

**PENDEKATAN KOREKSI KESALAHAN DALAM  
PERSAMAAN SIMULTAN  
STUDI KASUS: PENDAPATAN DAN PENAWARAN UANG  
DI INDONESIA**

**Syamsul Hidayat Pasaribu**  
Alumni Universitas Gadjah Mada

**Samsubar Saleh**  
Universitas Gadjah Mada

**ABSTRACT**

*This paper attempts to introduce and apply the error correction method to estimate the simultaneous-equation models and compares its results with the similar method in the case of single equation model.*

*The empirical results show that the estimations in the case of simultaneous-equation models have the similar conclusions with the case of single equation models since the fitted values of dependent variables in the reduced-form estimations are relatively close to its actual values. On the other hand, they will be quite difference if the fitted values of dependent variables in the reduced-form estimations quite differ from its actual values.*

*The results show that short-run changes in money supply ( $M$ ) and investment ( $I$ ) have significant and positive effects on income ( $Y$ ) while government expenditure ( $G$ ) is insignificant and that about 0,9151% of the discrepancy between the actual and the long-run, or equilibrium, value of  $Y$  is corrected each year by the single equation assumption and 0,8706% by the simultaneous-equation assumption.*

*The results also show that short-run changes in income ( $Y$ ) have significant and positive effects while interest rate ( $R$ ) is insignificant on money supply ( $M$ ) and that about 0,2327% of the discrepancy between the actual and the long-run, or equilibrium, value of  $M$  is corrected each year by the single equation assumption and 0,2346% by the simultaneous-equation assumption.*

**Keywords:** *ordinary least square, two stages least square, error correction method.*

**LATAR BELAKANG**

Model empirik yang baik dalam menjelaskan fenomena ekonomi adalah model yang dibuat sebagai suatu persepsi mengenai fenomena ekonomi aktual dan didasarkan pada teori ekonomika, lolos uji baku dan berbagai uji diagnosis asumsi klasik, tidak mengahadapi

persoalan regresi lancung dan korelasi lancung serta residu regresi yang ditaksir adalah stasioner khususnya untuk analisis data runtun waktu (Insukindro, 1999:3). Lebih lanjut, Insukindro dan Aliman telah melakukan penelitian kriteria pemilihan model empirik yang baik dalam kerangka model persamaan tunggal, dan pada kesimpulan yang mereka

buat, dinyatakan bahwa model yang paling baik adalah model empirik dengan pendekatan koreksi kesalahan atau sering disebut *error correction method* (ECM) (Insukindro dan Aliman, 1999:60).

Akan tetapi model koreksi kesalahan bukannya tidak mempunyai kelemahan. Kelemahan yang paling berbahaya dalam model koreksi kesalahan adalah kemungkinan terjadinya overparameterisasi (Breusch dan Wickens, 1988:194).

Masalah lainnya adalah, pada banyak penelitian, seorang peneliti dihadapkan pada fenomena ekonomi aktual yang saling mempengaruhi antara variabel ekonomi yang satu dengan yang lain dan telah disepakati sebagai suatu teori dalam ekonomika. Hal ini, biasa disebut dalam teori ekonometrika sebagai model persamaan simultan (*simultaneous-equation models*). Berbeda dengan model regresi persamaan tunggal di mana variabel terikat (*dependent variable*) dinyatakan sebagai sebuah fungsi linier dari satu atau lebih variabel bebas (*independent variable*), sehingga hubungan sebab akibat antara variabel terikat dan variabel bebas merupakan hubungan satu arah (variabel bebas merupakan penyebab dan variabel terikat merupakan akibat). Model persamaan simultan merupakan suatu model di mana sejumlah persamaan membentuk suatu sistem persamaan yang menggambarkan ketergantungan diantara berbagai variabel dalam persamaan-persamaan tersebut. Misalnya, variabel terikat ( $Y$ ) tidak hanya merupakan fungsi dari variabel bebas ( $X$ ) atau  $Y = f(X)$  akan tetapi  $X = f(Y)$  (Sprout dan Weaver, 1993:289-302).

