898401	0.293524
GARCH (1,1) R_MINE	0.997447	tidak ada	tidak ada	stasioner	0.987053	0.412998
GARCH (1,1) R_BIND	0.727132	tidak ada	tidak ada	stasioner	0.85762	0.584385
GARCH (1,1) R_MIND	0.742479	tidak ada	tidak ada	stasioner	0.928301	0.511971
GARCH (1,1) R_CONS	0.897013	tidak ada	tidak ada	stasioner	0.78858	0.624524
GARCH (1,1) R_PROP	0.990819	ada	ada	stasioner	0.628173	0.29688
GARCH (1,1) R_FIN	0.990269	tidak ada	tidak ada	stasioner	1.044341	0.65779
GARCH (1,1) R_INFRA	0.954162	tidak ada	tidak ada	stasioner	1.303139	0.717786
GARCH (1,1) R_TRADE	0.958167	tidak ada	tidak ada	stasioner	0.737719	0.577909
IGARCH (1,1) LQ45	1.000000	tidak ada	tidak ada	IGARCH	1.15088	0.978677
IGARCH (1,1) PROP	1.000000	ada	ada	IGARCH	0.65410	0.29891
IGARCH (1,1) INFRA	1.000000	ada	tidak ada	IGARCH	1.287360	0.717153
IGARCH (1,1) MINE	1.000000	ada	ada	IGARCH	1.24307	0.368367
IGARCH (1,1) FIN	1.000000	tidak ada	tidak ada	IGARCH	1.04384	0.65783

sumber : diolah dari data BEI