

**REGRESI LINIER LANCUNG DALAM
ANALISIS EKONOMI: SUATU TINJAUAN DENGAN
SATU STUDI KASUS DI INDONESIA**

Insukindro

ABSTRACT

Sejak pertengahan tahun 1970-an, permasalahan regresi lancung (spurious regression) telah kembali menjadi sorotan para pakar ekonometrika. Ciri utama adanya regresi lancung (semrawut) ini ditunjukkan oleh tidak diamatinya perilaku data melalui uji stasioneritas, misalnya, dan oleh apa yang disebut "sindrom R^2 ". Yang disebut terakhir ini sering membuat pengamat terkecoh oleh nilai koefisien determinasi yang begitu meyakinkan tetapi kurang memperhatikan uji diagnostik regresi tersebut, khususnya uji otokorelasi. Akibatnya koefisien regresi penaksir tidak efisien, prediksi akan bias dan uji baku statistik menjadi tidak sah.

Tulisan ini bermaksud mengetengahkan beberapa kemungkinan terjadinya regresi lancung dan cara pencegahannya. Dalam tulisan ini untuk mendukung maksud ini digunakan satu studi kasus impor barang di Indonesia.

Hasil studi menunjukkan bahwa data yang digunakan dalam studi empiris tidak stasioner dan perlu dideferensi pertama untuk memperoleh data yang stasioner. Di samping itu untuk mencegah adanya regresi lancung, pem-bentukan model dinamis memang merupakan langkah yang perlu dilakukan. Selanjutnya dengan memperhatikan perilaku data nampaknya model koreksi kesalahan (error correction model) dapat dipakai sebagai salah satu model dinamis impor barang di Indonesia.

Pendahuluan

Penggunaan regresi linier dalam analisis ekonomi telah demikian luas dan bahkan telah mencakup hampir semua bidang studi ekonomi. Manfaat yang diperoleh tentu saja tidak diragukan lagi terutama bila ingin diketahui hubungan sebab akibat seperti yang diharapkan oleh teori ekonomi, uji hipotesa dan peramalan. Namun demikian dalam pelaksanaannya tidak jarang dijumpai adanya ketimpangan dan kegagalan sebagai akibat terlupakannya anggapan dasar alat analisis tersebut.

Misalnya saja pengabaian terhadap anggapan *stasionaritas* (stationarity) yang merupakan dasar berpijaknya eko-nometrika.

Di sisi lain banyak pengamat yang terlena oleh apa yang disebut "sindrom R^2 " (Maddala, 1988, hal. 191). Dalam hal yang disebut terakhir, peneliti sering terkecoh oleh nilai R^2 yang begitu meyakinkan dan kurang tanggap akan uji diagnostik (diagnostic test) dari alat analisis yang sedang mereka pakai. Memang harus diakui bahwa R^2 atau \bar{R}^2 yang tinggi untuk suatu model merupakan sesuatu yang diharapkan, sebab dia dapat menjadi salah satu kriteria dipilihnya suatu persamaan regresi. Namun demikian dia bukan merupakan prasyarat untuk mengamati baik atau tidaknya perumusan suatu model (untuk diskusi lebih lanjut mengenai hal ini, lihat misalnya: Kennedy, 1985; Domowitz dan Elbadawi, 1987; Maddala, 1988 dan Harvey, 1990). Pengabaian terhadap anggapan stasionaritas dan adanya sindrom tersebut di atas dapat menyebabkan terjadinya *regresi lancung atau regresi semrawut atau spurious regression* (Granger dan Newbold, 1974, 1977 dan Phillips, 1986).

Tulisan ini bermaksud mengetengahkan suatu tinjauan mengenai kemungkinan terjadinya regresi linier lancung dan beberapa cara untuk mencegahnya dengan sebuah studi kasus di Indonesia. Berkaitan dengan itu, dalam makalah ini pertama kali akan dibahas kemungkinan terjadinya regresi linier lancung, kemudian dilanjutkan dengan studi empirik dan beberapa cara serta pendekatan untuk menghindari adanya regresi linier lancung, serta akhirnya ditarik beberapa kesimpulan.

