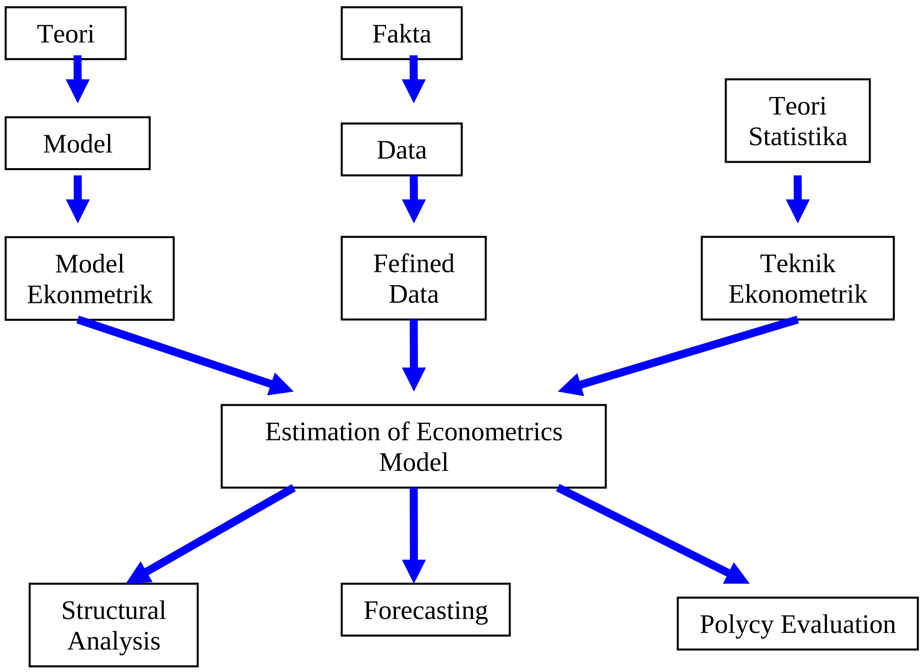
BAB 1

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Econometric adalah cabang dari ilmu ekonomik yang menaruh perhatian pada pengukuran hubungan variabel ekonomi (dalam teori ekonomi) dengan aplikasi matematical statistics dan tools statistical inference. Misalnya, kita ingin mengetahui hubungan permintaan soft drink dengan harga soft drink tersebut, harga barang lain dan pendapatan masyarakat. Kita dapat memprediksi jumlah permintaan soft drink berdasarkan dengan variable yang sudah diketahui harga soft drink, harga barang lain serta pendapatan masyarakat.



Gambar 1

Gambar 1, menunjukan secara ringkas pendekatan ekonometrik. Penyelesaian model ekonometrik berdasarkan dua unsut dasar yaitu Teori dan Fakta. Teori dijabarkan dalam bentuk model khususnya model ekonometrik. Model merupakan rangkuman teori yang relevan dalam suatu sistem yang dipertimbangkan. Hal yang terpenting dalam model ekonometrik adalah spesifikasi dari suatu model yang mencerminkan suatu fenomena yang akan dikaji, diukur dan diuji.

Unsur lain yang penting adalah fakta, yang merupakan kejadian di dunia nyata yang akan dilakukan suatu investivigasi. Fakta tersebut dijelaskan dalam suatu data set yang mewakili suatu observasi yang relevant. Data tersebut dilakukan *refinement* untuk dapat dilakukan estimasi model ekonometrik. Selanjutnya, diperlukan teknik ekonometrik untuk melakukan estimasi model ekonometrik.

Pada gambar 1 menunjukan tiga tujuan dari pendekatan ekonometrik yaitu *structural analysis*, forecasting dan policy evaluation. *Struktural analysis* untuk melihat perbandingan teori dan fenomena yang ada untuk memahami fenomena di dunia nyata dengan pengukuran kuantitatif, pengujian dan validasi hubunga ekonomi. Sedangkan, *forecasting* digunakan untuk melakukan prediksi secara kuantitatif dari suatu variabel dependent bila diketahui variabel independent. Pada akhirnya, Policy evaluation menggunakan hasil estimasi, pengujian dan forecasting untuk mencari alternatif kebijakan.

1.2 Tujuan

Penulisan ini bertujuan untuk melakukan eksperimen terhadap fungsi permintaan terhadap suatu komoditi sebagaimana tugas pertama yang diberikan pada mata kuliah ekonomitrik 3. Secara umum tulisan ini akan melakukan sebagai berikut:

1. Melakukan penaksiran terhadap parameter β, σ^2 dan Cov(β) dari data set (30 minggu) konsumsi rumah tangga.
2. Melakukan pengujian hipotesa baik secara parsial dari parameter β maupun secara bersama-sama serta baik yang restricted maupun unrestricted.
3. Membandingkan penaksir-penaksir terhadap parameter β dan σ^2 yang dihasilkan oleh metoda OLS.

4. Melakukan simulasi Monte Carlo sebanyak 1 juta kali untuk melakukan penaksiran terhadap parameter β, σ^2 dan Cov(β) serta pengujian hipotesis.
5. Membandingkan kesesuaian hasil eksperimen dengan hasil teoritisnya.

1.3 Metode Eksperimen

Metode yang akan digunakan pada eksperimen ini adalah metoda literatur dengan menggunakan data-data eksperimental. Kemudian dilakukan kalkulasi estimasi terhadap beberapa parameter dengan beberapa metoda pendekatan dan bantuan komputer dengan menggunakan sofware MATLAB versi 7.0. Dilanjutkan dengan melakukan pengujian hipotesa dan membandingkan semua hasil eksperimennya dengan hasil teori. Model regresi yang digunakan untuk eksperimen adalah model statistik linier normal.

BAB 2
TEORI PENDUKUNG

2.1 Model Ekonomi

Pada ekperimen ini akan melakukan estimasi fungsi permintaan pasar untuk suatu produk. Fungsi permintaan pasar pada suatu barang dan jasa merupakan penjumlahan dari fungsi permintaan individu. Total permintaan pasar untuk produk Y, adalah:

$$Y = D_Y(P_x P_y I) \quad \text{...} \quad (2.1)$$

dimana Dx adalah fungsi permintaan padar untuk barang Y. Permintaan pasar untuk produk Y bergantung pada harga barang Y (Py), harga barang X (Py) serta Pendapatan masyarakat. Untuk memperoleh kurva permintaan pasar untuk barang Y adalah dengan Py yang variabel (berubah) sedangkan variabel lainnya (Px, I) konstan.

Untuk mengetahui bagaimana pengaruh perubahan harga barang Y terhadap permintaan pasar barang X maka digunakan konsep price elasticity of demand adalah :

$$e_{Y,Py} = \frac{\partial Y}{\partial P}\frac{P_y}{Y} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln P_y} \quad \text{...} \quad (2.2)$$

Bila nilai $e_{Y,Py}$ > -1 adalah inelastis, $e_{Y,Py}$ =-1 adalah unitary elastis, dan $e_{Y,Py}$ < -1 adalah elastis. Sedangkan untuk mengetahui pengaruh perubahan harga barang lain (X) terhadap permintaan barang Y digunakan konsep cross-price elasticity of demand adalah :

$$e_{Y,Px} = \frac{\partial Y}{\partial P}\frac{P_x}{Y} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln P_x} \quad \text{...} \quad (2.3)$$

Bila nilai $e_{Y,Px} > 0$ adalah barang subtitusi dan bila $e_{Y,Px} < 0$ adalah barang komplementer. Selanjutnya untuk mengetahui pengaruh perubahan pendapatan (income) masyarakat terhadap permintaan pasar barang Y digunakan konsep income elasticity of demand adalah :

$$e_{Y,I} = \frac{\partial Y}{\partial I}\frac{I}{Y} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln I} \qquad \text{...} \text{(2.4)}$$

Bila nilai $e_{Y,I} > 0$ adalah barang non-given dan bila $e_{Y,I} < 0$ adalah barang given.

Salah satu property yang dimiliki fungsi permintaan pasar adalah homogenous of degree zero pada semua harga dan pendapatan. Sesuai dengan teorema Euler maka dapat ditunjukan bahwa :

$$\frac{\partial Y}{\partial Py} \bullet Py + \frac{\partial Y}{\partial Px} \bullet Px + \frac{\partial Y}{\partial I} \bullet I = 0 \qquad \text{..} \text{(2.5)}$$

bila persamaan tersebut dibagi dengan Y, maka

$$\frac{\partial Y}{\partial Py} \bullet \frac{Py}{Y} + \frac{\partial Y}{\partial Px} \bullet \frac{Px}{Y} + \frac{\partial Y}{\partial I} \bullet \frac{I}{Y} = 0 \qquad \text{...} \text{(2.6)}$$

sehingga dari persama dapat diperoleh $e_{Y,Py} + e_{Y,Px} + e_{Y,I} = 0$. Informasi ini merupakan non-sample information yang akan digunakan dalam pengujian hipotesis.

