

# SKALA PRODUKSI : PRODUKTIVITAS DAN TEKNOLOGI

**A. Hery Pratono**  
**Fakultas Ekonomi Universitas Surabaya**

## **Abstract**

*Notwithstanding the accidents and disappointments suffered by countries liberalizing their international financial transaction, the major failure of economic management in the twentieth century still defines the greatest policy challenge for the future: to raise the productive capacity and income. In this papers, I consider how increases in the factors of production (i.e. capital and labour) contribute to increase in output. While I find indications of a constant return to scale occuring in Indonesian economy, the effect of capital account of liberalization is quite fragile. In addition, I highlight that technology does not play enough in driving an enormous increase in the production of goods and services.*

**Kata Kunci:** Skala Produksi, Autokorelasi, Fungsi Produksi, Teknologi.

Menurut teori pertumbuhan neoklasik, negara dengan pertumbuhan angkatan tenaga yang tinggi seperti Indonesia akan cenderung memiliki pertumbuhan produktivitas tenaga kerja yang rendah karena langkanya modal yang dapat dipakai oleh tenaga kerja baru. Namun demikian, berdasarkan kerangka teori yang sama, fenomena *decreasing return to scale* tidak akan terjadi karena globalisasi. Dengan mengalirnya modal asing ke Indonesia maupun migrasi tenaga kerja domestik ke luar negeri telah menyebabkan *increasing return to scale*. Sebaliknya, negara-negara maju yang kekurangan tenaga kerja akan kedatangan tenaga kerja. Hanya beberapa tahun lalu, ketika terjadi aliran modal masuk, beberapa negara Asia termasuk Indonesia dibanggakan sebagai model pertumbuhan

ekonomi dunia yang berhasil. Selama episode aliran modal masuk tersebut, terjadi kelebihan modal sehingga menimbulkan *adverse side effect* (Itto, 1999). Berikutnya, kombinasi antara krisis mata uang dan sektor perbankan telah memperparah kondisi pertumbuhan ekonomi hingga berkurang sebesar 2% akibat rasio investasi yang memburuk (Barro, 2001).

Dari sisi tenaga kerja, Beaudry (2002) membuktikan bahwa pengalaman di negara-negara maju pada 1960-1997 menunjukkan bahwa pengalaman di hubungan antara pertumbuhan tenaga kerja dengan pertumbuhan ekonomi sangat kecil (lihat juga Hamermes, 2002; Freeman dan Shettkat, 2000).

Tulisan ini akan mengkaji tentang fenomena *return to scale* dalam fungsi produksi Cobb-Douglas untuk kasus Indonesia antara 1983 sampai 2000. Asumsi ini sering dipakai dalam beberapa model ekonomi seperti model produksi, distribusi, dan alokasi pendapatan dalam teori klasik (lihat Mankiw, 2002) maupun beberapa model pertumbuhan ekonomi Klasik seperti model Solow maupun Ramsey (lihat Romer, 1999; Barro dan Martin, 1995).

Model Cobb-Douglas merupakan salah satu fungsi produksi yang menjelaskan bagaimana pengaruh modal dan tenaga kerja terhadap GDP. Paul Douglas merupakan senator Amerika Serikat pada 1949-1966. Pada 1927, ketika masih menjadi profesor ekonomi, ia memperhatikan pembagian pendapatan nasional antara modal dan tenaga kerja yang tumbuh hampir dengan tingkat yang sama. Model dasar yang dikembangkan adalah sebagai berikut :

$$Y = F(K, L) = \alpha K^{\beta} L^{\gamma} \quad 1)$$

di mana  $\alpha$  merupakan parameter yang lebih besar dari pada nol dan mengukur produktivitas dari teknologi yang ada (Solow, 1957 dan Griliches, 1963).  $\beta$  merupakan koefisien elastisitas modal (K) sedangkan  $\gamma$  merupakan elastisitas tenaga kerja (L). Fungsi ini dikenal sebagai fungsi produksi Cobb-Douglas.