Dalam model simultan tidak mungkin menaksir hanya satu persamaan dengan mengabaikan informasi yang ada pada persamaan lainnya, kecuali kalau memang dibuat asumsi khusus, karena kalau metoda penaksiran parameter dengan *ordinary least squares* (OLS) dari setiap persamaan satu per satu diterapkan tanpa memperhatikan kaitannya dengan persamaan-persamaan lain, maka hasil penaksiran

yang diperoleh tidak saja bias tetapi juga tidak konsisten. Artinya jika jumlah sampel ditambah sampai tak terhingga, penaksiran (*estimators*) tidak akan mendekati atau tidak mencerminkan nilai parameter yang sesungguhnya. Bias penaksiran semacam ini dikenal sebagai “bias persamaan simultan” (*simultaneous-equation bias* atau *simultaneity bias*). Adanya bias ini dapat dijelaskan dengan contoh fungsi dari suatu sistem persamaan sebagai berikut:

$$Y_{1i} = \beta_{10} + \beta_{11} X_{1i} + \gamma_{11} X_{2i} + u_{1i} \quad (1)$$

$$X_{1i} = \beta_{20} + \beta_{21} Y_{1i} + \gamma_{21} X_{2i} + u_{2i} \quad (2)$$

dimana  $Y_1$  dan  $X_1$  satu sama lain merupakan variabel dependen (endogen) dan merupakan variabel yang stokastik,  $X_2$  merupakan variabel eksogen,  $u_1$  dan  $u_2$  merupakan variabel gangguan stokastik. Salah satu asumsi penting dari prosedur OLS adalah variabel-variabel bebasnya harus nir-stokastik atau jika stokastik dianggap tidak tergantung pada variabel gangguan ( $u$ ) yang stokastik. Akan tetapi dalam kasus ini, asumsi tersebut tidak dapat dipakai lagi. Hal ini karena  $X_1$  dipengaruhi oleh  $Y_1$  demikian juga sebaliknya, sehingga model di atas hanya dapat diestimasi sebagai model persamaan simultan. Dalam persamaan di atas apabila variabel bebas stokastik  $Y_1$  didistribusi secara bebas terhadap  $u_2$ , maka aplikasi prosedur OLS pada persamaan-persamaan tersebut secara individual akan menghasilkan penaksiran yang tidak konsisten. Hal tersebut dikarenakan bahwa  $Y_1$  tidak bebas dari  $u_2$  atau  $E(Y_1, u_2) \neq 0$ .

Berdasarkan keunggulan-keunggulan dan kelemahan-kelemahan model empirik koreksi kesalahan dan model simultan sebagai mana yang dikemukakan di atas, penelitian ini akan mencoba membuat metode penelitian dengan menggabungkan keunggulan-keunggulan metode empirik koreksi kesalahan dalam penaksiran model persamaan simultan. Sebagai studi kasus, kita akan mencoba membandingkan antara hasil-hasil empirik model koreksi

kesalahan persamaan tunggal dengan model koreksi kesalahan dengan persamaan simultan berdasarkan model empirik tingkat pendapatan dan penawaran uang di Indonesia.

### MODEL DASAR

Untuk menggambarkan bagaimana penerapan metode estimasi empirik model koreksi kesalahan dalam sistem persamaan, terlebih dahulu dibangun sebuah sistem persamaan dasar. Sistem persamaan ini berasal dari model pendapatan pendekatan sintesa Keynesian dan Teori Kuantitas, sementara untuk persamaan penawaran uang berasal dari model umum:

$$Y_t = a_0 + a_1M_t + a_2I_t + a_3G_t + e_{1t} \quad (3)$$

$$M_t = b_0 + b_1Y_t + b_2R_t + e_{2t} \quad (4)$$

dimana:

Y = tingkat pendapatan nasional yang diproksi dari produk domestik bruto (PDB) riil

M = penawaran uang yang diproksi dari M2 riil

I = pengeluaran untuk investasi yang diproksi dari formasi kapital bruto secara riil.

G = tingkat pengeluaran pemerintah riil

R = tingkat suku bunga deposito

a, b = koefisien dan e adalah *error term*

Semua variabel dalam sistem persamaan di atas dalam bentuk logaritma.

Persamaan-persamaan di atas dapat diestimasi dengan metode *ordinary least squares* (OLS) jika estimasi dilakukan secara individual terhadap kedua persamaan tersebut. Persamaan-persamaan tersebut dapat juga diestimasi dengan metode *two stage least squares* (TSLS), jika kedua persamaan tersebut dianggap sebagai persamaan simultan.

### MODEL KOREKSI KESALAHAN PERSAMAAN TUNGGAL

Jika kedua persamaan di atas dianggap sebagai persamaan tunggal, setiap persamaan tersebut dapat diestimasi dengan model statis ataupun model dinamis misalnya pendekatan koreksi kesalahan. Pendekatan koreksi kesalahan merupakan pendekatan yang konsisten dengan konsep kointegrasi atau biasa disebut sebagai *Granger Representation Theorem* (Granger, 1986:215-225; Engle dan Granger, 1987:251-276). Berdasarkan pendekatan Engle dan Granger, model koreksi kesalahan dari kedua model dasar di atas dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1\Delta M_t + c_2\Delta I_t + c_3\Delta G_t + c_4ECT1_t + u_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta M_t = d_0 + d_1\Delta Y_t + d_2\Delta R_t + d_3ECT2_t + u_{2t} \quad (6)$$

dimana:

$\Delta$  = perbedaan pertama (*first difference*)

$$ECT1_t = e_{1t-1} = (Y - a_0 - a_1M - a_2I - a_3G)_{t-1}$$

$$ECT2_t = e_{2t-1} = (M - b_0 - b_1Y - b_2R)_{t-1}$$

Estimasi koefisien koreksi kesalahan atau *error correction term* (ECT), yaitu ECT1 dan ECT2 harus signifikan dan hasil estimasi regresi lolos dari berbagai uji diagnosa atau uji asumsi linier (non autokorelasi, non heteroskedastisitas, dan normalitas). Dalam persamaan regresi (5), variabel  $\Delta M$ ,  $\Delta I$  dan  $\Delta G$  menggambarkan variabel jangka pendek dalam  $Y_t$  sementara ECT1 menggambarkan penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang. Sementara dalam persamaan regresi (6), variabel  $\Delta Y$  dan  $\Delta R$  menggambarkan variabel jangka pendek dalam  $M_t$  sementara ECT2 menggambarkan penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang.

## MODEL KOREKSI KESALAHAN PERSAMAAN SIMULTAN

Kalau dalam pembahasan sebelumnya diasumsikan bahwa persamaan (3) dan (4) adalah persamaan tunggal yang diestimasi secara individual, pada sub pokok bahasan ini, kedua persamaan tersebut bisa juga diasumsikan sebagai persamaan simultan. Oleh karena itu, kedua persamaan tersebut dapat diestimasi dengan metode TSLS.

Tahap-tahap untuk membangun sebuah model dengan pendekatan koreksi kesalahan dalam sistem persamaan di atas dapat dilakukan sebagai berikut:

### Tahap Pertama

Dengan metode substitusi, persamaan (1) dan (2) terlebih dahulu diformulasikan ke dalam persamaan-persamaan bentuk ringkas (*reduced-form equations*), kemudian diestimasi dengan OLS. Persamaan bentuk ringkas adalah persamaan dalam model simultan, di mana variabel dependennya adalah variabel endogen dan variabel-variabel independennya adalah variabel eksogen atau variabel *predetermined* atau variabel yang tidak dijelaskan sekaligus menjelaskan variabel yang sama dalam sistem. Persamaan-persamaan *reduced-form* dari model simultan tersebut adalah:

$$Y_t = f_0 + f_1 I_t + f_2 G_t + f_3 R_t + v_{1t} \quad (7)$$

$$M_t = g_0 + g_1 I_t + g_2 G_t + g_3 R_t + v_{2t} \quad (8)$$

Dari regresi persamaan (7) dan (8) di atas akan diperoleh nilai *fitted values* dari  $Y_t$  dan  $M_t$  yaitu,  $YF_t$  dan  $MF_t$ .

### Tahap Kedua

Dengan metode estimasi TSLS maka persamaan struktural (3) dan (4) dapat diformulasikan dalam bentuk persamaan-persamaan berikut ini:

$$Y_t = a_0 + a_1 MF_t + a_2 I_t + a_3 G_t + v_{3t} \quad (9)$$

$$M_t = b_0 + b_1 YF_t + b_2 R_t + v_{4t} \quad (10)$$

dimana:

$$YF_t = \text{fitted value dari persamaan (7)}$$

$$MF_t = \text{fitted value dari persamaan (8)}$$

$$v_{3t} = a_1 v_{2t} + e_{1t}$$

$$v_{4t} = a_1 v_{1t} + e_{2t}$$

Selanjutnya, dengan mengikuti pendekatan yang dikembangkan oleh Engle dan Granger akan diperoleh model koreksi kesalahan sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = j_0 + j_1 \Delta M_t + j_2 \Delta I_t + j_3 \Delta G_t + j_4 ECT3_t + v_{5t} \quad (11)$$

$$\Delta M_t = k_0 + k_1 \Delta Y_t + k_2 \Delta R_t + k_3 ECT4_t + v_{6t} \quad (12)$$

dimana:

$$ECT3_t = v_{3t-1} = (Y - a_0 - a_1 MF - a_2 I - a_3 G)_{t-1}$$

$$ECT4_t = v_{4t-1} = (M - b_0 - b_1 YF - b_2 R)_{t-1}$$

Seperti halnya pada metode estimasi koreksi kesalahan dengan asumsi persamaan tunggal, maka pada metode estimasi dua langkah koreksi kesalahan ini perlu juga dilakukan berbagai uji diagnosa, yaitu: uji non autokorelasi, non heteroskedastisitas dan uji normalitas.

