

UJI HETEROSKEDASTISITAS DAN PERBAIKAN HETEROSKEDASTISITAS

7.1. Uji Heteroskedastisitas

Homoskedastisitas terjadi bila distribusi probabilitas tetap sama dalam semua observasi x , dan varians setiap residual adalah sama untuk semua nilai variabel penjelas:

$$\begin{aligned}\text{Var}(u) &= E [u_t - E(u_t)]^2 \\ &= E(u_t)^2 = s^2 u \text{ konstan}\end{aligned}$$

Penyimpangan terhadap asumsi diatas disebut heteroskedastisitas. Pengujian heteroskedastisitas dilakukan dengan uji Glesjer berikut ini:

$$|e_i| = \beta_1 X_i + v_t$$

dimana β = nilai absolut residual persamaan yang diestimasi
 X_i = variabel penjelas
 V_t = Unsur gangguan

Apabila nilai t statistik signifikan, maka dapat disimpulkan bahwa hipotesis adanya heteroskedastisitas tidak dapat ditolak.

a. Konsekuensi Adanya Heteroskedastisitas

Dalam kenyataan, asumsi bahwa varian dari *disturbance term* adalah konstan mungkin sulit untuk bisa dipenuhi. Hal ini dapat dipahami jika diperhitungkan atau melihat faktor-faktor yang menjadi penyebab munculnya masalah heteroskedastisitas dalam suatu model regresi. Namun demikian, apabila seorang peneliti atau *econometrician* melanggar asumsi *homoskedastisitas* atau dengan kata lain model empiris yang diestimasi oleh seorang peneliti tersebut adalah (Ramanathan,

1996: 417-418), Maddala, 1992: 209, Koutsoyiannis, 1977: 184-185: Gujarati, 1995: 365-267 dan Gujarati, 1999: 348-349)

b. Cara Mendeteksi Masalah Heteroskedastisitas dalam Model Empiris

Seperti halnya dalam masalah Multikolinieritas salah satu masalah yang sangat penting adalah bagaimana bisa mendeteksi ada-tidaknya masalah heteroskedastisitas, tidak ada satu aturan yang kuat dan ketat untuk mendeteksi heteroskedastisitas. Walaupun demikian, para ahli ekonometrika menyarankan beberapa metode untuk dapat mendeteksi ada-tidaknya masalah heteroskedastisitas dalam model empiris, seperti dengan menggunakan uji Park tahun 1966, uji Glejser 1969, Uji White (1980), uji Breusch-Pagan-Godfre (Gujarati, 1995, 369-380), Sumodiningrat, 1994: 270-278, Koutsoyiannis, 1977: 185-187, Ramanathan, 1996: 418-424, Thomas, 1997: 284-288, Breusch dan Pagan, 1979: 1287-1294 dan White 1980: 817-838).

Konsekuensi heteroskedastisitas:

1. Penaksir *OLS* tetap tak bias dan konsisten tetapi tidak lagi efisien dalam sampel kecil dan besar.
2. Variansnya tidak lagi minimum.

Heteroskedastisitas adalah situasi tidak konstannya varians. Konsekuensi heteroskedastisitas adalah biasanya varians sehingga uji signifikansi menjadi invalid. Salah satu cara mendeteksi heteroskedastisitas adalah dengan melakukan uji Glesjer. Uji Glesjer dilakukan dengan cara meregresi nilai absolut residual dari model yang diestimasi terhadap variabel-variabel penjelas. Regresi model awal setelah variable PRM dihilangkan:

Diketahui bahwa heteroskedastisitas tidak merusak sifat kebiasaan dan konsistensi dari penaksir *OLS*, tetapi penaksir tadi tidak lagi efisien yang membuat prosedur pengujian hipotesis yang biasa nilainya diragukan. Oleh karena itu diperlukan suatu tindakan perbaikan pada model regresi untuk menghilangkan masalah heteroskedastisitas pada model regresi tersebut. Tindakan perbaikan ini tergantung dari pengetahuan kita tentang varian dari variabel gangguan. Ada dua pendekatan untuk melakukan tindakan perbaikan, yaitu jika σ^2_i diketahui dan jika σ^2_i tidak diketahui.

a. Varian Variabel gangguan Diketahui (σ_i^2)

Jika kita mengetahui besarnya varian maka penyembuhan masalah heteroskedastisitas bisa dilakukan melalui metode WLS yang merupakan bentuk khusus dari metode *Generalized Least Squares* (GLS). Dari metode WLS ini akhirnya kita bisa mendapatkan estimator yang BLUE kembali. Untuk mengetahui bagaimana metode WLS ini bekerja, misalkan kita mempunyai model regresi sederhana sbb:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad (6.7)$$