2.2 Model Statistik Linier

Hubungan antar variable dapat dinyatakan sebagai model linier statistik:

$$y = X\beta + e \qquad \text{..} \quad (2.7)$$

dimana y adalah vector (T x 1) nilai observasi suatu sample, X adalah matrik (TxK) variable ekplanatori yang diketahui, β adalah koefisien yang tidak diketahui dan vector dengan dengan dimensi K, dan e adalah variable yang tidak dapat diobservasi dan mengikuti distribusi normal dengan rata-rata nol dan varians σ^2.

Parameter β adalah tidak diketahui dan untuk mendapatkannya dilakukan estimasi dari data sample yang ada. Untuk membuat estimasi terhadap parameter tersebut dalam ekperimen ini, kami akan akan menggunakan OLS maupun RLS baik yang tanpa restricted maupun dengan restricted.

Pengertian linier dapat diintepretasikan dengan dua cara yang berbeda, yaitu linieritas dalam variabel atau linieritas dalam parameter. Linieritas dalam variabel adalah harapan bersyarat dari Y merupakan fungsi linier dari X_1, contohnya $E(Y/X_1) = \beta_0 + \beta_1 X_1$. Namun, fungsi regresi seperti $E(Y/X_1) = \beta_0 + \beta_1 X_1^{\ 2}$ bukan fungsi linier karena variabel X berpangkat dua. Sedangkan linier dari parameter β tetapi fungsi tadi mungkin linier atau tidak dalam variabel X. Sebagai contoh $E(Y/X_1) = \beta_0 + \beta_1 X_1^{\ 2}$ adalah model regresi linier tetapi $E(Y/X_1) = \beta_0\sqrt{\beta_1 X_1}$ bukan model regresi linier.

Dari dua penafsiran linier tadi, linieritas dalam parameter sangat relevan dengan pengembangan teori regresi. Jadi, istilah regresi linier akan selalu berarti suatu regresi yang linier dalam parameter, yaitu parameter β tetapi regresi tadi mungkin linier atau tidak dalam variabel bebas (variabel yang menjelaskan) yaitu variabel X.

2.2.1 Estimasi dengan Ordinary Least Square

Dari model statistik linier pada persamaan (2.7) mempunyai asumsi yaitu E(e) = 0 dan Cov(e) = E(e-E(e)) (e-E))$'$ = (ee') = $\sigma^2 I_T$. Dari asumsi tersebut diperoleh E(y) = Xβ dan Cov(y) = $\sigma^2 I_T$. Misalkan ada data set yang berasal dari suatu sample tertentu, maka untuk mendapatkan taksiran dari β adalah dengan membuat e = (y - Xβ) sekecil mungkin. Dengan metoda ini, diharapkan akan menghasilkan komponen sistematik yang lebih berperan daripada komponen stokastiknya. Hal ini disebabkan bila komponen stokastik yang lebih berperan yang artinya hanya diperoleh sedikit informasi tentang y sehingga variabel X tidak mampu menjelaskan y.

Metoda yang digunakan dalam dalam estimasi ini adalah dengan memilih β sehingga $S = (y - X\beta) = e'e$ sekecil mungkin yaitu dengan melakukan turunan parsial S terhadap β dan menyamakan dengan nol, diperoleh:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'y \qquad \text{(2.8)}$$

$\hat{\beta}$ inilah yang disebut sebagai penaksir kuadrat terkecil (OLS) untuk β.

Penaksir kuadrat terkecil (OLS) untuk σ^2 yang tak bias dapat diperoleh adalah:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{e'e}{T-K} = (y - X\hat{\beta})'(y - X\hat{\beta})/(T-K) \qquad \text{(2.9)}$$

2.2.2 Sifat – sifat Estimator OLS

Estimator β mempunyai sifat – sifat sebagai berikut :

1. E ($\hat{\beta}$) = β (estimator yang tak bias)
2. Cov ($\hat{\beta}$) = E ($\hat{\beta}$ - E ($\hat{\beta}$))($\hat{\beta}$ -E ($\hat{\beta}$))' = σ^2 $(X'X)^{-1}$

Teorema Gauss Markov mengatakan bahwa penaksir kuadrat terkecil dalam penaksir linier tak bias mempunyai variasi minimum. Jadi $\hat{\beta}$ linier, tak bias dan mempunyai variasi minimum dalam semua penaksir tak bias linier dari β, maka $\hat{\beta}$ biasanya disebut penaksir tak bias linier terbaik (BLUE = Best Linier Unbiased Estimator).

2.2.3 Estimator restrected OLS.

Apabila dimisalkan rank (R) = J dan fungsi Legrangean adalah sebagai berikut:

$$L = (y-X\beta)'(y-X\beta) + \lambda' \quad (r-R\beta) \qquad \text{...} \quad (2.10)$$

Jika $\lambda' = 2\lambda'$, maka :

$$L = (y-X\beta)'(y-X\beta) + \lambda' \ (r-R\beta) \qquad \text{...} \quad (2.10)$$

Selanjutnya, dilakukan turunan parsial terhadap β dan λ' dan menyamakannya dengan nol, maka diperoleh :

$$\beta^* = \hat{\beta} + (X'X)^{-1} R' (R(X'X)^{-1}R')^{-1} (r-R\hat{\beta}) \qquad \text{.................................} \quad (2.11)$$

atau:

$$\beta^* = (\beta + (X'X)^{-1} X'e) + (X'X)^{-1}R'(R(X'X)^{-1} R')^{-1} (r-R\beta-R(X'X)^{-1} X'e \qquad \text{.............} \quad (2.12)$$

Bila restriksi (pembatas) benar, yaitu $R\beta = r$, maka $r - R\beta = 0$, sehingga dapat diperoleh:

$$\beta^* = (\beta + (X'X)^{-1} X'e) - (X'X)^{-1} R')^{-1} (R(X'X)^{-1} R')^{-1} (R(X'X)^{-1}X'e) \qquad \text{.............} \quad (2.13)$$

Untuk mencari taksiran $\beta = \begin{pmatrix} \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \\ \beta_5 \end{pmatrix}$, σ^2 dan Cov (β) bila β ditaksir dengan pembatas yang benar yaitu $\beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0$ maka R = (0 1 1 1 1) dengan r = 0, sehingga Rβ = (0 1 1 1 1) $\begin{pmatrix} \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \\ \beta_5 \end{pmatrix} = \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0$. Dengan mensubtitusikan β, X, e, R dan r ke persamaan (2.8), akan diperoleh β*, sehingga taksiran untuk σ^2 adalah :

$$\sigma *^2 = (y - XB)'(y - X\beta)/(T - K)$$

dan

Cov (β*) = $\sigma *^2$(X'X)$^{-1}$

Sifat – sifat dari β* bila pembatas benar adalah :

1. E (β*) = β (penaksir yang tak bias)
2. Cov (β*) = Cov ($\hat{\beta}$) - σ^2(X'X)$^{-1}$ R'(R(X'X)$^{-1}$ R')$^{-1}$ R(X'X)$^{-1}$

sedangkan,

Cov ($\hat{\beta}$) - Cov (β*) = σ^2(X'X)$^{-1}$ R'[R(X'X)$^{-1}$ R']$^{-1}$ R(X'X)$^{-1}$ .... (2.14)

adalah definit defisit positif. Sehingga β* lebih superior dibandingkan dengan $\hat{\beta}$.

Bila restriksi (pembatas) salah, misalkan $\beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0.1$, maka sifat-sifat β* (β_{sl}) bila pembatas salah adalah:

1. E(β*)=β+(X'X)$^{-1}$R'(R(X'X)$^{-1}$R')$^{-1}$(r-Rβ)$\neq \beta$ (penaksir yang bias)
2. Cov (β*) = Cov ($\hat{\beta}$) - σ^2(X'X)$^{-1}$ R'[R(X'X)$^{-1}$ R']$^{-1}$ R(X'X)$^{-1}$

sedangkan,

Cov ($\hat{\beta}$) - Cov (β*) = σ^2(X'X)$^{-1}$ R'[R(X'X)$^{-1}$ R']$^{-1}$ R(X'X)$^{-1}$ .... (2.15) juga matrik positif semidefinit. Maka dapat ditarik suatu kesimpulan bahwa $\beta *$ mempunyai presisi yang lebih superior dari $\hat{\beta}$ yang hanya mengandalkan sample information. Demikian pula, $\beta *$ lebih superior dari $\beta *$ (dari restriksi yang salah).

2.2.4 Koefisien Determinasi R²

Koefisien determinasi (R^2) merupakan suatu ukuran yang menyatakan seberapa baik garis regresi sampel mencocokkan data. Regression Sum of Square (SSR) = $\sum_{i-1}^{T}(y-y)^2$ yang menyatakan variasi nilai Y yang ditaksir disekitar rata – ratanya. Sedangkan Error Sum Square (SSE) = e'e = (y – X3)' (y-Xβ) dan Total Sum of Square (SST) = $\sum_{i-1}^{T}(y-y)^2$. SST menyatakan total variasi nilai Y sebenarnya di sekitar rata-rata sampelnya.

Hubungan SSR, SSE dan SST adalah SST = SSR + SSE. Hubungan ini menunjukkan bahwa total variasi dalam nilai Y yang diobservasi di sekitar nilai rata-ratanya dapat dipisahkan ke dalam dua bagian. Sebagian yang diakibatkan oleh garis regresi dan bagian lain diakibatkan oleh kekuatan random karena tidak semua pengamatan Y yang sebenarnya terletak pada garis yang dicocokkan.