## AKAR-AKAR UNIT DAN KOINTEGRASI

Prosedur estimasi model koreksi kesalahan baik asumsi persamaan tunggal maupun persamaan simultan dimulai dengan menguji akar-akar unit (*unit roots test*) dan kointegrasi variabel-variabel yang digunakan. Pengujian ini diperlukan untuk melihat apakah data yang digunakan stasioner (*non-stochastic*) atau tidak stasioner (yang berarti mempunyai akar unit atau mempunyai *stochastic trend*).

Estimasi yang menggunakan data yang tidak stasioner akan menyebabkan timbulnya super konsistensi. Disamping itu, distribusi parameter hasil estimasi bukan lagi distribusi yang kita kenal ( $t$  dan  $F$ ). Dengan demikian inferensi tidak bisa dilakukan dengan metode klasik seperti biasa yang kita lakukan (Maddala, 1992:581-582). Karena itu konsep stasioneritas dan kointegrasi sangat penting untuk keabsahan secara statistik persamaan-persamaan di atas.

Perkembangan data runtun waktu dalam ilmu ekonometri baru-baru ini menunjukkan bahwa kebanyakan variabel-variabel runtun waktu kelihatannya tidak stasioner,  $X_t \sim I(1)$ . Granger (1986:215-225) serta Engle dan Granger (1987:251-276) mendefenisikan data runtun waktu yang tidak stasioner akan berintegrasi pada tingkat  $d$  jika variabel tersebut mencapai stasioner setelah didifrensiasi sebanyak  $d$  kali  $X_t \sim I(d)$ . Jika variabel yang diamati tidak stasioner maka estimasi yang diperoleh dengan model tersebut akan menghasilkan nilai yang tidak tepat sehingga inferensi juga tidak tepat.

Secara statistik, sebuah data runtun waktu dikatakan stasioner jika rata-rata, *varian* dan *covarian* dari variabel-variabel tersebut seluruhnya tidak dipengaruhi oleh waktu, karena itu  $X_t \sim I(0)$ . Jika ada dua variabel, misalnya  $X_t$  dan  $Y_t$  berintegrasi pada derajat pertama  $\sim I(1)$ , Engle dan Granger telah menunjukkan bahwa jika kombinasi linier  $Z_t = X_t - \Delta Y_t$  berada dalam hasil persamaan tersebut, di mana  $Z_t \sim I(d-b)$  dan  $b > 0$ . Karena itu  $X_t$  dan  $Y_t$  dapat dikatakan berkointegrasi. Sebaliknya jika kedua variabel tersebut  $\sim I(1)$ , dapat dikatakan tidak berkointegrasi, penggunaan OLS akan memberikan kesimpulan yang lancung dan tidak valid.

Karena itu, sangat ditekankan untuk menguji akar-akar unit pertama sekali dan kemudian langsung dilanjutkan dengan menguji kointegrasi sebelum dilakukan estimasi. Untuk menguji akar-akar unit dapat dilakukan dengan tipe *Augmented Dickey-Fuller* (ADF)

(1979:427-431, 1981:1057-1072), yang dapat diformulasikan sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 T + \sum_{j=1}^{\rho} \gamma_j \Delta Y_{t-1} + e_t \quad \dots (13)$$

dimana  $Y$  adalah variabel yang diamati,  $T$  adalah trend,  $\rho$  adalah jumlah lag variabel dependen dan  $\varepsilon$  adalah *error term*, digunakan untuk menguji hipotesa sebagai berikut,  $h_0$ : non stasioner dan  $h_a$ : stasioner.

Sedangkan uji kointegrasi persamaan struktural baik dengan asumsi persamaan tunggal ataupun persamaan simultan, dilakukan dengan metode kointegrasi berdasarkan residual yang kemudian mengadopsi pengujian akar-akar unit dari Dickey dan Fuller, sehingga dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\Delta U_t = \beta_0 + \beta_1 U_{t-1} + \beta_2 T + \sum_{j=1}^{\rho} \gamma_j \Delta U_{t-1} + e_t \quad \dots (14)$$

dimana  $U$  adalah residual dari persamaan struktural kointegrasi, yaitu persamaan (3) dan (4) untuk asumsi persamaan tunggal dan persamaan (9) dan (10) untuk asumsi persamaan simultan,  $\rho$  adalah jumlah lag variabel dependen dan  $\varepsilon$  adalah *error term*, digunakan untuk menguji hipotesa  $h_0$ : non kointegrasi sementara  $h_a$ : kointegrasi.

Keputusan untuk menolak  $h_0$  untuk uji akar-akar unit dan kointegrasi adalah jika nilai  $t$ -statistik ADF dari  $\alpha_1$  dan  $\beta_1$  lebih besar dari  $t$ -tabel McKinnon.