Asumsi *constant return to scale* tercapai jika  $\beta + \delta = 1$ . Oleh karena itu, perkembangan model-model ekonomi yang menggunakan asumsi *constant return to scale* menuliskan model fungsi produksi Cobb-Douglas sebagai berikut

$$Y = F(K, L) = \alpha K^{\beta} L^{1-\beta} \quad 2)$$

## ESTIMASI PARAMETER

Dalam menguji asumsi *constant return to scale*, kendala pertama yang selalu dihadapi dalam estimasi parameter  $\beta$  dan  $\delta$  adalah pemilihan variabel (*proxy*) K dan L. Proxy variabel Y yang digunakan dalam penelitian ini merupakan GDP riil, K yang merupakan *gross fixed capital formation*, sedangkan L merupakan jumlah angkatan kerja yang bekerja. Data yang digunakan berasal dari The Asian Development Bank (ADB) dengan periode estimasi antara 1983 sampai dengan 2000.

Parameter dari hasil estimasi persamaan Cobb-Douglas ini dengan menggunakan Eviews 3 ditampilkan pada tabel 1. Namun demikian, parameter hasil estimasi tersebut masih belum sepenuhnya diterima meskipun secara statistik menunjukkan derajat kesalahan yang cukup kecil, karena ada beberapa asumsi Klasik yang digunakan dengan menggunakan metode OLS (Ordinary Least Square). Beberapa asumsi Klasik tersebut antara lain normalitas distribusi tingkat kesalahan, non-autokorelasi, homoskedastis, dan tidak ada multicolinearitas sempurna (Thomas, 1985 dan Gujarati, 1995).

**Table 1**

Dependent Variable: LOG(YR)

Method: Least Squares

Date: 09/24/02 Time: 15:08

Sample: 1983 2000

Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.781829	3.303239	-2.355817	0.0325
LOG(IR)	0.714476	0.066205	10.79180	0.0000
LOG(L)	1.093172	0.350989	3.114548	0.0071
R-squared	0.985386	Mean dependent var		12.33459
Adjusted R-squared	0.983438	S.D. dependent var		0.648423
S.E. of regression	0.083449	Akaike info criterion		-1.978157
Sum squared resid	0.104455	Schwarz criterion		-1.829761
Log likelihood	20.80341	F-statistic		505.7120
Durbin-Watson stat	1.298943	Prob(F-statistic)		0.000000

Berikut ini beberapa hasil uji asumsi klasi untuk hasil estimasi pada tabel 1 tersebut.

**(1) Histogram dan Uji Normality**

Untuk melihat apakah hasil estimasi tersebut berdistribusi normal, uji yang digunakan adalah uji statistik Jarque-Bera. Uji statistik ini mengukur perbedaan *skewness* dan *kurtosis* dari estimasi tersebut dari distribusi normal. Angka hasil uji JB ini dihitung dari persamaan berikut:

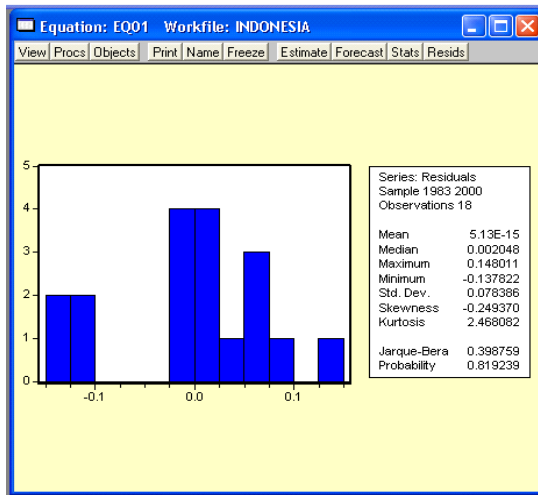
$$JB = \frac{N - k}{6} \left( S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right)$$

Di mana S merupakan skewness, K merupakan kurtosis, dan k menunjukkan jumlah koefisien estimasi yang digunakan untuk mengestimasi model tersebut.