Jika varian variabel gangguan σ_i^2 diketahui maka persamaan (6.7) dibagi σ_i akan mendapatkan persamaan sbb:

$$\frac{Y_i}{\sigma_i} = \frac{\beta_0}{\sigma_i} + \frac{\beta_1 X_i}{\sigma_i} + \frac{e_i}{\sigma_i} \quad (6.8)$$

Atau dapat ditulis sbb:

$$Y_i^* = \beta_0 \frac{1}{\sigma_i} + \beta_1 X_i^* + e_i^* \quad (6.9)$$

Persamaan (6.9) merupakan transformasi dari persamaan (6.7). Dari metode transformasi ini kita akan mendapatkan varian variabel gangguan yang konstan.

$$\begin{aligned} \text{Var}(e_i^*) &= E(e_i^*)^2 & (6.10) \\ &= E\left(\frac{e_i}{\sigma_i}\right)^2 \\ &= \frac{1}{\sigma_i^2} E(e_i^2) \end{aligned}$$

karena varian variabel gangguan σ_i^2 diketahui dan $E(e_i^2) = \sigma_i^2$ maka

$$= \frac{1}{\sigma_i^2} (\sigma_i^2) = 1$$

Varian dari transformasi variabel gangguan e_i^* ini sekarang konstan. Ketika kita mengaplikasikan metode OLS dalam persamaan transformasi (6.9) maka kita akan mempunyai estimator yang BLUE. Namun perlu diingat bahwa estimator pada persamaan awal yakni persamaan (6.7) tetap tidak BLUE.

b. Ketika Varian Variabel gangguan Tidak Diketahui (σ^2)

Dalam kenyataannya sulit kita mengetahui besarnya varian variabel gangguan. Oleh karena itu dikembangkanlah metode penyembuhan yang memberi informasi cukup untuk mendeteksi varian yang sebenarnya. Ada beberapa metode yang dapat digunakan untuk menyembuhkan masalah heteroskedastisitas.

Metode White

Jika kita tidak mengetahui besarnya varian variabel gangguan maka kita tidak mungkin bisa menggunakan metode WLS. OLS estimator sebenarnya menyediakan estimasi parameter yang konsisten jika terjadi heteroskedastisitas tetapi standard errors OLS yang biasa tidak tepat untuk membuat sebuah kesimpulan. White kemudian mengembangkan perhitungan standard errors heteroskedastisitas yang dikoreksi (*heteroscedasticity-corrected standard errors*). Untuk menjelaskan metode White ini kita ambil contoh regresi sederhana sbb:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad (6.11)$$

$$\text{Dimana } \text{var}(e_i) = \sigma_i^2$$

Jika model mempunyai varian variabel gangguan yang tidak sama maka varian estimator tidak lagi efisien. Varian estimator $\hat{\beta}_1$ menjadi:

$$\text{var}(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum x_i^2 \sigma_i^2}{(\sum x_i^2)^2} \quad (6.12)$$

Karena σ_i^2 tidak bisa dicari secara langsung maka White mengambil residual kuadrat \hat{e}_i^2 dari persamaan (6.12) sebagai proksi dari σ_i^2 . Kemudian varian estimator $\hat{\beta}_1$ dapat ditulis sbb:

$$\text{var}(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum x_i^2 e_i^2}{(\sum x_i^2)^2} \quad (6.13)$$

Sebagaimana ditunjukkan oleh White, varian ($\hat{\beta}_1$) dalam persamaan (6.13) adalah estimator yang konsisten dari varian dalam persamaan (6.12).

Ketika sampel bertambah besar maka varian persamaan (6.13) akan menjadi varian persamaan (6.12).

Prosedur metode White dilakukan dengan mengestimasi persamaan (6.11) dengan metode OLS, dapatkan residualnya dan menghitung varian berdasarkan persamaan (6.10). Bagi model regresi lebih dari satu variabel independen maka kita harus mencari varian setiap variabel independen. Untuk mengatasi masalah ini, beberapa program komputer seperti Eviews menyediakan metode White ini.