Regresi Linier Lancung: Selayang Pandang

Persoalan regresi lancung lebih menjadi perhatian pakar ekonometrika sejak terbitnya tulisan Granger dan Newbold tahun 1974 dan kemudian dikembangkan dalam tulisan mereka tahun 1977 serta dibahas lebih mendalam oleh Phillips (1986). Tulisan Granger dan Newbold (1974) barangkali dapat dipandang sebagai titik awal pembahasan regresi lancung dalam analisis runtut waktu (time series). Menurut Granger dan Newbold, indikasi pertama adanya regresi lancung ditunjukkan oleh tingginya nilai R^2 yang disertai oleh rendahnya nilai statistik Durbin-Watson (DW). Misalnya saja, dalam suatu regresi linier dihasilkan $R^2 = 0.99$, sedangkan nilai

statistik $DW = 0.25$. Hasil ini memberi peringatan bahwa regresi linier kita adalah lancung.

Akibat yang ditimbulkan oleh suatu regresi lancung antara lain: koefisien regresi penaksir tidak efisien, peramalan berdasarkan regresi tersebut akan meleset dan uji baku yang umum untuk koefisien regresi menjadi tidak sah atau invalid (lihat: Granger dan Newbold, 1974, hal. 111-112 dan 1977, hal. 202-214; dan Phillips, 1986, hal. 311-313).

Segaris dengan pembicaraan di atas, suatu regresi linier dikatakan lancung, bila anggapan dasar klasik regresi linier tidak terpenuhi. Anggapan dasar ini terpenuhi atau tidak, dapat diketahui dengan memberlakukan uji diagnostik terhadap model kita, yang antara lain terdiri atas uji otokorelasi, uji linieritas dan uji homoskedastisitas (mengenai uji diagnostik, lihat: Johnston, 1984; Spanos, 1986, Maddala, 1988 dan Harvey, 1990).

Lebih lanjut, selaras dengan perkembangan teori kointegrasi (*co-integration theory*) dan metode analisis data runtun waktu dalam pembentukan model ekonometrika, suatu regresi linier dapat dianggap lancung bila ia tidak lolos uji stasioneritas dan/atau kointegrasi. Dengan demikian uji stasioneritas dapat dipandang sebagai uji pemula atau prasyarat bagi suatu regresi linier (Granger, 1986, hal. 226). Hal ini karena perilaku data yang stasioner sangat berbeda dengan data yang tidak stasioner. Perilaku data yang stasioner antara lain tidak bervariasi terlalu besar dan mempunyai kecenderungan untuk mendekati nilai rata-ratanya, dan sebaliknya untuk data yang tidak stasioner (untuk diskusi lebih lanjut lihat: Granger, 1986, hal. 214-215; Engle dan Granger, 1987, hal. 252-253).

Studi Empirik

Di muka telah diketengahkan sekilas mengenai kemungkinan terjadinya regresi lancung. Untuk mendapat gambaran lebih lanjut mengenai topik yang sedang menjadi pusat perhatian kita, berikut ini akan diketengahkan sebuah contoh model sederhana mengenai impor barang-barang diluar bahan bakar minyak di Indonesia (untuk seterusnya kita sebut "impor barang").

Selaras dengan teori ekonomi yang terkait dengan itu, di sini dianggap bahwa impor barang (MR) hanya dipengaruhi oleh Pendapatan Domestik Riil (Y) dan dirumuskan sebagai:

$$(1) \text{LMR}_t = a + b\text{LY}_t \quad b > 0 \text{ dan } \text{LX} - \log(X)$$

Variabel MR dan Y dihitung dengan cara berikut ini:

$$(2) \text{MR} = (\text{MB} \times \text{EP}) / (1000 \times \text{HI})$$

$$(3) Y = (\text{C} + \text{I} + \text{G} + \text{TX} - \text{TM}) / \text{HI}$$

dimana:

MR = nilai riil impor barang (dalam milyar Rp/HI)

MB = nilai impor barang (dalam jutaan US \$)

EP = kurs devisa yang berlaku (\$/Rp)

HI = indeks harga konsumen

C = pengeluaran konsumsi masyarakat (dalam milyar Rp)

I = pembentukan modal domestik (dalam milyar Rp)