Gambar 1 merupakan sebuah histogram dan statistik deskriptif dari residual, termasuk statistik Jarque-Bera untuk menguji normalitas. Jika

residual berdistribusi normal maka histogram akan berbentuk bell dan statistik Jarque-Bera tidak signifikan. Pengujian dengan evIEWS ini dapat dilakukan untuk metode least squares, two-stage least squares, nonlinear least squares, and binary, ordered, censored, dan count models.

Gambar 1: Hasil Uji Statistik Jarque-Bera



Statistik Jarque-Bera statistic mempunyai distribusi  $\chi^2$  dengan dua derajat kebebasan dengan asumsi hipotesis nol bahwa kesalahan didistribusikan secara normal. Dengan statistik JB sebesar 0.989759 dan probabilitas kesalahan sebesar 81,19% maka hipotesis nol diterima. Dengan kata lain hasil estimasi tersebut didistribusikan secara normal.

## (2) Korelasi Seri dan Autokorelasi

Dalam regresi time series, seperti data yang digunakan dalam estimasi model Cobb Douglas berikut ini, biasanya residual berhubungan dengan nilai periode sebelumnya, yang mengakibatkan penyimpangan terhadap asumsi teori regresi bahwa variabel gangguan (*disturbances*) tidak berhubungan dengan variabel gangguan lainnya. Masalah utama yang muncul akibat adanya korelasi series adalah sebagai berikut:

- Estimator dalam OLS menjadi tidak efisien, sehingga tidak dapat digunakan untuk memprediksi dengan tepat.
- Standard error yang dihitung menggunakan formula OLS salah dan secara umum terlalu rendah (*understated*).
- Jika ada variabel lag di sisi sebelah kanan, estimasi OLS menjadi bias dan tidak konsisten.

Secara umum, bentuk spesifikasi kesalahan tersebut adalah sebagai berikut :

$$y_t = x_t' \beta + u_t$$

$$u_t = z_t' \gamma + \epsilon_t$$

di mana  $x_t$  merupakan sebuah vektor dari variabel-variabel penjelas yang diamati pada periode  $t$ ,  $x_{t-1}$  merupakan vektor variabel-variabel yang diketahui dalam periode sebelumnya.  $\beta$  dan  $\gamma$  merupakan vektor parameter,  $u_t$  merupakan pengganggu (*disturbance term*), dan  $\epsilon_t$  merupakan penemuan dalam gangguan. Gangguan  $u_t$  merupakan *unconditional values* dari  $u$ . Residual ini berdasarkan komponen struktur ( $x_t' \beta$ ) namun tidak digunakan dalam informasi yang terdapat pada  $x_{t-1}$ . Penemuan  $\epsilon_t$  juga dikenal sebagai *one-period-ahead forecast error* atau kesalahan prediksi yang merupakan perbedaan antara nilai aktual dari variabel tidak bebas dan peramalan yang dibuat berdasarkan variabel bebas dan kesalahan peramalan sebelumnya.

Untuk menguji korelasi serial dengan sampel besar digunakan Uji Lagrange Multiplier (LM) karena Durbin-Watson hanya mampu melihat serial korelasi dalam AR(1) errors, sedangkan uji LM dapat digunakan untuk menguji pada tingkat kesalahan ARMA yang lebih besar dan dapat diaplikasikan baik pada variabel lag maupun tidak (Thomas, 1999). Uji ini sangat disarankan jika kemungkinan besar kesalahan terjadi karena autocorrelation.

Alternatif lain adalah kesalahan ARMA(r,q) errors, di mana jumlah lag  $p = \max\{r,q\}$ . Perlu dicatat bahwa alternatif memasukkan proses kesalahan AR(p) dan MA(p) memungkinkan pengujian tersebut lebih kuat mengatasi berbagai struktur autocorrelation. Lihat Godfrey (1988) untuk diskusi selanjutnya.