Metode White tentang *heteroscedasticity-corrected standard errors* didasarkan pada asumsi bahwa variabel gangguan e_t tidak saling berhubungan atau tidak ada serial korelasinya. Untuk itu maka Newey, Whitney dan Kenneth West mengembangkan metode dengan memasukkan masalah unsur autokoralsi (6.13)

Mengetahui Pola Heteroskedastisitas

Kelemahan dari metode White adalah estimator yang didapatkan mungkin tidak efisien. Metode lain yang bisa dilakukan adalah dengan mengetahui pola heteroskedastisitas di dalam model. Pola ini bisa diketahui melalui hubungan antara varian variabel gangguan dengan variabel independen. Misalnya kita mempunyai model sbb:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad (6.14)$$

Kita asumsikan bahwa pola varian variabel gangguan dari persamaan (6.14) adalah proporsional dengan X_i sehingga:

$$\begin{aligned} \text{var}(e_i | X_i) &= E(e_i^2) \\ &= \sigma^2 X_i \end{aligned} \quad (6.15)$$

untuk menghilangkan masalah heteroskedastisitas jika variabel gangguan proporsional dengan variabel independen X_i , kita dapat melakukan transformasi persamaan (6.15) dengan membagi dengan $\sqrt{X_i}$ sehingga akan menghasilkan persamaan sbb:

$$\begin{aligned} \frac{Y}{\sqrt{X_i}} &= \frac{\beta_0}{\sqrt{X_i}} + \beta_1 \frac{X_i}{\sqrt{X_i}} + \frac{e_i}{\sqrt{X_i}} \\ &= \beta_0 \frac{1}{\sqrt{X_i}} + \beta_1 \sqrt{X_i} + v_i \end{aligned} \quad (6.16)$$

dimana $v_i = \frac{e_i}{\sqrt{X_i}}$

Sekarang kita bisa membuktikan bahwa varian variabel gangguan dalam persamaan (6.16) tidak lagi heteroskedastisitas tetapi homoskedastisitas:

$$\begin{aligned} E(v_i^2) &= E\left(\frac{e_i}{\sqrt{X_i}}\right)^2 && \text{karena persamaan (6.16)} \\ &= \frac{1}{X_i} E(e_i^2) && (6.17) \\ &= \frac{1}{X_i} \sigma^2 X_i \\ &= \sigma^2 && \text{Karena persamaan (6.15)} \end{aligned}$$

Persamaan (6.17) tersebut berbeda dengan model persamaan regresi awal. Sekarang kita tidak lagi mempunyai intersep sehingga kita bisa melakukan regresi tanpa intersep untuk mengestimasi β_0 dan β_1 . Kita kemudian bisa mendapatkan regresi awal dengan cara mengalikan persamaan (6.16) dengan $\sqrt{X_i}$.

Selain proporsional dengan variabel independen X, kita bisa mengasumsikan bahwa pola varian variabel gangguan adalah proporsional dengan X_i^2 sehingga:

$$E(e_i^2) = \sigma^2 X_i^2 \quad (6.18)$$

Kemudian kita bisa melakukan transformasi persamaan (6.14) dengan membagi X_i sehingga akan menghasilkan persamaan sbb:

$$\begin{aligned} \frac{Y_i}{X_i} &= \frac{\beta_0}{X_i} + \frac{\beta_1}{X_i} + \frac{e_i}{X_i} \\ &= \beta_0 \frac{1}{X_i} + \beta_1 + v_i && (6.19) \end{aligned}$$

Kita dapat membuktikan bahwa varian variabel gangguan persamaan (7.62) sekarang bersifat homoskedastisitas yaitu:

$$\begin{aligned}
E(v_i^2) &= E\left(\frac{e_i}{X_i}\right)^2 \\
&= \frac{1}{X_i^2} E(e_i^2) \\
&= \frac{1}{X_i^2} \sigma^2 X_i^2 \\
&= \sigma^2 \quad \text{karena persamaan (6.18)}
\end{aligned}
\tag{6.20}$$

Dalam transformasi persamaan di atas konstanta dan slope persamaan awal menjadi variabel independen dan variabel intersep baru.