Koefisien determinasi(R^2) =

$$\frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST} = \frac{ye}{\sum_{1=1}(y_2 - y)^2} \quad \text{...}$$

(2.16)

sedangkan, Adjusting $R^2(R^2)$ =

$$1\text{-}\frac{\varepsilon'\varepsilon/(T-K)}{\sum_{i=1}^{T}(y_1-\bar{y})^2/(T-1)} \quad \text{...}$$

(2.17)

Maka dapat dikatakan bahawa R^2 mengukur prosentase total variabel dalam Y yang dijelaskan oleh model regresi. Nilai R^2 terletak diantara 0 dan 1. Nilai R^2

sebesar 1 berarti kecocokan sempurna, sedangkan nilai R^2 sebesar 0 berarti tidak ada hubungan antara variabel tak bebas dengan variabel yang menjelaskan.

2.3 Pengujian Hipotesa

Pengujian hipotesa secara statistik untuk melihat suatu apakah dugaan suatu penaksir sesuai dengan parameternya berdasarkan data sample yang tersedia. Pengertian sesuai disini adalah dengan tingkat kesalahan tertentu kita percaya bahwa dugaaan kita tentang penaksir sama dengan parameternya. Jadi bila suatu teori atau pengalaman sebelumnya membawa kita untuk percaya bahwa koefisien kemiringan (gradien) sebenarnya dari β, apakah β yang diamati, misalkan nilainya $\hat{\beta}$ yang diperoleh dari sampel konsisten dengan hipotesa yang dinyatakan yaitu β? Jika ya, kita bisa menerima hipotesa itu, jika tidak kita akan menolaknya.

Secara statistik, hipotesa yang dinyatakan dikenal sebagai hipotesa nol dan dilambangkan dengan lambang H_0. Hipotesa nol ini biasanya diuji terhadap hipotesa alternatif, yang dinyatakan dengan H_1.

Pengujian hipotesa berkaitan denga suatu prosedur untuk memutuskan apakah menerima atau menolak hipotesa. Pendekatan yang akan dipakai dalam eksperimen ini adalah pengujian arti / penting (test of significence). Pendekatan ini mengatakan bahwa variabel (statistik atau penaksir) yang sedang dipertimbangkan mempunyai distribusi probabilitas dan bahwa pengujian hipotesa meliputi pembuatan pernyataan mengenai nilai-nilai parameter seperti itu.

Suatu statistik dikatakan penting secara statistik (statistically significant) jika nilai statistik uji (statistik hitung) terletak didalam daerah kritis. Dalam kasus ini, hipotesa nol ditolak. Sedangkan suatu pengujian dikatakan secara statistik tidak penting (statictically insignificant) jika nilai statistik uji terletak dalam daerah penerimaan. Dalam situasi ini, hipotesa nol bisa diterima.

Pengujian hipotesa yang akan dilakukan pada eksperimen ini terbatas pada empat kondisi dengan menggunakan tingkat kesalahan α =5%, yaitu

1. Pengujian hipotesa untuk masing – masing parameter β_i dengan i=1,2,3,4,5:

$H_0 \quad : \quad \beta_i = 0$

$H_1 \quad : \quad \beta_i \neq 0$

2. Pengujian hipotesa untuk penampilan model secara utuh (keseluruhan);

   $H_0 \quad : \quad \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$

   H_1 : lainnya

3. Pengujian hipotesa untuk suatu restriksi yang benar, yaitu:

   $H_0 \quad : \quad \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0$

   H_1 : lainnya

4. Pengujian hipotesa untuk suatu restriksi yang salah, yaitu:

   $H_0 \quad : \quad \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0.1$

   H_1 : lainnya

Dari keempat kondisi tersebut test pengujian yang digunakan adalah t-test serta F test. Kondisi pertama akan digunakan uji t, sedangkan kondisi ke dua dan keemapat akan digunakan uji F baik yang tanpa restriksi maupun yang tidak.

2.3.1 Statistik Uji t

Pengujian statistik t digunakan untuk menguji taksiran parameter dengan parameter sebenarnya. Pengujian tersebut menggunakan alat uji:

$$t_{(T\text{-}K)} = \frac{\beta_1}{\sqrt{R\sigma^2 (X'X)^{-1} R'}} = \frac{\beta_1}{\sqrt{\mathrm{var}(\beta_1)}} = \frac{\beta_1}{std(\beta_1)} \sim i - k \qquad \text{..................}$$

(2.18)

merupakan pengujian hipotesa untuk masing-masing parameter β_i dengan hipotesa nol dan hipotesa alternatif berikut :

H_0 : β_i =0 ; dimana i = 1,2,3,4 dan 5

H_1 : $\beta_i \neq 0$

Keputusan hipotesisnya adalah : Tolak H_0 jika ^{t}hitung berada pada daerah kritis dari $^t{}_{T\text{-}K.}$

2.3.2 Statistik Uji Likelihood

Statistik uji digunakan untuk suatu parameter secara bersama-sama (keseluruhan) baik dengan restricted maupu yang non-restricted. Statistik uji mengikuti distribusi F. Jika hipotesis ditetapkan sebagai Rβ =r, maka likelihood rasio adalah:

$$\lambda_0^* = \frac{(y - X\beta^*)'(y - X\beta^*)}{(y - X\hat{\beta})'(y - X\hat{\beta})} = \frac{SSE_R}{SSE_U} \quad \text{...}$$

(2.19)

Dari persamaan tersebut maka suatu hipotesa akan ditolak jika λ_0^* > dari konstanta tertentu. Dengan melakukan trasformasi persamaan tersebut akan diperoleh statistik uji berdistribusi F, yaitu:

$$F = \frac{Explained\,\mathrm{var}\,iation/(K-1)}{un\exp laned\,\mathrm{var}\,iation/(T-K)}$$

atau persamaam tersebut menjadi:

$$\lambda = \frac{(R\hat{\beta} - r)'[R(X'X)^{-1}R']^{-1}(R\hat{\beta} - r)}{J\hat{\sigma}^2} \approx F_{J,T-K,\%} \quad \text{...........................}$$

(2.20)

Keputusan hipotesis: tolak H nol jika nilai λ > nilai kritis dari tabel distribusi F dengan derajat kebebasan J dan (T-K).

BAB 3
PROSEDURE EKPERIMEN

Langkah- langkah yang ditempuh dalam melakukan ekperimen itu adalah sebagai berikut:

1. Melakukan analisi permalahan sesuai dengan tugas ekperimen 1 dan menyusun landasan teori ekonomi tentang fungsi permintaan. Dari kajian teori tentang fungsi permintaan terhadap komoditi dibentuk dalam suatu model :

   $$\log(y) = \beta_1 + \beta_2 \log(X_1) + \beta_3 \log(X_2) + \beta_4 \log(X_3) + \beta_5 \log(X_4)$$

   dan diperoleh non sample information adalah $\beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0$.
2. Melakukan penarikan sampel secara acak melalui observasi lapangan yang dalam hal ini adalah telah ditentukan oleh panduan tugas.
3. Langkah selanjutnya dengan bantuan pengolahan data Program MATLAB dengan data yang tersedia dari variabel y berukuran 30x1 dan variabel independen berukuran 30x4.
4. Melakukan penaksiran terhadap β dan σ^2 dari data X dan y yang telah diperoleh dapat dilakukan penaksiran terhadap β dan σ^2.
5. Menaksir β dengan Ordinary Least Square (OLS)
6. Menaksir σ^2 yang tak bias dengan menggunakan penaksir β OLS
7. Menaksir Cov (β), dengan menggunakan penaksir σ^2 OLS
8. Mengulangi penaksiran β, σ^2 dan Cov (β) dengan pembatas yang benar yaitu $\beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0$
9. Mengulangi penaksiran β, σ^2 dan Cov (β) dengan pembatas yang salah yaitu $\beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0.1$
10. Membandingkan hasil-hasil penaksiran.
11. Melakukan pengujian hipotesa dengan 4 kondisi sebagaimana yang telah dijelaskan pada Bab 2.
12. Menghitung koefisien determinasi R^2 dan adjusting R^2 (R^2 yang disesuaikan)

13. Melakukan simulasi Monte Carlo pengulangan eksperimen, yaitu langkah 4 sampai dengan langkah 11 hingga 1 juta.
14. Menghitung proporsi hipotesa yang tertolak pada langkah 11 untuk masing-masing hipotesa sesuai dengan simulasi Monte Carlo.
15. Membandingkan hasil eksperimen dengan hasil teoritisnya
16. Mengamati dan menganalisa hasil eksperimen
17. Menyusun laporan.