G = pengeluaran pemerintah (dalam milyar Rp)

TX = total ekspor (dalam milyar Rp)

TM = total impor (dalam milyar Rp)

Data yang dipergunakan dalam tulisan ini adalah data kuartalan tahun 1969-1987. Pada umumnya data telah tersedia dalam kuartalan, sedangkan data kuartalan C dan I diperoleh dengan cara interpolasi linier berikut ini (lihat juga, Insukindro, 1990a; 1990b):

$$(4) \text{Q}_{kt} = 1/4 \text{Q}_t \{1 - (k-2,5)(1-B)/4\}$$

$$k = 1, 2, 3, 4.$$

dimana Q_{kt} menunjukkan data kuartal ke k tahun t, Q_t adalah data tahun t dan B merupakan operasi kelambanan waktu ke udik (*backward lag operator*).

Tanpa melakukan uji mengenai perilaku data (misalnya uji stasioneritas), studi empirik berdasarkan persamaan (1) yang diestimasi dengan OLS (Ordinary Least Squares) dan paket program Data-Fit (Pesaran dan Pesaran, 1987) dapat dilihat pada Tabel 1. Hasil ini menunjukkan bahwa kenaikan Pendapatan Domestik Riil (LY_t) akan mendorong kenaikan impor barang (LMR_t), yang berarti hasil ini mendukung anggapan tersebut di atas. Nilai R^2 relatif tinggi (0,9466) sedangkan nilai DW relatif rendah (0,8830). Lebih lanjut dengan memperhatikan nilai estimasi untuk statistik CS

(Chi-square) dan F dapat diketahui pula bahwa dengan derajat signifikansi 5 persen, estimasi persamaan (1) hanya lolos uji normalitas. Dengan demikian regresi berdasarkan persamaan (1) mengandung otokorelasi dan heteroskedastisitas serta bukan suatu model yang linier. Ini berarti hasil empirik (Tabel 1) tidak memenuhi anggapan dasar analisis regresi linier klasik dan dapat mengakibatkan adanya regresi lancung.

Table 1: Estimasi OLS Impor Barang Indonesia: 1969(I)-1987(TV)

LMRt= -7,2071 + 3,9398 LYt			
(-14,5358)		(36,2044)	
R2 =0,9466	R2 =0,9458	S2 =0,4645	DW =0,8830
Uji diagnostik:			
1. Otokorelasi:		2. Linieritas:	
CS(4) = 25,1927		CS(1) = 12,2608	
F(4,70) = 8,6773		F(1,73) = 14,0422	
3. Normalitas:		4. Heteroskedastisitas:	
CS(2) = 2,6389		CS(1) = 7,5128	
		F(1,74) = 8,1176	
Catatan: Angka dalam kurung di bawah koefisien regresi merupakan statistik t koefisien yang bersangkutan.			

Beberapa Cara Mengatasi Regresi Linier Lancung

1. Tanpa Uji Stasionaritas

Seperti telah dibicarakan di muka, pada dasarnya masalah regresi lancung muncul karena hasil estimasi suatu model tidak lolos dari berbagai uji statistik. Hal ini memberi indikasi bahwa persoalan regresi lancung lebih cenderung kepada persoalan statistika dan ekonometrika dari pada persoalan teori ekonomi. Untuk mengamati kecenderungan tersebut, kita amati kembali persamaan (1). Perumusan persamaan (1) secara teori ekonomi memang tidak salah, dalam arti bahwa spesifikasinya didasarkan pada anggapan seperti yang dikehendaki oleh teori. Namun sering dijumpai bahwa teori ekonomi tidak secara jelas memberi

definisi dan cara mengukur vektor variabel ekonomi (Johnston, 1984, hal. 4). Di sinilah tantangan bagi seorang pembuat model ekonomi, sebab di dalam kenyataannya dia dihadapkan pada keterbatasan dan kelangkaan data. Dengan dasar teori dan informasi yang ada, dia harus mampu memilih dan yakin bahwa data yang digunakan mampu mewakili vektor yang sedang menjadi pusat perhatiannya (Barten, 1981, hal. 2.1). Definisi dan cara mengukur data yang dipergunakan dalam studi empirik sangat berperan dalam menaksir suatu model. Hal ini karena definisi dan cara mengukur data yang berbeda akan menghasilkan koefisien regresi estimasi dan uji diagnostik yang berbeda serta memungkinkan kita untuk mendapatkan suatu regresi linier seperti yang diharapkan.