Contoh Kasus 6.2:

Data perkembangan Ekspor, Konsumsi, impor, angkatan kerja dan populasi di Negara DEF sebagai berikut :

Tabel 6.2.
Perkembangan Ekspor, Konsumsi, impor,
angkatan kerja dan populasi

Tahun	Eks	Cons	Imp	AK	Pop
1990	468359	119802	95842	54431046	181436821
1991	556306	140805	112644	55384422	184614740
1992	632582	157484	125987	56328629	187762097
1993	671218	192959	154367	57261974	190873248
1994	737948	228119	182495	58181974	193939912
1995	794926	279876	223901	59087354	196957845
1996	855022	332094	265676	59977985	199926615
1997	921714	387171	309737	60856155	202853850
1998	1024791	647824	518259	61726048	205753493
1999	698856	813183	650547	62593224	208644079
2000	883948	856798	685439	84616171	211540428
2001	889649	1039655	831724	85779320	214448301
2002	878823	1231965	985572	86947635	217369087
2003	930554	1372078	1097662	88123124	220307809
2004	1056442	1532888	1226311	89307442	223268606

Tahun	Eks	Cons	Imp	AK	Pop
2005	1231826	1785596	1428477	90501881	226254703
2006	1347685	2092656	1674125	91705592	229263980
2007	1462818	2510504	2259453	111244331	232296830
2008	1602275	2999957	2699961	113031121	235360765
2009	1447012	3290996	2961896	115053936	238465165
2010	1667918	3858822	3472940	116495844	241613126
2011	1914268	4340605	3906545	118515710	244808254
2012	1945064	4858331	3886665	120426769	248037853
2013	2026120	5456626	2359212	122125092	251268276
2014	2046740	6035674	2580527	124061112	254454778

Lakukan regresi → LS IMP C CONS EKS AK POP

Hasilnya sebagai berikut :

Dependent Variable: IMP

Method: Least Squares

Date: 01/09/17 Time: 05:38

Sample: 1990 2014

Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	461161.8	3143958.	0.146682	0.8849
CONS	-0.097674	0.214708	-0.454916	0.6541
EKS	1.514296	0.871794	1.736989	0.0978
AK	0.042048	0.015469	2.718159	0.0132
POP	-0.019457	0.020484	-0.949864	0.3535
R-squared	0.899135	Mean dependent var		1387839.
Adjusted R-squared	0.878962	S.D. dependent var		1264205.
S.E. of regression	439823.8	Akaike info criterion		29.00299
Sum squared resid	3.87E+12	Schwarz criterion		29.24677
Log likelihood	-357.5374	Hannan-Quinn criter.		29.07061
F-statistic	44.57112	Durbin-Watson stat		1.259764
Prob(F-statistic)	0.000000			

Uji heteroskedastisitas dengan uji White

Pilih : view → Residual Diagnostics → Heteroskedasticity Test → White → OK

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	16.78182	Prob. F(14,10)	0.0000
Obs*R-squared	23.97936	Prob. Chi-Square(14)	0.0461
Scaled explained SS	15.97986	Prob. Chi-Square(14)	0.3146

Karena nilai **Prob. Chi-Square(14) 0,0461** lebih kecil dari **0,05**, maka dapat disimpulkan model diatas mengandung heteroskedastisitas.

Dalam analisis regresi diperlukan suatu metode untuk menduga parameter agar memenuhi sifat BLUE (Best Linear Unbiased Estimator), salah satu metode yang paling sering digunakan adalah Ordinary Least Square (OLS) atau sering disebut dengan Metode Kuadrat Terkecil (MKT). Salah satu asumsi klasik yang harus dipenuhi dalam estimasi OLS agar hasil estimasinya dapat diandalkan, yaitu ragam sisaan homogeny $E(u_i^2) = \sigma^2$ (homoskedastisitas). Pelanggaran terhadap asumsi homoskedastisitas disebut heteroskedastisitas, yang artinya galat bersifat tidak konstan.

Konsekuensi dari terjadi heteroskedastisitas dapat mengakibatkan penduga OLS yang diperoleh tetap memenuhi persyaratan tak bias, tetapi varian yang diperoleh menjadi tidak efisien, artinya varian cenderung membesar sehingga tidak lagi merupakan varian yang kecil. Dengan demikian model perlu diperbaiki dulu agar pengaruh dari heteroskedastisitas hilang (Gujarati, 2003)

7.2. Perbaikan Heteroskedastisitas

Perbaikan heteroskedastisitas dapat dilakukan melalui :

a. Melalui Logaritama

Lakukan regresi

→ LS LOG(IMP) C LOG(CONS) IOG(EKS) LOG(AK) LOG(POP)