Berdasarkan hasil uji LM berikut ini (Tabel 2), hasil estimasi dengan model Cobb-Douglas menunjukkan  $\chi^2$  sebesar 8,4 dengan probabilitas kesalahan sebesar 1,4% menyatakan bahwa hipotesis nol ditolak, sehingga dapat dikatakan bahwa ada kecenderungan kuat terjadinya masalah autokorelasi. Akibatnya, estimatornya cenderung menjadi tidak efisien, sehingga tidak dapat digunakan untuk memprediksi dengan tepat. Standard error yang dihitung juga terlalu rendah (*understated*).

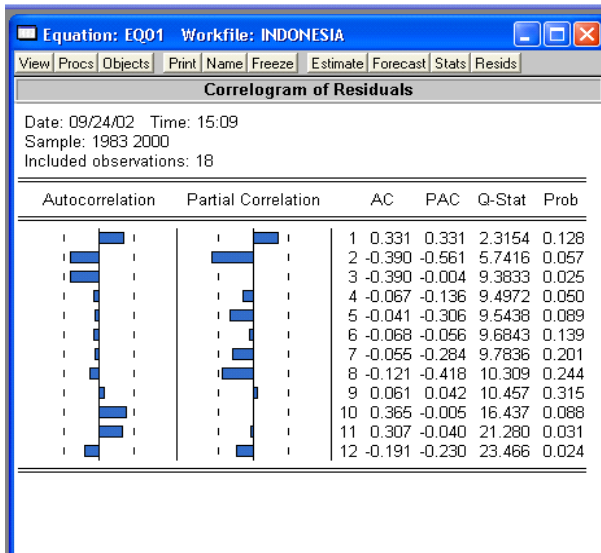
**Table 2**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.700101	Probability	0.016695
Obs*R-squared	8.409915	Probability	0.014921

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/24/02 Time: 15:11

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.945940	2.707443	0.718737	0.4850
LOG(IR)	0.027459	0.053036	0.517740	0.6133
LOG(L)	-0.200610	0.286894	-0.699249	0.4967
RESID(-1)	0.516552	0.215344	2.398726	0.0322
RESID(-2)	-0.759595	0.259042	-2.932321	0.0117
R-squared	0.467218	Mean dependent var	5.09E-15	
Adjusted R-squared	0.303284	S.D. dependent var	0.078386	
S.E. of regression	0.065429	Akaike info criterion	-2.385577	
Sum squared resid	0.055652	Schwarz criterion	-2.138251	
Log likelihood	26.47019	F-statistic	2.850050	
Durbin-Watson stat	2.104251	Prob(F-statistic)	0.067394	



### (3). White's Heteroskedasticity Test

Uji ini untuk menguji heteroskedasticity dalam residual dari regresi least square (White, 1980), termasuk TSLS. Hasil estimasi OLS sebenarnya masih konsisten meskipun ada heteroskedasticity namun *standard error*-nya tidak valid. Jika ada heteroskedasticity, sebaiknya digunakan model weighted least square untuk mendapatkan model yang lebih efisien.

**Table 3**

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	2.018710	Probability	0.151025
Obs*R-squared	6.896712	Probability	0.141448

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares



Date: 09/24/02 Time: 15:11

Sample: 1983 2000

Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.535083	13.11375	-0.574594	0.5754
LOG(IR)	-0.173895	0.122954	-1.414311	0.1808
(LOG(IR))^2	0.007492	0.005656	1.324660	0.2081
LOG(L)	1.448248	2.396598	0.604293	0.5560
(LOG(L))^2	-0.061215	0.106666	-0.573889	0.5758
R-squared	0.383151	Mean dependent var		0.005803
Adjusted R-squared	0.193351	S.D. dependent var		0.007235
S.E. of regression	0.006498	Akaike info criterion		-7.004476
Sum squared resid	0.000549	Schwarz criterion		-6.757150
Log likelihood	68.04028	F-statistic		2.018710
Durbin-Watson stat	2.461655	Prob(F-statistic)		0.151025