BAB 4
HASIL DAN ANALISIS

Dengan menggunakan sesuai dengan panduan tugas adalah sebagai berikut:

```
X = [81.7   1.78    6.95    1.11    25088
     56.9   2.27    7.32    0.67    26561
     64.1   2.21    6.96    0.83    25510
     65.4   2.15    7.18    0.75    27158
     64.1   2.26    7.46    1.06    27162
     58.1   2.49    7.47    1.10    27583
     61.7   2.52    7.88    1.09    28235
     65.3   2.46    7.88    1.18    29413
     57.8   2.54    7.97    0.88    28713
     63.5   2.72    7.96    1.30    30000
     65.9   2.60    8.09    1.17    30533
     48.3   2.87    8.24    0.94    30373
     55.6   3.00    7.96    0.91    31107
     47.9   3.23    8.34    1.10    31126
     57.0   3.11    8.10    1.50    32506
     51.6   3.11    8.43    1.17    32408
     54.2   3.09    8.72    1.18    33423
     51.7   3.34    8.87    1.37    33904
     55.9   3.31    8.82    1.52    34528
     52.1   3.42    8.59    1.15    36019
     52.5   3.61    8.83    1.39    34807
     44.3   3.55    8.86    1.6     35943
     57.7   3.72    8.97    1.73    37323
     51.6   3.72    9.13    1.35    36682
     53.8   3.7     8.98    1.37    38054
     50.0   3.81    9.25    1.41    36707
     46.3   3.86    9.33    1.62    38411
     46.8   3.99    9.47    1.69    38823
     51.7   3.89    9.49    1.71    38361
     49.9   4.07    9.52    1.69    41593];
```

Sedangkan parameter yang digunakan untuk simulasi Monte Carlo adalah :

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \\ \beta_5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -4,7978 \\ -1,2994 \\ 0,1868 \\ 0.1667 \\ 0.9458 \end{bmatrix} \text{ dan } \sigma^2 = 0,0036$$

Dengan penglohan data menggunakan MATLAB sebagimana terlampir program nya diperoleh sebagai berikut:

4.2 Penarikan Sample Satu kali

Hasil penarikan sample satu kali sebagaiman data yang tersedia dalam panduan akan disusun berdasarkan perbandingan hasil estimasi baik koefisien maupun varians serta hipotesis sebagai berikut:

4.2.1 Perbandingan $\hat{\beta}$, $\beta*$, β_{sl}^{*} terhadap β

Dari hasil pengolah didapat perbandingan sebagai berikut:

Parameter β	*i=1*	*i=2*	*i=3*	*I=4*	*i=5*
Nilai Parameter β_i	-4.7978	-1.2994	0.1868	0.1667	0.9458
Taksiran $\hat{\beta}_i$ OLS	-3.243	-1.020	-0.583	0.210	0.923
Taksiran β_i* RLS-Benar	-4.798	-1.299	0.187	0.167	0.946
Taksiran $\beta_{sl}*$ RLS-Salah	-5.128	-1.359	0.350	0.158	0.951

Hasil tersebut menunjukan bahwa taksiran $\beta*$ restricted LS yang benar mempunyai perbedaan selisih yang paling kecil dengan nilai β_i yang sebenarnya. Ini berarti taksiran $\beta*$ dengan restricted yang benar lebih dekat dengan nilai β_i sebenarnya. Sedangkan taksiran β_{sl}^{*} dengan restricted yang salah mempunyai perbedaan selisih yang cukup besar dengan nilai β_i yang sebenarnya. Hasil taksiran β_i OLS Ini sesuai dengan hasil teoretisnya bahwa apabila kita dapat memperoleh informasi non sample maka nilai taksiran akan mendekati nilai yang sebenarnya.

4.2.2 Perbandingan $\hat{\sigma}^2$, σ^2*, σ_{sl}^{*} terhadap σ^2

Dari hasil pengolah didapat perbandingan sebagai berikut:

Parameter σ^2	*i=1*
Nilai Parameter σ^2	0.0036
Taksiran OLS $\hat{\sigma}^2$	0.0035
Taksiran RLS-Benar σ^2*	0.0034
Taksiran RLS-Salah σ_{sl}^{*}	0.0034

Taksiran $\hat{\sigma}^2$ OLS mempunyai perbedaan selisih 0.0001 dengan nilai σ^2 yang sebenarnya dan taksiran $\sigma^2 *$ dan σ_{sl}^* dengan restrected yang benar maupun yang salah mempunyai perbedaan selisih 0.0002 dengan nilai σ^2 yang sebenarnya. Ternyata dari hasil tersebut taksiran σ^2 dengan OLS lebih mendekati dengan sebenarnya dibandingkan dengan yang restricted (RLS).

4.2.3 Perbandingan Cov ($\hat{\beta}$), Cov ($\beta *$), dan Cov(β_{sl}^*)

Dari hasil pengolah didapat perbandingan sebagai berikut:

Taksiran Cov ($\hat{\beta}$),

$$\begin{pmatrix} 14.0100 & 0.6359 & 0.4600 & 0.1240 & -1.5131 \\ 0.6359 & 0.0571 & -0.0587 & 0.0044 & -0.0554 \\ 0.4600 & -0.0587 & 0.3138 & -0.0079 & -0.1020 \\ 0.1240 & 0.0044 & -0.0079 & 0.0064 & -0.0109 \\ -1.5131 & -0.0554 & -0.1020 & -0.0109 & 0.1727 \end{pmatrix}$$

Taksiran Cov ($\beta *$),

$$\begin{pmatrix} 14.3448 & 0.5084 & 1.0330 & 0.1071 & -1.6485 \\ 0.5084 & 0.0286 & 0.0300 & -0.0005 & -0.0581 \\ 1.0330 & 0.0300 & 0.0841 & 0.0059 & -0.1200 \\ 0.1071 & -0.0005 & 0.0059 & 0.0062 & -0.0116 \\ -1.6485 & -0.0581 & -0.1200 & -0.0116 & 0.1897 \end{pmatrix}$$

Taksiran Cov(β_{sl}^*)

$$\begin{pmatrix} 14.9567 & 0.5301 & 1.0771 & 0.1117 & -1.7189 \\ 0.5301 & 0.0298 & 0.0313 & -0.0005 & -0.0606 \\ 1.0771 & 0.0313 & 0.0877 & 0.0061 & -0.1251 \\ 0.1117 & -0.0005 & 0.0061 & 0.0064 & -0.0121 \\ -1.7189 & -0.0606 & -0.1251 & -0.0121 & 0.1978 \end{pmatrix}$$

Taksiran Cov ($\beta *$) dengan restricted yang benar sama hampir sama dengan taksiran Cov(β_{sl}^*) dengan restricted yang salah. Kedua Cov tersebut mempunyai perbedaan yang dengan Cov ($\hat{\beta}$) hasil OLS.

4.2.4 Pengujian Hipotesis

Hipotesis	Statistik Uji t, F	Kesimpulan
Masing2 Parameter:		
$H_0 \;:\; \beta_1 = 0$	**-0.866**	**Terima Ho**
$H_0 \;:\; \beta_2 = 0$	**-4.269**	**Tolak Ho**
$H_0 \;:\; \beta_3 = 0$	**-1.041**	**Terima Ho**
$H_0 \;:\; \beta_4 = 0$	**2.629**	**Tolak Ho**
$H_0 \;:\; \beta_5 = 0$	**2.221**	**Tolak Ho**
Model Keseluruhan $H_0 \;:\; \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$	**29.544**	**Tolak Ho;** **R^2 adjt=79.745**
Restriksi Benar $H_0 : \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0$	**2.497**	**Terima Ho** **R^2 adjt= 77.722**
Restriksi Salah $H_0 : \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0.1$	**3.670**	**Tolak Ho** **R^2 adjt= 76.772**

***) t tabel (dk=25, α =5%)= 2,060 dan -2,060 ; F tabel (dk=4,25; α =5%=2,76): Tolak Ho jika Statistik Uji t (F) > Tabel.**

Dari hasil pengujian secara masing-masing koefien hanya $\hat{\beta}_2$, $\hat{\beta}_4$, $\hat{\beta}_5$ yang ditolak berbeda dengan nol. Dengan demikian **harga soft drink, harga barang lain dan income yang mempunya pengaruh terhadap permintaan kuantitas soft drink.**

Sedangkan untuk pengujian secara keseluruhan (bersama-sama) Ho: $\beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ adalah ditolak dengan demikian koefisien tersebut sangat signifcant berbeda dengan nol. Oleh karena itu, **model tersebut sangat cocok dan dapat digunakan untuk peramalan permintaan akan soft drink. Variasi variabel independen (secara bersama-sama harga soft drink, harga**

minuman lainnya, harga barang lainnya, dan income) dapat menjelaskan variasi variabel dependent (jumlah permintaan soft drink) sebesar 79%.

Untuk pengujian restriksi salah mengalami penerimaan Ho, **sehingga memang benar bahwa fungsi permintaan tersebut mempunya sifat homogenity**.