Pada umumnya cara yang biasa dipakai untuk menghindari kemungkinan terjadinya regresi lancung adalah dengan memasukkan lebih banyak variabel kelambanan (lag) baik variabel gayut maupun tak gayut. Dengan kata lain kita membentuk suatu model dinamik, misalnya dengan pendekatan penyesuaian parsial (Partial Adjustment Approach), model koreksi kesalahan (Error Correction Model = ECM) atau model kelambanan yang lain. Langkah ini dilakukan terutama bila kita mengabaikan uji stasionaritas atau bila data tidak stasioner (Wickens and Breusch, 1988, hal. 202-204).

Dalam contoh kita di atas, untuk menghindari regresi lancung, kita tambahkan variabel $BLMR_t$ dan BLY_t ke ruas kanan persamaan (1) sebagai berikut:

$$(5) \quad LMR_t = c_0 + c_1 LY_t + c_2 BLMR_t + c_3 BLY_t$$

dimana $BLMR_t = LMR_{(t-1)}$ dan $BLY_t = LY_{(M)}$

Estimasi model dinamik berdasarkan persamaan (5) dilaporkan pada Tabel 2. Hasil empirik menunjukkan bahwa model kita lolos uji otokorelasi dan uji diagnostik yang lain (linieritas, normalitas dan heteroskedastisitas), dan dalam jangka panjang mendukung anggapan tersebut di atas bahwa impor barang (MR) mempunyai hubungan positif dengan pendapatan (Y).

Dengan demikian hasil estimasi pada Tabel 2 secara statistik dapat dipilih untuk menjelaskan variasi impor barang di Indonesia.

Tabel 2: Estimasi OLS Model Dinamik Impor Barang Indonesia: 1969(I)-1987(IV)

$LMR_t = -0,9968 - 0,3403 LY_t + 0,9967 BLY_t + 0,8233 BLMR_t$			
	(-1,9536)	(-0,9722)	(2,9127) (13,5117)
$R^2 = 0,9876$	$\bar{R}^2 = 0,9871$	$S^2 = 0,2224$	DW - 2,4741
Uji Diagnostik:			
Otokorelasi:		Linieritas:	
CS(4)	= 6,4441	CS(1)	= 1,0324
F(4,67)	= 1,5745	F(1,70)	= 0,9770
Normalitas:		Heteroskedastisitas:	
CS(2)	= 3,9152	CS(1)	
F(1,73)	= 2,7635		= 2,7357

Catatan: lihat Tabel 1.

2. Dengan Uji Stasioneritas

Uraian kita sejauh ini berusaha menengahkan cara menghindari kemungkinan adanya regresi linier lancung tanpa memperhatikan perilaku data yang dipakai dalam analisis itu. Secara umum pemberian definisi yang operasional dan cara mengukur data yang layak serta merangkakannya dalam suatu model dinamik dapat menghindarkan kita ke suatu analisis regresi linier yang lancung. Namun demikian pada taraf penelitian tertentu dipandang perlu untuk mengamati perilaku data agar dasar stasioneritas dapat dipenuhi. Untuk maksud tersebut perlu dilakukan uji stasioneritas yang antara lain dengan memberlakukan uji "akar-akar unit" (*testing for unit roots*) dan uji derajat integrasi (*testing for degree of integration*) terhadap data yang diamati (untuk studi lanjut mengenai uji tersebut, lihat misalnya: Dickey dan Fuller, 1979, 1981; Dickey et al, 1986; dan Schwert, 1987).

Untuk melakukan uji akar-akar unit, seperti yang diketengahkan oleh Dickey dan Fuller (1979, 1981), kita taksir model otoregresif berikut ini dengan OLS:

$$(6) \quad DX_t = a_0 + a_1 BX_t + (b_1 B + b_2 B^2 + \dots + b_k B^k)DX_t$$

$$(7) \quad DX_t = c_0 + c_1 T + c_2 BX_t + (d_1 B + d_2 B^2 + \dots + d_k B^k)DX_t$$

dimana $DX_t = (1-B)X_t$ dan T merupakan trend waktu.