Dependent Variable: LOG(IMP)
 Method: Least Squares
 Date: 01/09/17 Time: 05:51
 Sample: 1990 2014
 Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	284.8554	96.85826	2.940951	0.0081
LOG(CONS)	1.941547	0.351879	5.517657	0.0000
LOG(EKS)	0.635442	0.372278	1.706901	0.1033
LOG(AK)	0.700437	0.452365	1.548390	0.1372
LOG(POP)	-16.65656	5.608760	-2.969740	0.0076
R-squared	0.985814	Mean dependent var	13.57581	
Adjusted R-squared	0.982977	S.D. dependent var	1.221827	
S.E. of regression	0.159415	Akaike info criterion	-0.657761	
Sum squared resid	0.508260	Schwarz criterion	-0.413986	
Log likelihood	13.22201	Hannan-Quinn criter.	-0.590148	
F-statistic	347.4638	Durbin-Watson stat	1.115773	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Uji heteroskedastisitas dengan uji White

Pilih : **view** → **Residual Diagnostics** → **Heteroskedasticity Test** → **White** → **OK**

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	3.011030	Prob. F(9,15)	0.0288
Obs*R-squared	16.09248	Prob. Chi-Square(9)	0.0650
Scaled explained SS	15.04800	Prob. Chi-Square(9)	0.0896

Karena nilai **Prob. Chi-Square(9)** sebesar **0,065**, lebih besar dari **0,05**, maka dapat disimpulkan model diatas mengandung tidak heteroskedastisitas.

b. cara mengatasi heteroskedastisitas pada regresi dengan metode Weighted Least Square

Uji menguji ada tidaknya heteroskedastisitas dapat juga digunakan Uji Breusch Pagan Godfrey (BPG).

Hipotesis:

H0: tidak ada heteroskedastisitas

H1: ada heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: **Breusch-Pagan-Godfrey**

F-statistic	12.01533	Prob. F(4,20)	0.0000
Obs*R-squared	17.65368	Prob. Chi-Square(4)	0.0014
Scaled explained SS	11.76442	Prob. Chi-Square(4)	0.0192

Berdasarkan perhitungan dengan metode BPG diperoleh bahwa H0 ditolak yang artinya terdapat masalah Heteroskedastisitas dalam model, sehingga diperlukan adanya perbaikan pada model agar tidak menyesatkan kesimpulan.

Persoalan heteroskedastisitas dapat ditangani dengan melakukan pembobotan suatu faktor yang tepat kemudian menggunakan metode OLS terhadap data yang telah diboboti. Pemilihan terhadap suatu faktor untuk pembobotan tergantung bagaimana sisaan berkorelasi dengan X atau Y, jika sisaan proporsional terhadap X_i maka model akan dibagi dengan $\sqrt{X_i}$, jika sisaan adalah proporsional dengan sehingga model akan dibagi dengan X_i^2 , selain proporsional dengan X_1 dan X_i^2 bisa juga diasumsikan bahwa pola varian sisaan adalah proporsional dengan $[E(Y_i)]^2$ sehingga dibagi dengan $E(Y_i)$. Namun dalam prakteknya tidak selalu dengan pembobotan $\frac{1}{\sqrt{X_i}}, \frac{1}{X_i}, \frac{1}{E(Y_i)}$ dapat mengatasi heteroskedastisitas karena

sesungguhnya pembobot yang diberikan bergantung pada pola sebaran sisaan terhadap variabel bebas maupun variabel terikat. Oleh karena itu, dalam penelitian ini faktor pembobot yang akan dianalisis adalah $\frac{1}{\sqrt{X_i}}, \frac{1}{X_i}, \frac{1}{E(Y_i)}$, dan $\frac{1}{\sigma_i}$ dimana σ_i (residual kuadrat).

Pembobotan yang digunakan untuk mengatasi adalah dengan mengalikan semua variable dengan $\frac{1}{\sigma_i}$, dimana σ_i (residual kuadrat), sehingga diperoleh variable baru sebagai berikut :