Metode alternatif yang dapat digunakan untuk pengujian kointegrasi adalah pengujian *Cointegrating Regression Durbin-Watson* (CRDW) yang dikemukakan pertama kali oleh Sargan dan Bhargava (1983:153-174). Hasil-hasil empirik dari pengujian akar-akar unit dan kointegrasi dapat dijelaskan dalam tabel 1 dan tabel 2.

Hasil estimasi yang tersaji pada Tabel 1 menjelaskan bahwa seluruh variabel tidak

stasioner. Variabel pendapatan (Y), penawaran uang (M), pengeluaran pemerintah (G) dan suku bunga (R) akan stasioner pada perbedaan pertama  $\sim I(1)$ , sementara variabel investasi (I) belum stasioner pada perbedaan pertama.

**Tabel 1.** Hasil Uji Akar-akar Unit

Variabel	ADF	ADF Perbedaan pertama
Y	-2,5251	-4,6792
M	-3,2248	-3,8283
I	-1,4931	-2,9625
G	-1,6147	-4,1448
R	-2,5355	-3,7144

**Tabel 2.** Hasil Uji Kointegrasi

Persamaan	ADF	CRDW
(3)	-3,9305	1,608718
(4)	-1,7845	0,635926
(9)	-3,7272	1,533007
(10)	-1,7888	0,636602

Hasil pengujian kointegrasi dengan metode ADF sebagaimana yang tersaji pada Tabel 2

**Tabel 3.** Hasil Estimasi Regresi Kointegrasi Asumsi Persamaan Tunggal

Variabel Bebas	Variabel Terikat			
	Y	t-stat	M	t-stat
Konstanta	2,8571 (0,0929)	30,7461	-5,1073 (0,2293)	-22,2753
M	0,3018 (0,0554)	5,4481		
I	0,1907 (0,1122)	1,7000		
G	0,3959 (0,0946)	4,1851		
Y			1,2756 (0,0181)	70,5825
R			0,2378 (0,0611)	3,8925
$R^2$	0,9988		0,9955	
Adjusted $R^2$	0,9986		0,9951	
SER	0,0571		0,1400	
F-stat	6353,52		2639,54	
DW-stat	1,6087		0,6359	

Keterangan: dalam kurung adalah standard error

menjelaskan bahwa variabel-variabel pada persamaan (3) dan (9) adalah berkointegrasi sementara variabel-variabel pada persamaan (2) dan (10) tidak berkointegrasi. Sementara dengan metode pengujian kointegrasi CRDW semua variabel yang ada dalam persamaan-persamaan di atas, baik dengan asumsi persamaan tunggal maupun asumsi persamaan simultan adalah berkointegrasi.

## HASIL EMPIRIK

Sejauh ini pembentukan model empirik dengan asumsi persamaan tunggal atau persamaan simultan dan tahap-tahap metode estimasi juga telah dijelaskan pada sub bahasan sebelumnya. Pada bagian di bawah ini, akan dijelaskan hasil empirik estimasi pendapatan dan penawaran uang dengan studi kasus Indonesia untuk periode estimasi selama kurun waktu 1970-1996. Data yang digunakan berasal dari *International Financial Statistics* (IFS).

Tabel 3 menjelaskan hasil empirik regresi persamaan (3) dan persamaan (4), yang merupakan persamaan kointegrasi pendapatan dan penawaran uang dengan asumsi persamaan

tunggal. Kedua persamaan tersebut diestimasi dengan metode OLS. Sementara Tabel 4 menjelaskan hasil empirik estimasi persamaan-persamaan *reduced-form*.

**Tabel 4.** Hasil Estimasi Regresi *Reduced-Form*

Variabel Bebas	Variabel Terikat			
	Y	t-stat	M	t-stat
Konstanta	2,4355 (0,2015)	12,0868	-1,5979 (0,4682)	-3,4125
I	0,5340 (0,1428)	3,7393	1,0270 (0,3318)	3,0949
G	0,3789 (0,1690)	2,2419	0,0726 (0,3927)	0,1849
R	0,0548 (0,0462)	1,1859	0,2394 (0,1074)	2,2288
R <sup>2</sup>	0,9974		0,9916	
Adjusted R <sup>2</sup>	0,9971		0,9905	
SER	0,0838		0,1948	
F-stat	2939,35		905,37	
DW-stat	1,0176		0,4421	

*Keterangan:* dalam kurung adalah standard error

Dalam Tabel 5 disajikan hasil empirik regresi persamaan (9) dan persamaan (10), yang merupakan persamaan kointegrasi pendapatan dan penawaran uang dengan asumsi persamaan simultan. Kedua persamaan tersebut diestimasi dengan metode TSLS. Perlu diketahui bahwa *standard error* dari regresi persamaan pendapatan dan penawaran uang sebagaimana yang dijelaskan dengan tanda “( )” dalam Tabel 5 bukanlah *standard error* yang sebenarnya sehingga perlu dilakukan koreksi (Gujarati, 1995:705). Hasil koreksi *standard error* dari estimasi regresi persamaan tersebut adalah nilai dalam tanda “(( ))”.