Kemudian kita hitung uji statistik DF (Dickey-Fuller) dan ADF (Augmented Dickey-Fuller). Nilai DF dan ADF untuk menguji hipotesa bahwa $a_1 = 0$ dan $c_2 = 0$ ditunjukkan oleh nilai statistik t pada koefisien regresi BX_t . Besarnya waktu kelambanan untuk persamaan (6) dan (7) ditentukan oleh $k = N^{1/3}$ dimana N menunjukkan jumlah pengamatan (data). Nilai kritis yang bersangkutan paut (relevant) dengan statistik DF dan ADF dapat dilihat Fuller, 1976, hal. 373, Tabel 8.5.2).

Uji derajat integrasi dilakukan mirip dengan uji akar-akar unit dengan cara menaksir model otoregresif berikut ini:

$$(8) \quad D^2X_t = e_0 + e_1 BDX_t + (f_1 B + \dots + f_k B^k) D^2X_t$$

$$(9) \quad D^2X_t = g_0 + g_1 T + g_2 BDX_t + (h_1 B + \dots + h_k B^k) D^2X_t$$

dimana $D^2X_t = (1-B)DX_t$.

Selanjutnya mirip dengan uji akar-akar unit, nilai statistik DF dan ADF dapat diketahui dengan melihat statistik t pada koefisien regresi BDX_t . Jika e_1 dan g_2 sama dengan satu maka X_t dikatakan terintegrasi dengan derajat satu atau $1(1)$ atau X_t akan stasioner pada derivasi pertama.

Estimasi nilai DF dan ADF dengan $k = 4$ untuk kedua uji di atas dapat dilihat pada Tabel 3. Nilai tabel untuk DF dan ADF dengan derajat signifikansi 0,05 dan 0,10 serta $N = 50$ dan 100 dapat dibaca pada Tabel 4. Hasil estimasi menunjukkan bahwa nilai mutlak statistik DF dan ADF untuk uji akar-akar unit (Tabel 3) lebih kecil dari pada nilai mutlak kritisnya (lihat Tabel 4). Di sisi lain nilai mutlak statistik DF dan ADF untuk uji derajat integrasi lebih besar dari pada nilai-nilai mutlak kritisnya. Ini memberi indikasi bahwa variabel LMR_t dan LY_t tidak stasioner dan berintegrasi dengan orde satu atau $1(1)$. Dengan kata lain agar variabel LMR_t dan LY_t menjadi stasioner, mereka perlu diderivasi pertama, atau variabel yang stasioner adalah variabel $DLMR_t$ dan DLY_t . Dengan demikian model yang cocok dengan perilaku data LMR_t dan LY_t adalah model

yang mengandung unsur derivasi pertama dari kedua variabel tersebut, misalnya model koreksi kesalahan (ECM).

Di samping itu, dalam kaitannya dengan teori kointegrasi, hasil uji akar-akar unit dan derajat integrasi seperti yang kita lakukan di atas merupakan langkah awal bila ingin dilakukan uji kointegrasi dan penerapan dua langkah estimasi dari Engle dan Granger (Engle dan Granger, 1987). Namun penerapan hubungan antara kedua uji tersebut di atas dan uji kointegrasi dalam kasus kita tidak dibahas lebih lanjut dalam makalah ini.

Tabel 3: Estimasi OLS untuk DF dan ADF Impor Barang Indonesia: 1969(I)-1987(IV)

Variabel	Uji Akar-Akar Unit		Uji Derajat Integritas	
	DF	ADF	DF	ADF
Impor barang (LMR)	-1,14	-2,54	-5,09	-5,05
Pendapatan (LY)	-1,42	-1,38	-4,28	-4,49

Tabel 4: Nilai Kritis untuk DF dan ADF

Jumlah data (N)	DF		ADF	
	0,10	0,05	0,10	0,05
50	-2,60	-2,93	-3,18	-3,50
100	-2,58	-2,89	-3,15	-3,45