White juga menjelaskan bahwa pendekatan ini sebagai uji umum untuk kesalahan spesifikasi model. Hipotesis nol mengasumsikan bahwa kesalahan terjadi pada regressor baik homoskedastic maupun spesifikasi linearnya. Sebaliknya, uji statistik yang tidak signifikan menunjukkan tidak satupun dari ketiga kondisi tersebut terpenuhi. Dengan demikian hasil uji white pada model Cobb-Douglas ini (tabel 3), dengan  $\chi^2$  sebesar 6,89 dan probabilitas kesalahan sebesar 14% menyatakan menerima hipotesis nol bahwa asumsi homoskedasticity terpenuhi.

#### (4). Ramsey's RESET Test

Cobb dan Douglas mengembangkan model produksi yang menganggap bahwa fungsi produksi adalah non-linear yang dibuat menjadi log natural. Untuk melihat apakah estimasi dengan model ini sesuai untuk data Indonesia pada periode pengamatan digunakan uji RESET (Regression Specification Error Test) yang dikembangkan oleh Ramsey (1969). Model regresi linear normal klasik ditunjukkan oleh persamaan berikut ini :

$$y = X\beta + \varepsilon_i$$

di mana disturbance vector dianggap mempunyai distribusi normal multivariate  $N(0, \sigma^2/)$ .

RESET merupakan uji umum untuk tipe spesifikasi kesalahan berikut ini (1) Omitted variables; yaitu ada variabel X yang relevan namun justru tidak dimasukkan. (2) Incorrect functional form; beberapa atau seluruh variabel y maupun C sebaiknya ditransformasikan ke dalam log, kuadrat, dan sebagainya. (3) Hubungan antara X dan variabel kesalahan, yang menyebabkan terjadinya kesalahan resi sebaiknya menggunakan persamaan simultan.

Berdasarkan hasil uji RESET, hasil estimasi dengan menggunakan model Cobb-Douglas ini menolak hipotesis nol sehingga terdapat kesalahan spesifikasi seperti yang dinyatakan oleh Ramsey di atas. Sayangnya, uji ini adalah tidak bisa mendeteksi secara tepat masalah yang sebenarnya.

Ramsey RESET Test:

F-statistic	3.788478	Probability	0.071959
Log likelihood ratio	4.310885	Probability	0.037869

Test Equation:

Dependent Variable: LOG(YR)

Method: Least Squares

Date: 09/24/02 Time: 15:11

Sample: 1983 2000

Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-51.30707	22.56669	-2.273575	0.0393
LOG(IR)	2.997055	1.174292	2.552222	0.0230
LOG(L)	4.520945	1.790333	2.525198	0.0243
FITTED^2	-0.131220	0.067417	-1.946401	0.0720

R-squared	0.988499	Mean dependent var	12.33459
Adjusted R-squared	0.986034	S.D. dependent var	0.648423
S.E. of regression	0.076630	Akaike info criterion	-2.106539
Sum squared resid	0.082209	Schwarz criterion	-1.908679
Log likelihood	22.95885	F-statistic	401.0783
Durbin-Watson stat	1.184208	Prob(F-statistic)	0.000000

## HASIL PERBAIKAN

Karena hasil estimasi parameter dari model Cobb-Dougllass menunjukkan ada masalah autokorelasi sehingga estimatornya menjadi tidak efisien, Standard error yang dihitung menggunakan formula secara umum terlalu rendah (*understated*). Akibatnya, estimator tersebut tidak dapat digunakan untuk memprediksi dengan tepat. Solusi untuk mengatasi masalah autokorelasi pada estimasi model Cobb-Douglas tersebut adalah dengan memasukkan variabel Moving Average (1) pada persamaan tersebut. Dari hasil estimasi tersebut terlihat bahwa variabel MA(1) cukup signifikan dengan derajat kesalahan kurang dari 5% sehingga layak digunakan untuk variabel baru yang bisa menjelaskan masalah autokorelasi. Namun demikian, asumsi Klasik lainnya tentu saja masih perlu diuji.