Selanjutnya akan ditaksir model koreksi kesalahan dengan asumsi persamaan tunggal dan persamaan simultan. Hasil empirik yang diperoleh dari kedua metode estimasi tersebut tersaji pada Tabel 6 dan Tabel 7.

Hasil empirik model estimasi koreksi kesalahan untuk model pendapatan dan

penawaran uang sebagaimana yang disajikan dalam Tabel 6 dan Tabel 7 telah lolos dari berbagai asumsi klasik (non autokorelasi, non heteroskedastisitas dan normalitas).

Dari hasil empirik tersebut diperoleh nilai ECT1 untuk persamaan pendapatan dengan asumsi persamaan tunggal sebesar 0,9151 tidak berbeda jauh dengan nilai koefisien ECT3 untuk persamaan pendapatan dengan asumsi persamaan simultan yaitu: 0,8706. Kedua estimasi variabel tersebut adalah signifikan secara t-statistik biasa. Perbedaan antara kedua koefisien tersebut secara absolut hanya 0,0445 atau 4,9%.

Demikian juga halnya dengan koefisien ECT2 untuk persamaan penawaran uang dengan asumsi persamaan tunggal diperoleh nilai 0,2327 sementara dengan asumsi persamaan simultan atau ECT4 diperoleh nilai 0,2346. Perbedaan antara kedua koefisien tersebut secara absolut adalah 0,0019 atau sekitar 0,8%

**Tabel 5.** Hasil Estimasi Regresi Kointegrasi Asumsi Persamaan Simultan

Variabel Bebas	Variabel Terikat			
	Y	t-stat	M	t-stat
Konstanta	2,8014 (0,1913) ((0,1350))	14,6442 20,7502	-5,0962 (0,3199) ((0,2295))	-15,9321 -22,2087
MF	0,2290 (0,1931) ((0,1363))	1,1859 1,6803		
I	0,2988 (0,3079) ((0,2173))	0,9707 1,3754		
G	0,3623 (0,1608) ((0,1135))	2,2526 3,1918		
YF			1,2744 (0,0252) ((0,0181))	50,5147 70,4156
R			0,2385 (0,0852) ((0,0611))	2,8007 3,9041
R <sup>2</sup>	0,9974	0,9987	0,9912	0,9955
R <sup>2</sup> Adjusted	0,9971	0,9985	0,9905	0,9951
SER	0,0838	0,0592	0,1951	0,1400
F-stat	2939,35	5901,52	1352,33	2627,75
DW-stat	1,0176	1,5330	0,4044	0,6366

*Keterangan:* dalam kurung adalah standard error

Dapat dilihat bahwa beda koefisien ECT yang terjadi antara kedua metode estimasi koreksi kesalahan di atas ternyata lebih kecil pada persamaan penawaran uang dibandingkan dengan persamaan pendapatan. Hal ini disebabkan tingkat R<sup>2</sup> dalam persamaan *reduced-form* pendapatan lebih besar bila dibandingkan dengan tingkat R<sup>2</sup> pada persamaan penawaran uang. Karena itu nilai *fitted value* dari Y (YF) hampir sama dengan nilai Y aktual sementara nilai *fitted value* dari M (MF) lebih berbeda dari nilai M aktual.

Selain itu *standard error* regresi koreksi kesalahan penawaran uang asumsi simultan di mana YF dimasukkan lebih kecil dibandingkan dengan *standard error* regresi persamaan tunggalnya, sehingga nilai t-statistik ECT4 lebih besar dibandingkan dengan nilai t-statistik

ECT2. Sementara *standard error* regresi koreksi kesalahan pendapatan asumsi simultan di mana MF dimasukkan lebih besar bila dibandingkan dengan *standard error* regresi persamaan tunggalnya.

Dengan demikian perbedaan koefisien ECT persamaan koreksi kesalahan penawaran uang yang berasal dari lag pertama residual kointegrasi, antara asumsi persamaan tunggal dengan persamaan simultan akan lebih kecil bedanya dibandingkan dengan koefisien ECT persamaan koreksi kesalahan pendapatan yang berasal dari lag pertama residual kointegrasi, antara asumsi persamaan tunggal dan persamaan simultan sebagaimana yang dijelaskan sebelumnya.