Sumber : Dikutip dari Fuller (1976), Tabel 8.5.2

Di muka telah dibicarakan bahwa berdasarkan uji akar-akar unit dan derajat ihtegrasi, model koreksi kesalahan dapat dipakai untuk meng-gambarkan perilaku data yang kita amati. Untuk memperoleh gambaran lebih lanjut mengenai hal itu, kita taksir model ECM berikut ini dengan OLS (untuk diskusi lebih lanjut mengenai ECM, lihat Hendry et al, 1984; Spanos, 1986; Domowitz dan Elbadawi, 1987; dan Insukindro, 1990a):

$$(10) \quad (10) \text{ DLMRt} = J_0 + j_1 \text{ DLYt} + j_2 \text{ B(LYt-LMRt)} + j_3 \text{ BLYt}$$

dimana $\text{DLMRt} = (1-\text{B})\text{LMRt}$ dan $\text{DLYt} = (1-\text{B})\text{LYt}$.

Estimasi model ECM (10) dapat dilihat pada Tabel 5. Sesuai dengan tekanan pada tulisan ini adalah usaha untuk menghindar dari regresi lancung, seperti halnya uraian di atas, maka dalam kasus inipun kita hanya menekankan pada pembahasan mengenai berbagai uji statistik dalam kaitannya dengan usaha tersebut.

Hasil pada Tabel 5 menunjukkan bahwa model ECM impor barang Indonesia lolos dari berbagai uji diagnostik pada derajat 2 signifikansi 5 persen. Nilai R relatif rendah untuk data runtut waktu, namun demikian nilai ini hanya mengukur koefisien determinasi antara variabel $DLMR_t$ dan DLY_t dan bukan antara variabel LMR_t dan LY_t . Di samping itu, dalam jangka panjang perilaku impor barang Indonesia secara statistik mampu dijelaskan oleh variasi pendapatan.

Di sisi lain, walaupun secara matematika ECM pada persamaan (10) tidak berbeda dengan model dinamik pada persamaan (5) dan beberapa hasil estimasi juga serupa, namun demikian hasil estimasi ECM memiliki kelebihan tersendiri khususnya bila dikaitkan dengan uji stasioneritas dan/atau uji kointegrasi serta penaksiran elastisitas jangka panjang. Dalam kaitannya dengan pendekatan kointegrasi, ECM dapat dipandang sebagai perwujudan dari pendekatan tersebut (Granger, 1986; Engle dan Granger, 1987). Dalam contoh kita, hal ini dapat dilihat pada koefisien regresi $B(LY_t - LMR_t)$ yang ternyata berarti secara statistik. Dengan demikian dapat dikatakan bahwa spesifikasi model yang dipakai adalah tepat dan mampu menjelaskan hubungan jangka panjang seperti yang dikendaki oleh teori. Di sisi lain, koefisien BLY_t dapat dipakai untuk menguji apakah elastisitas pendapatan (E_y) dalam panjang lebih kecil, sama dengan, atau lebih besar satu (untuk kepustakaan mengenai cara menghitung elastisitas jangka panjang, lihat: Wickens dan Breusch, 1988; Insukindro, 1990a, 1990b).

Tabel 5 : Estimasi OLS Model Koreksi Kesalahan Impor Barang Indonesia: 1969(I)-1987(IV)

$DLMR_t = -0,9968 - 0,3403 DLY_t + 0,1767 B(LY_t - LMR_t) + 0,4796 BLY_t$			
(-1,9536)	(-0,9722)	(2,9008)	(2,5477)

$R^2 = 0,1592$ $R^2 = 0,1236$ $S^2 = 0,2224$ $DW = 2,4741$

Uji diagnostik

1. Otokorelasi:	2. Linieritas:
CS(4) = 6,4441	CS(1) = 0,3091
F(4,67) = 1,5745	F(1,70) = 0,2897
3. Normalitas:	4. Heteroskedasitas:
CS(2) = 3,9152	CS(1) = 0,1597
F(1,73) = 0,1557	

Catatan: lihat Tabel 1.