Dependent Variable: LOG(YR)

Method: Least Squares

Date: 08/21/02 Time: 15:18

Sample: 1983 2000

Included observations: 18

Convergence achieved after 100 iterations

Backcast: 1982

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.074589	3.434516	-1.186365	0.2552
LOG(IR)	0.802548	0.070224	11.42836	0.0000
LOG(L)	0.676960	0.357192	1.895227	0.0789
MA(1)	0.989852	3.43E-05	28823.17	0.0000

R-squared	0.991628	Mean dependent var	12.33459
Adjusted R-squared	0.989834	S.D. dependent var	0.648423
S.E. of regression	0.065377	Akaike info criterion	-2.424160
Sum squared resid	0.059838	Schwarz criterion	-2.226299
Log likelihood	25.81744	F-statistic	552.7678
Durbin-Watson stat	1.825470	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted MA Roots	-.99		

Berdasarkan hasil uji white test, hipotesis null yang mengasumsikan bahwa kesalahan terjadi pada regressor baik homoskedastic maupun spesifikasi linearnya dapat diterima. Dengan kata lain, tidak ada penyimpangan asumsi klasik yaitu heteroskedasticity.

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.805867	Probability	0.543022
Obs*R-squared	3.576448	Probability	0.466350

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 08/22/02 Time: 10:59

Sample: 1983 2000

Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.980575	7.070061	1.270226	0.2263
LOG(IR)	0.029641	0.066289	0.447155	0.6621
(LOG(IR))^2	-0.001414	0.003049	-0.463774	0.6505
LOG(L)	-1.641535	1.292087	-1.270453	0.2262
(LOG(L))^2	0.073755	0.057507	1.282539	0.2221
R-squared	0.198692	Mean dependent var		0.003324
Adjusted R-squared	-0.047865	S.D. dependent var		0.003422
S.E. of regression	0.003503	Akaike info criterion		-8.240059
Sum squared resid	0.000160	Schwarz criterion		-7.992734
Log likelihood	79.16053	F-statistic		0.805867
Durbin-Watson stat	2.071722	Prob(F-statistic)		0.543022

Berdasarkan hasil pengujian LM, hasil perbaikan model Cobb-Douglas ini menerima hipotesis nol. Dengan demikian, asumsi teori regresi bahwa variabel gangguan (*distrurbances*) tidak berhubungan dengan variabel gangguan lainnya dapat diterima.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.368289	Probability	0.699473
Obs*R-squared	0.936690	Probability	0.626038

Test Equation:

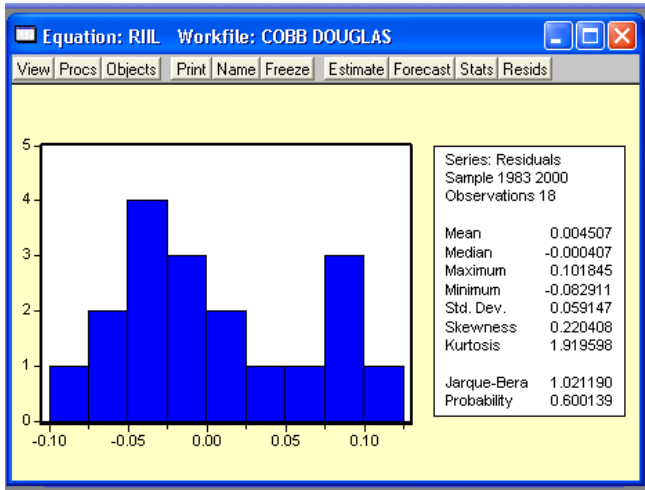
Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 08/22/02 Time: 10:59