**Tabel 6.** Hasil Estimasi Model Koreksi Kesalahan Asumsi Persamaan Tunggal

Variabel Bebas	Variabel Terikat			
	$\Delta Y$	t-stat	$\Delta M$	t-stat
Konstanta	0,0025 (0,0323)	0,0766	0,1153 (0,0347)	3,3196
$\Delta M$	0,3706 (0,1504)	2,4638		
$\Delta I$	0,2961 (0,0972)	3,0452		
$\Delta G$	0,1433 (0,0993)	1,4435		
ECT1	-0,9151 (0,1837)	-4,9823		
$\Delta Y$			0,7351 (0,1645)	4,4691
$\Delta R$			-0,0234 (0,0488)	-0,4788
ECT2			-0,2327 (0,1170)	-1,9894
$R^2$	0,7799		0,4881	
Adjusted $R^2$	0,7379		0,4183	
SER	0,0482		0,0628	
F-stat	18,5987		6,9920	
DW-stat	1,4211		1,1405	
Uji Diagnosis:				
-Autokorelasi				
- $X^2(3)$	5,8451		4,4405	
- F-stat(3,23)	1,7401		1,3044	
-Heteroskedastisitas				
- $X^2(2)$	1,2108		0,5032	
- F-stat(2,24)	2,4815		1,0976	
-Normalitas				
- JB-stat	0,2749		2,1083	

Keterangan: dalam kurung adalah *standard error*

**Tabel 7.** Hasil Estimasi Model Koreksi Kesalahan Asumsi Persamaan Simultan

Variabel Bebas	Variabel Terikat			
	$\Delta Y$	t-stat	$\Delta M$	t-stat
Konstanta	-0,0036 (0,0345)	-0,1036	0,1153 (0,0345)	3,3396
$\Delta M$	0,3693 (0,1600)	2,3081		
$\Delta I$	0,3254 (0,1051)	3,0964		
$\Delta G$	0,1376 (0,1057)	1,3024		
ECT3	-0,8706 (0,1972)	-4,4146		
$\Delta Y$			0,7349 (0,1634)	4,4979
$\Delta R$			-0,0231 (0,0486)	-0,4783
ECT4			-0,2346 (0,1162)	-2,0192
$R^2$	0,7509		0,4904	
Adjusted $R^2$	0,7034		0,4210	
SER	0,0512		0,0627	
F-stat	15,8222		7,0581	
DW-stat	1,3499		1,1424	
Uji Diagnosis:				
-Autokorelasi				
- $X^2(3)$	6,9836		4,4508	
- F-stat(3,23)	2,2034		1,3081	
-Heteroskedastisitas				
- $X^2(2)$	1,2058		1,1235	
- F-stat(2,24)	0,5555		0,5157	
-Normalitas				
- JB-stat	0,5962		2,0733	

*Keterangan:* dalam kurung standard error

Dalam jangka pendek dengan asumsi persamaan tunggal, perubahan tingkat penawaran uang ( $\Delta M$ ) dan investasi ( $\Delta I$ ) berpengaruh secara signifikan terhadap perubahan tingkat pendapatan ( $\Delta Y$ ) dengan koefisien jangka pendek masing-masing 0,3706 dan 0,2961 sementara tingkat perubahan pengeluaran pemerintah ( $\Delta G$ ) tidak berpengaruh secara signifikan. Di lain pihak, dengan asumsi persamaan simultan, perubahan

tingkat penawaran uang ( $\Delta M$ ) dan investasi ( $\Delta I$ ) juga berpengaruh secara signifikan dengan koefisien jangka pendek masing-masing 0,3693 dan 0,3254 sementara perubahan pengeluaran pemerintah ( $\Delta G$ ) juga tidak signifikan. Nilai koefisien ECT1 untuk persamaan pendapatan (Y) dengan asumsi persamaan tunggal adalah 0,9151 yang berarti 0,9151% nilai aktual Y dikoreksi setiap tahunnya agar Y mencapai keseimbangan atau

ekuilibrium. Sementara untuk persamaan pendapatan dengan asumsi persamaan simultan adalah 0,8706%. Oleh karena itu kecepatan penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang pada persamaan pendapatan dengan asumsi persamaan tunggal lebih besar dari kecepatan penyesuaian dengan asumsi persamaan simultan.