4.3 Simulasi Monte Carlo (1 juta kali)

Hasil simulasi Monte Carlo dilakukan untuk melihat pengaruh paramer dan pengujian bila sampel diperbesar. Perbandingan hasil estimasi baik koefisien maupun varians serta hipotesis sebagai berikut:

4.3.1 Perbandingan $\hat{\beta}$, $\beta*$, β_{sl}^{*} terhadap β

Dari hasil pengolah didapat perbandingan sebagai berikut:

Parameter β	*i=1*	*i=2*	*i=3*	*I=4*	*i=5*
Nilai Parameter β_i	-4.7978	-1.2994	0.1868	0.1667	0.9458
Taksiran rata2 $\hat{\beta}_i$ OLS	-4.7907	-1.2987	0.1859	0.1667	0.9452
Taksiran rata2 β_i* RLS-Benar	-4.7934	-1.2992	0.1872	0.1667	0.9453
Taksiran rata2 $\beta_{sl}*$ RLS-Salah	-5.1235	-1.3584	0.3507	0.1576	0.9501

Hasil tersebut menunjukan bahwa taksiran $\beta*$ restricted LS yang benar mempunyai perbedaan selisih yang paling kecil dengan nilai β_i yang sebenarnya. Ini berarti taksiran $\beta*$ dengan restricted yang benar lebih dekat dengan nilai β_i sebenarnya. Ini sesuai dengan hasil teoritisnya, bahwa E ($\beta*$) = β. Atau dengan kata lalu penaksir β OLS adalah penaksir yang tak bias. Sedangkan taksiran β_{sl}^{*} dengan restricted yang salah mempunyai perbedaan selisih yang makin besar dengan dengan nilai β_i yang sebenarnya seiring dengan besarnya sample. Hasil taksiran β_i OLS Ini sesuai dengan hasil teoretisnya bahwa apabila kita dapat memperoleh informasi non sample maka nilai taksiran akan mendekati nilai yang sebenarnya.

Hasil perbandingan parameter tersebut dapat dilihat secara grafik pada lampiran 1.

4.3.2 Perbandingan $\hat{\sigma}^2$, $\sigma^2 *$, σ_{sl}^* terhadap σ^2

Dari hasil pengolah didapat perbandingan sebagai berikut:

Parameter σ^2	*i=1*
Nilai Parameter σ^2	0.0036
Taksiran OLS $\hat{\sigma}^2$	0.0036
Taksiran RLS-Benar $\sigma^2 *$	0.0037
Taksiran RLS-Salah σ_{sl}^*	0.0038

Taksiran $\hat{\sigma}^2$ OLS sama dengan nilai σ^2 yang sebenarnya. Ini sesuai dengan hasil teoritisnya, bahwa σ^2 OLS adalah penaksir yang efisien yaitu penaksir yang tak bias dengan variasi yang minimum. Sedangkan rata-rata taksiran $\sigma^2 *$ dengan pembatas yang benar cenderung lebih dekat ke nilai σ^2 yang sebenarnya daripada rata-rata taksiran σ_{sl}^* dengan pembatas yang salah terhadap nilai σ^2 yang sebenarnya.

4.3.3 Pengujian Hipotesis

Hipotesis	**Proporsi Ho ditolak (%)**
Masing2 Parameter:	
$H_0 \; : \; \beta_1 = 0$	**23%**
$H_0 \; : \; \beta_2 = 0$	**100%**
$H_0 \; : \; \beta_3 = 0$	**6%**
$H_0 \; : \; \beta_4 = 0$	**52%**
$H_0 \; : \; \beta_5 = 0$	**59%**

Model Keseluruhan $H_0 \quad : \quad \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$	**100%**
Restriksi Benar $H_0 : \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0$	**0%**
Restriksi Salah $H_0 : \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0.1$	**0%**

***) t tabel (dk=25, α =5%)= 2,060 dan -2,060 ; F tabel (dk=4,25; α =5%=2,76): Tolak Ho jika Statistik Uji t (F) > Tabel.**

Dari hasil pengujian secara masing-masing koefien hanya $\hat{\beta}_2$ yang secara konsisten ditolak berbeda dengan nol. Dengan demikian hanya **harga soft drink yang mempunya pengaruh terhadap permintaan kuantitas soft drink secara konsiten.**

Sedangkan untuk pengujian secara keseluruhan (bersama-sama) Ho: $\beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ adalah 100% ditolak dengan demikian koefisien tersebut sangat signifcant berbeda dengan nol. Oleh karena itu, **model tersebut sangat cocok dan dapat digunakan untuk peramalan permintaan akan soft drink.**

Untuk pengujian restriksi salah mengalami penerimaan Ho (100%), **sehingga memang benar bahwa fungsi permintaan tersebut mempunya sifat homogenity**.

BAB 5
KESIMPULAN

Dalam eksperimen ini digunakan dua metode pendekatan untuk analisis regresi, yaitu metode OLS (Ordinary least square) dan RLS (Restricted least square). Hasil dari eksperimen menunjukkan bahwa metode kuadrat terkecil (OLS) menghasilkan penaksir yang tak bias dan mempunyai variasi yang minimum dalam kelas semua penaksir linier dari β (BLUE). Hal ini sesuai dengan Gauss Markow Theorem yang memberikan landasan teoritis mengenai metode OLS ini. Terbukti dengan hasil ekperimen $E(\hat{\beta})=\beta$, $E(\beta^*)=\beta$, $E(\hat{\sigma}^2)=\sigma^2$ dan $E(\sigma^{2*})=\sigma^2$.

Penaksiran dengan menggunakan restricted least squre (bila diberikan non sample information) mempunyai kemampuan yang lebih baik denga OLS yang hanya mengandalkan informsi sample saja.

Hasil pengujian hipotesis menunjukan harga soft drink, harga barang lain dan income yang mempunya pengaruh terhadap permintaan kuantitas soft drink. Namun, bila sample diperbesar mendekati populasi (nilai sebesarnya) maka hanya harga soft drink saja yang mempengaruhi kuantitas permintaan akan soft drink.

Namun, demikian model tersebut secara bersama-sama (harga soft drink, harga minuman lainnya, harga barang lainnya, dan income) dapat digunakan untuk untuk peramalan permintaan akan soft drink.

Hasil nilai R^2 adjusted dapat disimpulkan bahwa terdapat hubungan antara variabel yang menjelaskan dengan variabel tak bebasnya. Dengan nilai R^2 cukup tinggi (79%) yang dihasilkan dalam eksperimen ini, berarti kecocokan data sudah baik.

Daftar Pustaka

Greene, William H., 2000. *Econometrics Analysis, 4th* , Prentice-Hall, Inc.

Griffiths, William E., et. al., 1993. Learning and Practicing Econometrics, John Wiley & Son, Inc.

Intriligator, Bodkin, Hsiao., 1996., *Reconometric Model, Techniques, and Applications,* Second Edition, Printice-Hall, Inc.

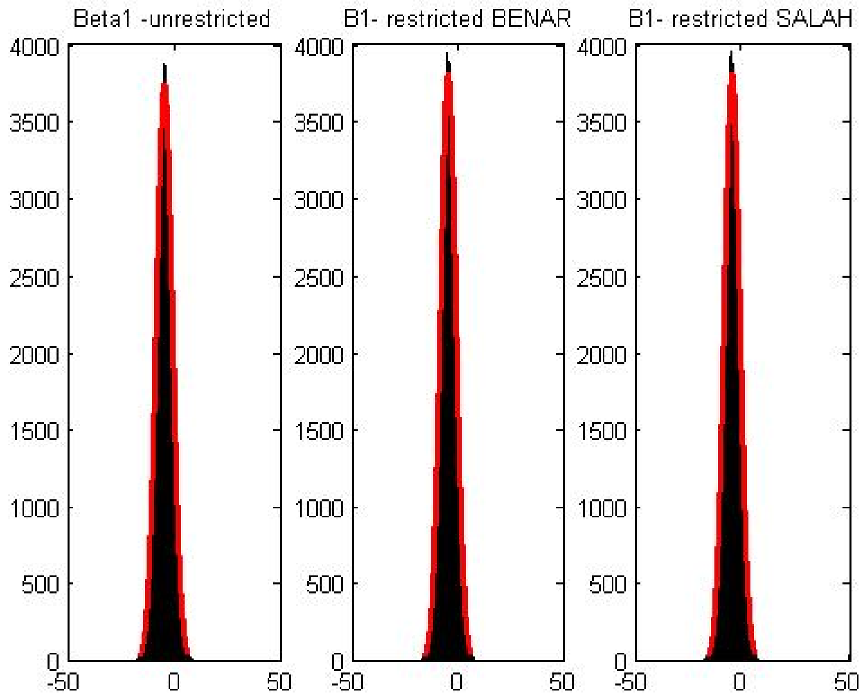
Judge, George G., et. al., 1988. Introduction to The Theory and Practice of Econometrics, Second Edition, John Wiley & Son, Inc.

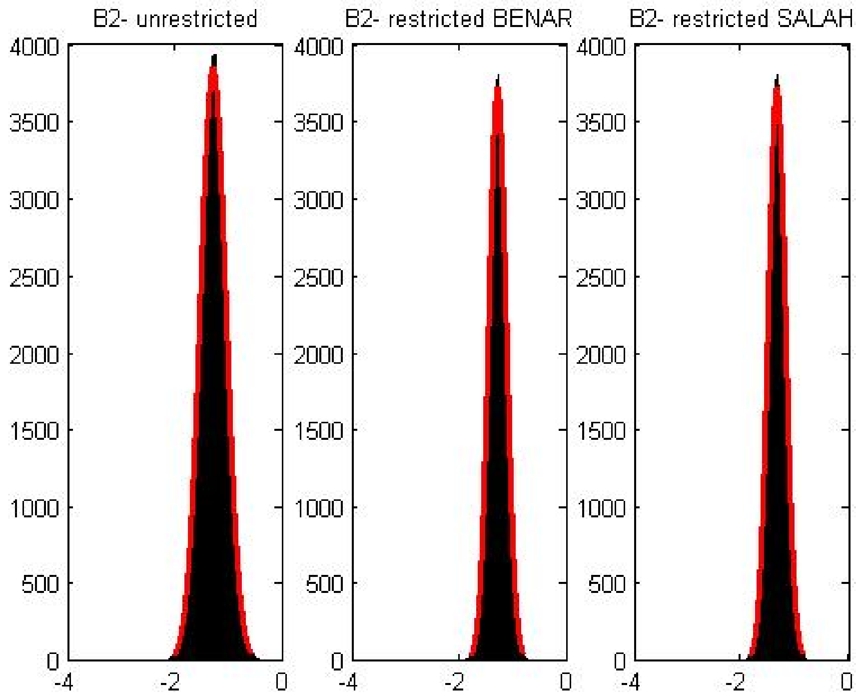
Nicholson, Walter., 1998. Microecomic Theory, Sevent Edition, The Dryden Press.