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.658744	3.597207	0.183127	0.8578
LOG(IR)	0.009126	0.076633	0.119084	0.9072
LOG(L)	-0.066741	0.375996	-0.177506	0.8621
MA(1)	-9.13E-05	0.000358	-0.255330	0.8028
RESID(-1)	0.058829	0.299331	0.196534	0.8475
RESID(-2)	-0.215035	0.316157	-0.680151	0.5093
R-squared	0.052038	Mean dependent var		0.004507
Adjusted R-squared	-0.342946	S.D. dependent var		0.059147
S.E. of regression	0.068543	Akaike info criterion		-2.261509
Sum squared resid	0.056378	Schwarz criterion		-1.964718
Log likelihood	26.35358	F-statistic		0.131748
Durbin-Watson stat	1.964190	Prob(F-statistic)		0.981988

Hasil perbaikan estimasi Cobb-Douglasi ini juga perlu diuji normalitasnya. Hasilnya menunjukkan bahwa estimasi perbaikan model Cobb-Douglasi ini mempunyai uji statistik JB sebesar 1.02119 dan probabilitas kesalahan sebesar 60% sehingga hipotesis nol diterima. Dengan kata lain hasil estimasi tersebut didistribusikan secara normal, sama seperti sebelum terjadi perbaikan.



Berdasarkan uji RESET, model estimasi perbaikan ini menerima hipotesis nol. Dengan demikian, tidak ada masalah seperti omitted variables, incorrect functional form, dan tidak ada hubungan antara X dan variabel kesalahan. Dengan demikian, tidak ada penyimpangan asumsi Klasik.

Ramsey RESET Test:

F-statistic	0.816856	Probability	0.382544
Log likelihood ratio	1.096919	Probability	0.294943

Test Equation:

Dependent Variable: LOG(YR)

Method: Least Squares

Date: 08/22/02 Time: 11:30

Sample: 1983 2000

Included observations: 18

Convergence achieved after 14 iterations

Backcast: 1982

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.164925	6.588189	-0.176820	0.8624
LOG(IR)	0.387771	0.372833	1.040065	0.3173
LOG(L)	0.564921	0.543093	1.040193	0.3172
FITTED^2	0.019025	0.019493	0.976015	0.3469
MA(1)	0.544861	0.502948	1.083334	0.2983
R-squared	0.992123	Mean dependent var		12.33459
Adjusted R-squared	0.989700	S.D. dependent var		0.648423
S.E. of regression	0.065809	Akaike info criterion		-2.373988
Sum squared resid	0.056301	Schwarz criterion		-2.126663
Log likelihood	26.36590	F-statistic		409.3567
Durbin-Watson stat	2.025610	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted MA Roots	-0.54			

### Wald Test — Coefficient Restrictions

Uji Wald menghitung test statistik dengan mengestimasi regresi tidak terbatas (unrestricted regression) tanpa memerlukan pembatasan koefisien dengan hipotesis nol. Uji ini mengukur seberapa dekat estimasi tidak terbatas (unrestricted estimation) mendekati yang terbatas sebagai asumsi dari hipotesis nol. Jika restriction terbukti benar, maka estimasi tidak terbatas akan mendekati restriksi yang sesuai (Davidson, *et al*, 1993).

Misalnya model regresi nonlinear umum adalah sebagai berikut:

$$y = x(\beta) + \varepsilon$$

di mana  $\beta$  merupakan vektor k dari parameter yang diestimasi. Setiap restriction dari parameter dapat ditulis sebagai

$$H_0: g(\beta)=0$$

Di mana  $g$  merupakan vektor dimensional  $q$  yang datar (a smooth  $q$  imensional vector imposing  $q$  restriction on  $\beta$ ). Uji Wald kemudian dihitung sebagai berikut:

$$W = ng(b)' \left( \frac{\partial g}{\partial \beta} V \frac{\partial g}{\partial \beta'} \right)^{-1} g(b)$$

di mana  $n$  merupakan jumlah observasi dan  $b$  jumlah *unrestricted parameter*.  $V$  merupakan varian yang diestimasi dari  $b$  tertentu dengan

$$V = ns^2 \left( \frac{\partial x \partial x}{\partial \beta \partial \beta'} \right)^{-1}, s^2 = \frac{u'u}{n-k}$$

di mana  $u$  merupakan *unrestricted residuals*.