Dalam kasus kita, bila elastisitas pendapatan berdasar persamaan (1) dapat dipandang sebagai elastisitas pendapatan seperti yang diharapkan oleh teori ekonomi, maka estimasi elastisitas pendapatan jangka panjang yang dihitung dengan ECM ($E_y ECM = 3,7142$) nampaknya juga mampu mendekati nilai elastisitas pendapatan pada Tabel 1 ($E_y = 3,9398$). Dengan demikian hasil ini juga dapat memberi gambaran kepada kita mengenai kemampuan pendekatan koreksi kesalahan (ECM) dalam mengamati perilaku impor barang di Indonesia (lihat juga: Insukindro, 1990b).

Penutup

Uraian di muka mengetengahkan beberapa kemungkinan terjadi regresi linier lancung dan cara menghindari atau mengatasinya. Nampaknya pembentukan model dinamik merupakan langkah penting bila kita ingin menghindari kemungkinan terjadi regresi lancung tersebut. Berkaitan dengan estimasi model dinamik, hasil studi empirik menunjukkan bahwa model koreksi kesalahan (ECM) mampu menjelaskan variasi-vARIABLE yang sedang kita amati dan dapat dipakai sebagai salah satu model dinamik di Indonesia.

Pada taraf penelitian tertentu pengabaian terhadap uji stasioneritas barangkali masih dapat diterima dan hasil estimasi model dinamik berdasarkan pengabaian uji

tersebut dapat dipakai sebagai "sebuah tongkat dan nilai anjang-ancang" untuk penelitian lebih lanjut. Hal ini karena pada umumnya data ekonomi bukanlah "sesuatu" yang stasioner. Seperti apa yang dikatakan oleh Professor Granger dan Engle, untuk taraf penelitian lanjutan, uji stasioneritas barangkali merupakan langkah awal dan sesuatu yang tidak bisa dihindari bila kita ingin terlepas dari permasalahan regresi linier lancung.

Daftar Pustaka

- Barten, A.P. (1981), *Methodological Aspects of Macroeconomics Model Construction*, Cabay, Leuven.
- Dickey, D.W. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 14, hal. 401-419.
- Dickey, D.W. and H.A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, hal. 1057-1072.
- Dickey, D.W., W.R. Bell and R.B. Miller (1986), "Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications", *The American Statistician*, 40, hal. 12-27.
- Domowitz, I and L. Elbadawi (1987), "An Error-Correction Approach to Money Demand: The Case of the Sudan", *Journal of Development Economics*, 26, hal. 257-275.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, hal. 251-276.
- Fuller, W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and Sons.
- Granger, C.W.J. (1986), "Development in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, hal. 213-228.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 1974, hal. III- 120.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold (1977), *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press.
- Harvey, A.C. (1990), *The Econometric Analysis of Time Series*, Philip Allan.

- Hendry, D.F., A.R. Pagan and J.D. Sargan (1984), "Dynamic Specification", in Z. Griliches and M.D. Intriligator (Eds), *Handbook of Econometrics*, Elsevier Science Publishers B.V, 1984.
- Insukindro (1990a), *The Short - and Long - Term Determinants of Money and Bank Credit Markets in Indonesia*, Ph.D Thesis, University of Essex, UK, tidak dipublikasikan.
- Insukindro (1990b), "Komponen Koefisien Regresi Jangka Panjang Model Ekonomi: Sebuah Studi Kasus Impor Barang di Indonesia", *Journal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, 5, hal. 1-12.
- Johnston, J. (1984), *Econometric Methods*, McGraw-Hill.
- Kennedy, P. (1985), *A Guide to Econometrics*, Basil Blackwell.
- Maddala, G.S. (1988), *Introduction to Econometrics*, Machmillan Publishing Company.
- Pesaran, M.H. and B. Pesaran (1987), *Data-Fit*, Oxford University Press.
- Phillips, P.C.B. (1986), "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 33, hal. 311-340.
- Schwert, G.W. (1987), "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data", *Journal of Monetary Economics*, 20, hal. 73-103.
- Spanos, A. (1986), *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge University Press.
- Wickens, M.R. and T.S. Breusch (1988), "Dynamic Specifications, the Long-run and Estimation of Transformed Regression Models", *Economic Journal*, 98 (Supplement), 1988, hal. 189-205.