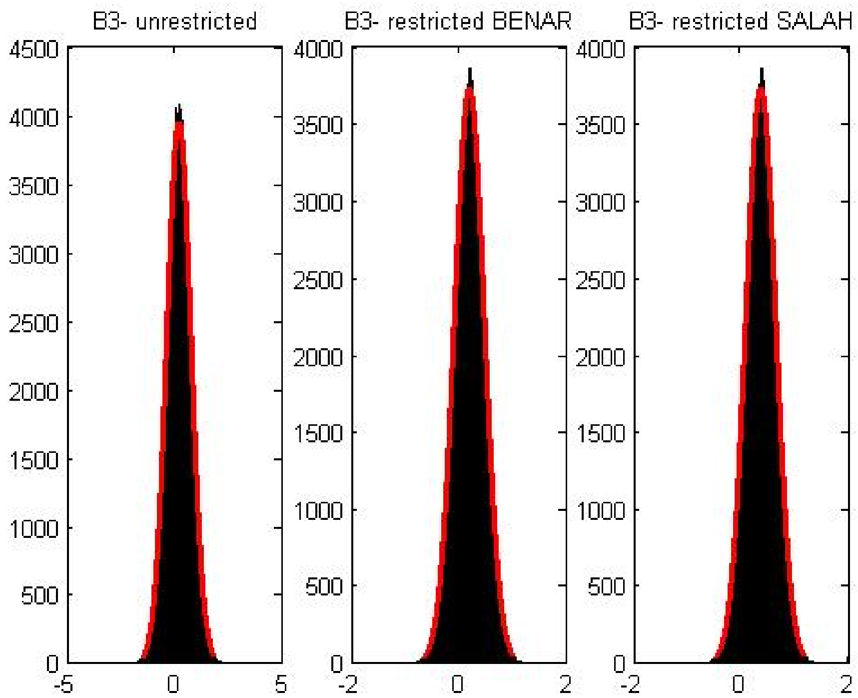
Syamsuddin, M., 2006. Panduan Tugas Ekperimen #1, Ekometrika 3

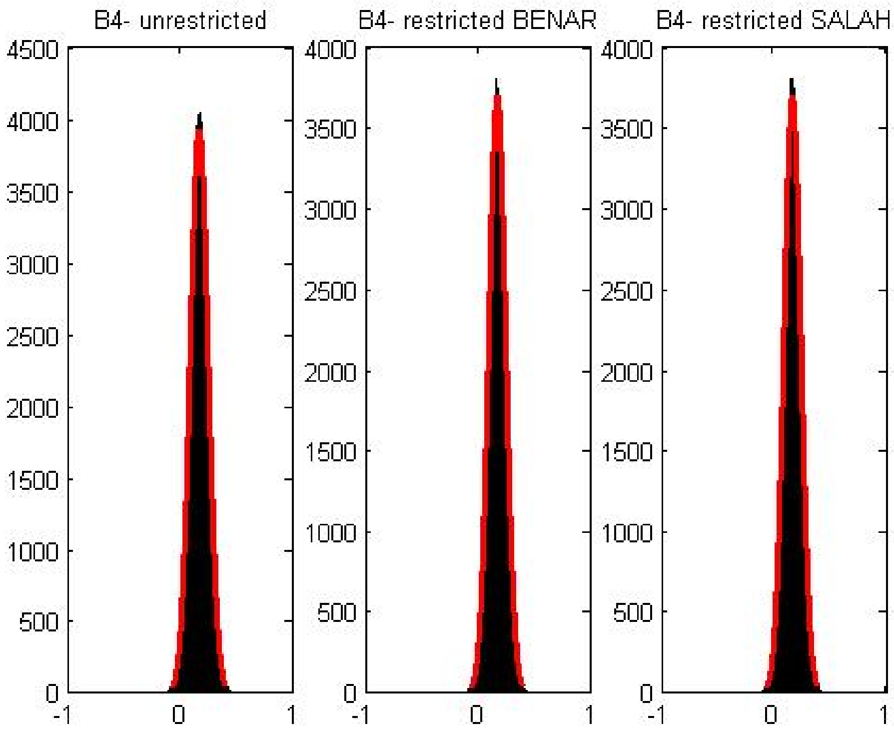
Lampiran 1

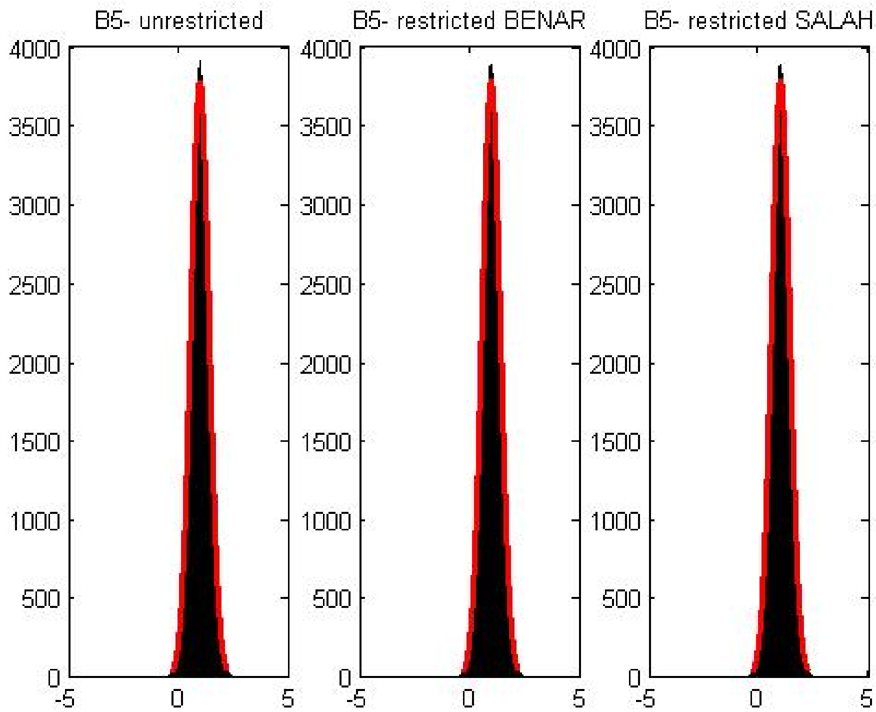
Hasil Simulasi Taksiran Koefieien β




B2- unrestricted
B2- restricted BENAR
B2- restricted SALAH
4000
3500
3000
2500
2000
1500
1000
500
0
-4
-2
0


B3- unrestricted
B3- restricted BENAR
B3- restricted SALAH
4500
4000
3500
3000
2500
2000
1500
1000
500
0
-5
0
5
-2
0
2