Tabel 6.3.
Variabel baru setelah pembobotan

Tahun	Eks2	Cons2	Imp2	AK2	Pop2
1990	2.621783	0.670628	0.536503	304.6944	1015.648
1991	6.463996	1.636083	1.308867	643.5391	2145.13
1992	89.52568	22.28782	17.83026	7971.872	26572.91
1993	396.505	113.9855	91.18837	33826.06	112753.5
1994	-15.7647	-4.8733	-3.89864	-1242.94	-4143.13
1995	-12.048	-4.24184	-3.39348	-895.536	-2985.12
1996	-9.52208	-3.69842	-2.95873	-667.954	-2226.51
1997	-7.59771	-3.19146	-2.55317	-501.639	-1672.13
1998	-43.457	-27.4715	-21.9772	-2617.54	-8725.13
1999	1.095045	1.274185	1.019348	98.07796	326.9265
2000	-1.87041	-1.81296	-1.45037	-179.046	-447.614
2001	-2.87528	-3.36009	-2.68807	-277.233	-693.082
2002	-7.79908	-10.933	-8.74642	-771.614	-1929.03
2003	-16.1859	-23.8656	-19.0925	-1532.8	-3831.99
2004	-11.0095	-15.9747	-12.7797	-930.698	-2326.74
2005	-9.71356	-14.0803	-11.2643	-713.652	-1784.13
2006	-72.1373	-112.013	-89.6106	-4908.71	-12271.8
2007	-4.44035	-7.62058	-6.85852	-337.68	-705.132
2008	-23.6262	-44.2356	-39.812	-1666.69	-3470.49
2009	3.341787	7.600355	6.84032	265.7101	550.7208
2010	2.50583	5.797379	5.217641	175.0199	362.9924
2011	2.550768	5.783871	5.205484	157.9226	326.2078
2012	2.712767	6.775881	5.420705	167.9584	345.9367
2013	-2.29378	-6.17747	-2.67087	-138.258	-284.462
2014	-3.1197	-9.19976	-3.93332	-189.098	-387.848

Lakukan regresi → LS IMP2 C CONS2 EKS2 AK2 POP2

Method: Least Squares
 Date: 01/09/17 Time: 05:47
 Sample: 1990 2014
 Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.081297	0.055690	19.41639	0.0000
CONS2	-0.123846	0.033695	-3.675453	0.0015
EKS2	1.439465	0.054908	26.21585	0.0000
AK2	0.042008	0.001491	28.17096	0.0000
POP2	-0.016739	0.000594	-28.19219	0.0000
R-squared	0.999955	Mean dependent var	-3.964814	
Adjusted R-squared	0.999946	S.D. dependent var	28.37547	
S.E. of regression	0.207613	Akaike info criterion	-0.129424	
Sum squared resid	0.862064	Schwarz criterion	0.114351	
Log likelihood	6.617805	Hannan-Quinn criter.	-0.061812	
F-statistic	112074.9	Durbin-Watson stat	1.533574	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lakukan Uji heteroskedastisitas dengan uji White
 Pilih : **view** → **Residual Diagnostics** → **Heteroskedasticity Test** → **Breusch-Pagan-Godfrey** → **OK**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.084458	Prob. F(4,20)	0.3907
Obs*R-squared	4.455852	Prob. Chi-Square(4)	0.3478
Scaled explained SS	6.778892	Prob. Chi-Square(4)	0.1480

Berdasarkan perhitungan dengan metode BPG diperoleh bahwa H0 diterima yang artinya tidak terdapat masalah Heteroskedastisitas dalam model (Prob. Chi-Square(4) = 0.34 lebih besar dari $\alpha = 0.05$)

Dapat disimpulkan bahwa pembobot pada α taraf sebesar 0,05 dapat mengatasi heteroskedastisitas .

DAFTAR PUSTAKA

- Agus Widarjono, *Ekonometrika Teori dan Aplikasi untuk Ekonomi dan Bisnis, Edisi Kedua*, Cetakan Kesatu, Penerbit Ekonisia Fakultas Ekonomi UII Yogyakarta 2007.
- Catur Sugiyanto. 1994. *Ekonometrika Terapan*. BPFE, Yogyakarta
- Gujarati, Damodar N. 2003. *Basic Econometrics. Third Edition*. Mc. Graw-Hill, Singapore.
- Koutsoyiannis, A (1977). *Theory of Econometric An Introductory Exposition of Econometric Methods 2nd Edition*, Macmillan Publishers LTD.
- Maddala, G.S (1992). *Introduction to Econometric, 2nd Edition*, Mac-Millan Publishing Company, New York.
- Nachrowi, D.N. dan H. Usman (2002). *Penggunaan Teknik Ekonometrika*. Jakarta: PT Raja Grafindo Persada.
- Pindyck, S and Daniel. L. Rubinfeld, "Econometrics Model and Economic Forecast, 1998, Singapore: McGraw-Hill, pp. 163-164
- Sritua Arif.1993. Metodologi Penelitian Ekonomi. BPFE, Yogyakarta.
- Sumodiningrat, Gunawan. 2001. *Ekonometrika Pengantar*. Yogyakarta: PFE-Yogyakarta.
- Supranto, J. 1984. *Ekonometrika*. Jakarta: Lembaga Penerbit Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia.
- Thomas, R.L. 1998. *Modern Econometrics : An Intoduction*. Addison-Wesley. Harlow, England.