Dalam jangka pendek, baik dengan asumsi persamaan tunggal maupun persamaan simultan, hanya perubahan tingkat pendapatan ( $\Delta Y$ ) yang berpengaruh secara signifikan terhadap tingkat penawaran uang ( $\Delta M$ ) dengan koefisien jangka pendek masing-masing 0,7351 untuk asumsi persamaan tunggal dan 0,7349 untuk asumsi persamaan simultan, sementara perubahan suku bunga ( $\Delta R$ ) ternyata tidak berpengaruh secara signifikan. Nilai koefisien ECT2 untuk persamaan penawaran uang (M) dengan asumsi persamaan tunggal sebesar 0,2327 yang berarti 0,2327% nilai aktual M dikoreksi setiap tahunnya agar M mencapai keseimbangan atau ekuilibrium, sementara dengan asumsi persamaan simultan adalah 0,2346%. Oleh karena itu kecepatan penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang pada persamaan penawaran uang dengan asumsi persamaan tunggal lebih kecil dibandingkan asumsi persamaan simultan.

Dari hasil-hasil empirik di atas dapat diketahui bahwa dalam estimasi pendapatan dan penawaran uang memang terjadi efek yang saling mempengaruhi. Hal ini mengindikasikan bahwa pendapatan dipengaruhi oleh penawaran uang demikian juga sebaliknya bahwa penawaran uang dipengaruhi pendapatan. Hal ini sesuai dengan teori dalam ilmu ekonomi. Meskipun demikian kecepatan penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang antara kedua variabel ini tidak sama di mana kecepatan penyesuaian menuju keseimbangan pada variabel pendapatan lebih besar dibandingkan dengan kecepatan penyesuaian pada variabel penawaran uang.

Implikasi dari hal tersebut adalah bahwa kebijakan moneter lebih cepat reaksinya

terhadap kesimbangan pendapatan dibandingkan dengan kebijakan fiskal.

## KESIMPULAN

Untuk melakukan estimasi terhadap model simultan dengan pendekatan koreksi kesalahan hal yang paling diperhatikan adalah tingkat perbedaan antara nilai variabel dependen (Y aktual ataupun M aktual) dengan nilai YF dan MF (*fitted value* dari hasil regresi persamaan *reduced-form*). Jika nilai variabel dependen hasil regresi ini mendekati nilai aktualnya maka, semakin baik estimasi model koreksi kesalahan yang dilakukan. Oleh karena itu, sangat perlu diperhatikan seberapa besar kemampuan *fitted value* dari persamaan *reduced-form* sebagai pengganti nilai aktualnya.

Dengan menggunakan lag pertama residual persamaan kointegrasi yang diestimasi dengan TSLS sebagai variabel koreksi kesalahan atau *error correction term* (ECT), maka diperoleh hasil empirik koreksi kesalahan yang lebih valid jika dibandingkan lag pertama residual persamaan kointegrasi yang diestimasi dengan OLS.

ECT persamaan pendapatan pada kasus persamaan tunggal ternyata lebih besar dan lebih signifikan dibandingkan dengan ECT pada persamaan pendapatan kasus persamaan simultan. Di lain pihak ECT persamaan penawaran uang kasus persamaan tunggal ternyata lebih kecil dan kurang signifikan dibandingkan dengan ECT penawaran uang dengan asumsi persamaan simultan.

## DAFTAR PUSTAKA

- Wickens, M.R., dan T.R. Breusch, 1988, "Dynamic Specification, the Long-Run and the Estimation of Transformed Regression Models", *Economic Journal*, Vol. 98:189-205.
- Insukindro, 1999, "Pemilihan Model Ekonomi Empirik dengan Pendekatan Koreksi

- Kesalahan”, *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, Vol. 14, No. 1:1-8.
- Insukindro dan Aliman, 1999. “Pemilihan dan Bentuk Fungsi Empirik: Studi Kasus Permintaan Uang Kartal Riil di Indonesia”, *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, Vol. 14, No. 4:49-61.
- Dickey, D.A dan W.A. Fuller, 1979. “Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74:427-431.
- \_\_\_\_\_. 1981. “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, Vol. 49:1057-1072.
- Engle, R.F dan C.W.J. Granger, 1987. “Cointegration and Error Correction, Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, No. 2:251-276.
- Granger, C.W.J., 1986. “Developments in the Study of Co-integrated Economic Variables”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48:215-226.
- Gujarati, Damor N., 1995. “*Basic Econometrics*”, International edition, McGraw-Hill Book Co.
- Maddala, G.S., 1992, “*Introduction to Econometrics*”, 2<sup>nd</sup> Edition, McGraw-Hill Book Company.
- Sargan J.D dan A.S Bhargava, 1983. “Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by Gaussian Random Walk”, *Econometrica*, Vol. 51:153-174.
- Sprout, Ronald V.A dan James H. Weaver, 1993. “Export and Economic Growth in a Simultaneous Equation Model”, *The Journal of Development Areas*, Vol. 27:289-302.