B4- unrestricted
B4- restricted BENAR
B4- restricted SALAH


B5- unrestricted
B5- restricted BENAR
B5- restricted SALAH

Lampiran 2
Program MATLAB

```
clear;
clc;
tic;


% Data Permintaan soft drink
A = [81.7    1.78    6.95    1.11    25088
     56.9    2.27    7.32    0.67    26561
     64.1    2.21    6.96    0.83    25510
     65.4    2.15    7.18    0.75    27158
     64.1    2.26    7.46    1.06    27162
     58.1    2.49    7.47    1.10    27583
     61.7    2.52    7.88    1.09    28235
     65.3    2.46    7.88    1.18    29413
     57.8    2.54    7.97    0.88    28713
     63.5    2.72    7.96    1.30    30000
     65.9    2.60    8.09    1.17    30533
     48.3    2.87    8.24    0.94    30373
     55.6    3.00    7.96    0.91    31107
     47.9    3.23    8.34    1.10    31126
     57.0    3.11    8.10    1.50    32506
     51.6    3.11    8.43    1.17    32408
     54.2    3.09    8.72    1.18    33423
     51.7    3.34    8.87    1.37    33904
     55.9    3.31    8.82    1.52    34528
     52.1    3.42    8.59    1.15    36019
     52.5    3.61    8.83    1.39    34807
     44.3    3.55    8.86    1.6     35943
     57.7    3.72    8.97    1.73    37323
     51.6    3.72    9.13    1.35    36682
     53.8    3.7     8.98    1.37    38054
     50.0     3.81   9.25    1.41    36707
     46.3    3.86    9.33    1.62    38411
     46.8    3.99    9.47    1.69    38823
     51.7    3.89    9.49    1.71    38361
     49.9    4.07    9.52    1.69    41593];

 % Transformasi ke dalam fungsi log
A =log(A);
y = A(:,1);
T = length(y);
X = [ones(T,1)  A(:,2:5)];
[T K]= size(X);

% I. SIMULASI SATU KALI
fprintf('I. SIMULASI SATU KALI\n')
% IA. ESTIMASI
fprintf('   A.I. ESTIMASI\n')

%     OLS UNRESTRICTED
          R1       = [0 1 0 0 0
                      0 0 1 0 0
                      0 0 0 1 0
                      0 0 0 0 1];
```

```
          r1       = [0 0 0 0]';
          [J1 K]   = size(R1);

          fprintf('      Penaksir Beta unresricted\n');
          bcap     = inv(X'*X)*X'*y ; %taksir bcap BI.1 -Judge page
199
          fprintf('      bcap1=%6.3f  bcap2=%6.3f  bcap3=%6.3f
bcap4=%6.3f bcap5=%6.3f
\n\n',bcap(1),bcap(2),bcap(3),bcap(4),bcap(5));
          ycap     = X*bcap;
          ecap     = y-ycap;
          fprintf('      Penaksir Varian Error unrestristed\n');
          s2cap    = ecap'*ecap/(T-K); %taksir s2cap BI.2- Judge page
207
          fprintf('      s2cap=%6.3f \n\n',s2cap);
          fprintf('      Penaksir Covarian Beta unrestricted\n');
          covbcap = s2cap*inv(X'*X); %taksir covbcap BI.3
          disp(covbcap);

%     OLS RESTRICTED BENAR
          R2 = [0 1 1 1 1];
          [J2 K] = size(R2);
          r2 = 0;

          fprintf('      Penaksir Beta resricted-benar\n');
          bst = bcap + inv(X'*X)*R2'*inv(R2*inv(X'*X)*R2')*(r2-
R2*bcap);  % taksiran bstar BI.4
          fprintf('      bst1=%6.3f  bst2=%6.3f  bst3=%6.3f
bst4=%6.3f bst5=%6.3f \n\n',bst(1),bst(2),bst(3),bst(4),bst(5));
          ycapst = X*bst;
          ecapst = y - ycapst;

          fprintf('      Penaksir Varian Error restricted-benar\n');
          s2capst=ecapst'*ecapst/(T-K);
          fprintf('      s2capst=%6.3f \n\n',s2capst);
          Mst = eye(K)-inv(X'*X)*R2'*inv(R2*inv(X'*X)*R2')*R2;

          fprintf('      Penaksir Covarian Beta restricted-benar\n');
          covpst = s2capst*Mst*inv(X'*X)*Mst' ; % taksiran covbstra
BI.5
          disp(covpst);


%     OLS RESTRICTED SALAH
          R3 = [0 1 1 1 1];
          r3 =  0.1;

          fprintf('      Penaksir Beta resricted-salah\n');
          bsl = bcap + inv(X'*X)*R3'* inv(R3*inv(X'*X)*R3')*(r3-
R3*bcap); % taksiran bsl BI.6
          fprintf('      bsl1=%6.3f  bsl2=%6.3f  bsl3=%6.3f
bsl4=%6.3f bsl5=%6.3f \n\n',bsl(1),bsl(2),bsl(3),bsl(4),bsl(5));
          ycapsl = X*bsl;
          ecapsl = y - ycapsl;

          fprintf('      Penaksir Varian Error restricted-salah\n');
          s2capsl=ecapsl'*ecapsl/(T-K);
          fprintf('      s2capsl=%6.3f \n\n',s2capsl);
```

```
        Msl = eye(K)-inv(X'*X)*R3'*inv(R3*inv(X'*X)*R3')*R3;

        fprintf('      Penaksir Covarian Beta restricted-salah\n');
        covpsl = s2capsl*Msl*inv(X'*X)*Msl';% taksiran covbstra Bsl
        disp(covpsl);

%IB. PENGUJIAN
fprintf('   B.I. PENGUJIAN \n');
ttabel = 2.0520;
ftabel = 1.92;
fprintf('      t-tabel =%6.3f   f-tabel =%6.3f \n',ttabel,ftabel);

%     OLS UNRESTRICTED
        stdb     = sqrt(diag(covbcap));

        fprintf('      t-test: uji Beta parsial-unrestricted\n');

        t        = bcap./stdb ;  %t test BI.7
        fprintf('      t-bcap1=%6.3f t-bcap2=%6.3f t-bcap3=%6.3f t-
bcap4=%6.3f t-bcap5=%6.3f \n\n',t(1),t(2),t(3),t(4),t(5));
        SSR      = ycap'*ycap- T*(mean(y))^2;
        SST      = y'*y- T*(mean(y))^2 ;
        SSE      = ecap'*ecap;

        fprintf('      R2-Adj unrestricted\n');
        R2adj    = (1-(SSE/(T-K))/(SST/(T-1)))*100;
        fprintf('      R2adj =%7.3f\n',R2adj);

        fprintf('      F-test: unrestricted');
        Fols     = (R1*bcap-r1)'*inv(R1*inv(X'*X)*R1')*(R1*bcap-
r1)/(J1*s2cap); %F test BI. 8
        fprintf('      F-ols =%7.3f\n',Fols);

%     OLS RESTRICTED BENAR
        SSRst   = ycapst'*ycapst- T*(mean(y))^2;
        SSTst   = y'*y- T*(mean(y))^2 ;
        SSEst   = ecapst'*ecapst;

        fprintf('      R2-Adj restricted-Benar\n');
        R2adjst = (1-(SSEst/(T-K))/(SSTst/(T-1)))*100;
        fprintf('      R2adjst =%7.3f\n',R2adjst);
        fprintf('      F-test: restricted-Benar\n');
        Fst     = (R2*bcap-r2)'*inv(R2*inv(X'*X)*R2')*(R2*bcap-
r2)/(J2*s2cap); %test untuk b2 BI.9
        fprintf('      F-st =%7.3f\n',Fst);

%     OLS RESTRICTED SALAH
        SSRsl   = ycapsl'*ycapsl- T*(mean(y))^2;
        SSTsl   = y'*y- T*(mean(y))^2 ;
        Ssesl   = ecapsl'*ecapsl;

        fprintf('      R2-Adj restricted-Salah\n');
        R2adjsl = (1-(Ssesl/(T-K))/(SSTsl/(T-1)))*100;
        fprintf('      R2adjsl =%7.3f\n',R2adjsl);
        fprintf('      F-test: restricted-Salah\n');
        Fsl     = (R3*bcap-r3)'*inv(R3*inv(X'*X)*R3')*(R3*bcap-
r3)/(J2*s2cap); %test untuk b2 BI.9
        fprintf('      F-sl =%7.3f\n\n',Fsl);
```

```
%II. SIMULASI MONTE CARLO
fprintf('II. SIMULASI MONTE CARLO\n\n')

%    PARAMETER POPULASI
               beta = [-4.7978
                       -1.2994
                        0.1868
                        0.1667
                        0.9458];
               s2   =   0.0036;

%   INISIALISASSI
    rep = 10^6;

    bsim = zeros(rep,K);
    s2sim=zeros(rep,1);

    bstsim=zeros(rep,K);
    s2st=zeros(rep,1);

    bslsim=zeros(rep,K);
    s2sl=zeros(rep,1);

    pilih1=zeros(rep,2);
    pilih2=zeros(rep,2);
    pilih3=zeros(rep,2);
    pilih4=zeros(rep,K);

% PROSES SIMULASI
  for i= 1:rep

% ESTIMASI OLS
        ysim      = X*beta + sqrt(s2)*randn(T,1);
        betacap   = inv(X'*X)*X'*ysim;
        ycapsim    = X*betacap;
        ecapsim    = ysim-ycapsim;
        s2capsim   = ecapsim'*ecapsim/(T-K) ;
        bsim(i,:) = betacap';
        s2sim(i,1)=s2capsim ;

% ESTIMASI OLS RESTRICTED BENAR
        betast     = betacap +
inv(X'*X)*R2'*inv(R2*inv(X'*X)*R2')*(r2 - R2*betacap);
        ycapst =X*betast;
        ecapst = ysim-ycapst;
        s2capst=ecapst'*ecapst/(T-K);

        bstsim(i,:)= betast';
        s2st(i,1)=s2capst;

% ESTIMASI OLS RESTRICTED SALAH
       betasl     = betacap + inv(X'*X)*R3'*inv(R3*inv(X'*X)*R3')*(r3
- R3*betacap);
       ycapsl =X*betasl;
       ecapsl = ysim-ycapsl;
       s2capsl=ecapsl'*ecapsl/(T-K);
```

```
        bslsim(i,:)=betasl';
        s2sl(i,1)=s2capsl;

% PENGUJIAN
   FOLS1 = (R1*betacap-r1)'*inv(R1*inv(X'*X)*R1')*(R1*betacap-
r1)/(J1*s2capsim); %F test BI. 8
   FST2  = (R2*betast-r2)'*inv(R2*inv(X'*X)*R2')*(R2*betast-
r2)/(J2*s2capst); %test untuk r2=r3 , F test BI. 9
   FSL3  = (R3*betasl-r3)'*inv(R3*inv(X'*X)*R3')*(R3*betasl-
r3)/(J2*s2capsl); %test F test BI. 6

   covbetacap = s2capsim*inv(X'*X); %taksir covbcap BI.3
   stdbeta = sqrt(diag(covbetacap));
   t = betacap./stdbeta;   %t test BI.7

   pilih1(i,1)=FOLS1;
   pilih2(i,1)=FST2;
   pilih3(i,1)=FSL3;

   pilih1(i,2)=FOLS1>1.92;
   pilih2(i,2)=FST2>1.92;
   pilih3(i,2)=FSL3>1.92;

   for j=1:K
        pilih4(i,j)=abs(t(j))>2.056;
   end;
  end;
fprintf('   Persentase F-test unrestricted yang signifikan\n');
Persing1=sum(pilih1)/rep;
fprintf('      Persentase Ho yang ditolak = %3.0f\n
',Persing1(2)*100);

fprintf('   Persentase F-test restricted-Benar yang signifikan\n');
Persing2=sum(pilih2)/rep;
fprintf('      Persentase Ho yang ditolak = %3.0f\n
',Persing2(2)*100);

fprintf('   Persentase F-test restricted-Salah yang signifikan\n');
Persing3=sum(pilih3)/rep;
fprintf('      Persentase Ho yang ditolak = %3.0f\n
',Persing3(2)*100);

fprintf('   Persentase t-test unrestricted yang signifikan\n');
Persing4=sum(pilih4)/rep;
fprintf('      Persentase Ho yang ditolak beta1 = %3.0f\n
',Persing4(1)*100);
fprintf('      Persentase Ho yang ditolak beta2 = %3.0f\n
',Persing4(2)*100);
fprintf('      Persentase Ho yang ditolak beta3 = %3.0f\n
',Persing4(3)*100);
fprintf('      Persentase Ho yang ditolak beta4 = %3.0f\n
',Persing4(4)*100);
fprintf('      Persentase Ho yang ditolak beta5 = %3.0f\n\n
',Persing4(5)*100);

%Analisis mean beta
fprintf ('   ANALISIS MEAN BETA \n');
fprintf ('      Analisis Mean Beta Unrestricted \n');
```

```
mean_bsim=mean(bsim);
fprintf('      %7.3f    ',mean_bsim(1));
fprintf('      %7.3f    ',mean_bsim(2));
fprintf('      %7.3f    ',mean_bsim(3));
fprintf('      %7.3f    ',mean_bsim(4));
fprintf('      %7.3f\n\n',mean_bsim(5));

fprintf ('      Analisis Mean Beta Restricted Benar \n');
mean_bstsim=mean(bstsim);
fprintf('      %7.3f    ',mean_bstsim(1));
fprintf('      %7.3f    ',mean_bstsim(2));
fprintf('      %7.3f    ',mean_bstsim(3));
fprintf('      %7.3f    ',mean_bstsim(4));
fprintf('      %7.3f\n\n',mean_bstsim(5));

fprintf ('      Analisis Mean Beta Restricted Salah \n');
mean_bslsim=mean(bslsim);
fprintf('      %7.3f    ',mean_bslsim(1));
fprintf('      %7.3f    ',mean_bslsim(2));
fprintf('      %7.3f    ',mean_bslsim(3));
fprintf('      %7.3f    ',mean_bslsim(4));
fprintf('      %7.3f\n\n',mean_bslsim(5));

%Analisa mean varian error
fprintf ('   ANALISIS MEAN VARIAN ERROR\n');
mean_varsim=mean(s2sim);
fprintf('      mean_varsim = %7.4f \n',mean_varsim);
mean_varstsim=mean(s2st);
fprintf('      mean_varstsim = %7.4f \n',mean_varstsim);
mean_varslsim=mean(s2sl);
fprintf('      mean_varslsim = %7.4f \n',mean_varslsim);


subplot(1,3,1), histfit(bsim(:,1));
title('Beta1 -unrestricted');
subplot(1,3,2), histfit(bstsim(:,1));
title('B1- restricted BENAR');
subplot(1,3,3), histfit(bslsim(:,1));
title('B1- restricted SALAH');

subplot(1,3,1), histfit(bsim(:,2));
title('B2- unrestricted');
subplot(1,3,2), histfit(bstsim(:,2));
title('B2- restricted BENAR');
subplot(1,3,3), histfit(bslsim(:,2));
title('B2- restricted SALAH');

subplot(1,3,1), histfit(bsim(:,3));
title('B3- unrestricted');
subplot(1,3,2), histfit(bstsim(:,3));
title('B3- restricted BENAR');
subplot(1,3,3), histfit(bslsim(:,3));
title('B3- restricted SALAH');

subplot(1,3,1), histfit(bsim(:,4));
title('B4- unrestricted');
subplot(1,3,2), histfit(bstsim(:,4));
title('B4- restricted BENAR');
```

```
subplot(1,3,3), histfit(bslsim(:,4));
title('B4- restricted SALAH');

subplot(1,3,1), histfit(bsim(:,5));
title('B5- unrestricted');
subplot(1,3,2), histfit(bstsim(:,5));
title('B5- restricted BENAR');
subplot(1,3,3), histfit(bslsim(:,5));
title('B5- restricted SALAH');

ti=toc;
```