Secara lebih formal, dalam hipotesis nol, statistik Wald memiliki distribusi  $\chi^2(q)$  di mana  $q$  merupakan jumlah restriksi dalam  $H_0$ .

Wald Test:

Equation: RIIL

Null Hypothesis:  $C(2)+C(3)=1$

F-statistic	2.486045	Probability	0.137182
Chi-square	2.486045	Probability	0.114860

Berdasarkan hasil test Wald di atas, fungsi produksi untuk kasus Indonesia pada 1983 sampai 2000 cenderung menunjukkan fenomena *constant return to scale*.

## PENUTUP

Berdasarkan pengamatan pada periode 1983-2000, skala produksi ekonomi Indonesia termasuk dalam kategori skala return yang tetap (*constant return to scale*). Meskipun berbagai upaya melakukan liberalisasi keuangan maupun tenaga kerja, namun investasi di Indonesia



menjadi tidak lagi menarik karena tambahan *output* yang diterima sama besar dengan tambahan *input*. Globalisasi yang dianggap mampu mendorong pertumbuhan ekonomi tidak lagi bisa diharapkan untuk mendorong pertumbuhan ekonomi. Sebaliknya, era keterbukaan tersebut justru akan mempermudah terjadinya pelarian modal ke luar negeri. Oleh karena itu, pengembangan teknologi terutama dari dalam negeri mutlak sangat diperlukan untuk mendorong pertumbuhan ekonomi lebih lanjut. Sayangnya, peran teknologi sebagai motor pertumbuhan ekonomi Indonesia sangat kecil bahkan tidak signifikan.

## DAFTAR PUSTAKA

- Barro, Robert J. 2001. *Economic Growth in East Asia Before and After the Financial Crisis*. NBER Working Papers No. 8330, June.
- Barro, Robert J. dan Xavier Sala-I-Martin. 1995. *Economic Growth*. McGraw-Hill International Edition.
- Beaudry, Paul dan Fabrice Collard. 2002. *Why Has The Employment-Productivity Trade Off Among Industrialized Countries Been So Strong*. NBER Working Papers No. 8754, February.
- Davidson, Russell, James G. MacKinnon. 1993. *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press.
- Freeman, Richard B., Ronald Schettkat. 2000. *The Role of Wage and Skill Difference in US-German Employment Differences*. NBER Working Papers No. 7474, January.
- Godfrey, L.G. 1988. *Specification Tests in Econometrics*. Cambridge University Press.
- Griliches, Zvi. 1963. The Sources of Measured Productivity Growth: United States Agriculture, 1940-1960. *Journal of Political Economy*, August.

- Gujarati. 1995. *Basic Econometrics*. London : McMillan.
- Hamermesh, Daniel S. 2002. *International Labour Economics*. NBER Working Papers No. 8757, February.
- Itto, Takatoshi. 1999. *Capital Flow in Asia*. NBER Working Papers No. 7134, May.
- Mankiw, Gregory A. 2000. *Macroeconomics*, 3th edition. New York : Worth Publisher.
- Ramsey, J. B. 1969. Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, 31, 350–371.
- Sollow. 1957. Technical Change and the Agregate Production Function. *Review of Economic Statistic*, Vol . 52.
- Romer, David. 2000. *Advanced Macroeconomics*, New York : McGraw-Hill.
- Thomas, R.L. 1985. *Introductory Econometrics: Theory and Aplications*, London : Longman.
- \_\_\_\_\_ 1999. *Modern Econometrics*. London : Macmillan.
- White, Halbert. 1980. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, 817–838.