Lampiran 3

Hasil Output Program MATLAB

```
I. SIMULASI SATU KALI
   A.I. ESTIMASI
      Penaksir Beta unresricted
      bcap1=-3.243  bcap2=-1.020  bcap3=-0.583  bcap4= 0.210 bcap5= 0.923

      Penaksir Varian Error unrestristed
      s2cap= 0.004

      Penaksir Covarian Beta unrestricted
   14.0100    0.6359    0.4600    0.1240   -1.5131
    0.6359    0.0571   -0.0587    0.0044   -0.0554
    0.4600   -0.0587    0.3138   -0.0079   -0.1020
    0.1240    0.0044   -0.0079    0.0064   -0.0109
   -1.5131   -0.0554   -0.1020   -0.0109    0.1727

      Penaksir Beta resricted-benar
      bst1=-4.798  bst2=-1.299  bst3= 0.187  bst4= 0.167 bst5= 0.946

      Penaksir Varian Error restricted-benar
      s2capst= 0.004

      Penaksir Covarian Beta restricted-benar
   14.3448    0.5084    1.0330    0.1071   -1.6485
    0.5084    0.0286    0.0300   -0.0005   -0.0581
    1.0330    0.0300    0.0841    0.0059   -0.1200
    0.1071   -0.0005    0.0059    0.0062   -0.0116
   -1.6485   -0.0581   -0.1200   -0.0116    0.1897

      Penaksir Beta resricted-salah
      bsl1=-5.128  bsl2=-1.359  bsl3= 0.350  bsl4= 0.158 bsl5= 0.951

      Penaksir Varian Error restricted-salah
      s2capsl= 0.004

      Penaksir Covarian Beta restricted-salah
   14.9567    0.5301    1.0771    0.1117   -1.7189
    0.5301    0.0298    0.0313   -0.0005   -0.0606
    1.0771    0.0313    0.0877    0.0061   -0.1251
    0.1117   -0.0005    0.0061    0.0064   -0.0121
   -1.7189   -0.0606   -0.1251   -0.0121    0.1978

   B.I. PENGUJIAN
      t-tabel = 2.052   f-tabel = 1.920
      t-test: uji Beta parsial-unrestricted
      t-bcap1=-0.866 t-bcap2=-4.269 t-bcap3=-1.041 t-bcap4= 2.629 t-bcap5= 2.221

      R2-Adj unrestricted
      R2adj = 79.745
      F-test: unrestricted      F-ols = 29.544
      R2-Adj restricted-Benar
      R2adjst = 77.722
      F-test: restricted-Benar
      F-st =  2.497
      R2-Adj restricted-Salah
      R2adjsl = 76.772
      F-test: restricted-Salah
      F-sl =  3.670

II. SIMULASI MONTE CARLO

   Persentase F-test unrestricted yang signifikan
      Persentase Ho yang ditolak = 100
    Persentase F-test restricted-Benar yang signifikan
      Persentase Ho yang ditolak =   0
    Persentase F-test restricted-Salah yang signifikan
      Persentase Ho yang ditolak =   0
```

```
    Persentase t-test unrestricted yang signifikan
      Persentase Ho yang ditolak beta1 =  23
       Persentase Ho yang ditolak beta2 = 100
       Persentase Ho yang ditolak beta3 =   6
       Persentase Ho yang ditolak beta4 =  52
       Persentase Ho yang ditolak beta5 =  59

    ANALISIS MEAN BETA
      Analisis Mean Beta Unrestricted
       -4.791          -1.299           0.186           0.167           0.945

      Analisis Mean Beta Restricted Benar
       -4.793          -1.299           0.187           0.167           0.945

      Analisis Mean Beta Restricted Salah
       -5.123          -1.358           0.351           0.158           0.950

   ANALISIS MEAN VARIAN ERROR
      mean_varsim =  0.0036
      mean_varstsim =  0.0037
      mean_varslsim =  0.0038
>>
```