

# ANALISIS ORDO INTEGRASI BEBERAPA PEUBAH EKONOMI

Budiman Hutabarat dan Sumedi<sup>1</sup>

## ABSTRACT

Cointegration analysis has drawn economists' attention in dealing time series data, but the validity of its results is subject to the integration property of variables being considered. The paper is an effort to investigate the order of integration of times series economic indicators that are important to agricultural sector. The research concludes that all variables analyzed fall into the group of integrated of order one, as their first-differenced transformations are all stationary. With this finding it is theoretically sound to formulate regression among related economic variables.

**Key words:** *time series, integration, cointegration, stationary, agricultural sector.*

## ABSTRAK

Analisis kointegrasi telah semakin populer di kalangan analis ekonomi dalam menghadapi data deret waktu, tetapi kesahihan hasil-hasilnya dipengaruhi oleh sifat integrasi peubah yang di pertimbangkan. Makalah ini merupakan satu upaya untuk menyelidiki ordo integrasi indikator ekonomi yang ada kaitannya dengan sektor pertanian. Penelitian ini menyimpulkan bahwa semua peubah yang dianalisis termasuk dalam kelompok berordo integrasi satu, karena semua transformasi beda pertamanya bersifat stasioner. Dengan penemuan ini, secara teoritis dapatlah dirumuskan regresi antara peubah ekonomi yang berkaitan.

**Kata kunci:** *deret waktu, integrasi, kointegrasi, stasioner, sektor pertanian.*

## PENDAHULUAN

Sampai saat ini bagian terbesar teori ekonometrik didasarkan pada anggapan bahwa proses yang menghasilkan data adalah stasioner dan ergodik, meskipun dalam kenyataannya banyak bentuk-bentuk nonstasioner seperti deret waktu agregat yang diterapkan di dalam teori ekonomi. Di dalam perkembangan ekonomi beberapa dasawarsa terakhir ini dapat diamati bahwa sebagian besar peubah ekonomi telah berubah secara drastis di dalam nilai rata-rata dan bahkan ragamnya, sehingga dua momen pertamanya itu tidak lagi dapat dianggap tetap. Dampaknya terhadap sifat statistik dugaan dan

---

<sup>1</sup> Masing-masing staf peneliti pada Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian, Bogor.

pengujiannya sangat jelas, seperti terbukti dari banyaknya literatur tentang regresi *spurious* (tidak masuk akal) dalam penelitian empiris.

Untuk mengatasi masalah ini, beberapa peneliti telah menganjurkan penggunaan data beda (*differenced data*) untuk mengatasi *random walk* atau unsur tren meskipun yang lain juga mengatakan bahwa hal ini akan menghilangkan banyak keterangan jangka panjang yang mungkin sangat bermanfaat. Untuk mencari jalan tengah dari perdebatan ini terciptalah konsep kointegrasi. Analisis kointegrasi dalam ekonometrika deret waktu telah diperkenalkan pertengahan 1980-an dan telah dianggap sebagai perkembangan mutakhir yang paling penting di dalam penerapan model empiris. Akan tetapi sebelum menerapkan analisis kointegrasi peneliti perlu menetapkan terlebih dahulu apakah peubah-peubah yang ditelitinya itu berkointegrasi dengan ordo yang sama. Untuk menentukan ordo integrasi ini, maka peneliti sosial-ekonomi perlu melakukan uji stasioneritas peubah-peubah yang dipertimbangkannya.

Makalah ini ditujukan untuk mengkaji ordo integrasi beberapa peubah ekonomi penting yang menyangkut sektor pertanian dan yang berkaitan dengan sektor pertanian. Hasil analisis ini diharapkan dapat membantu peneliti untuk mempertajam analisisnya dalam masalah yang menyangkut dan mengandalkan data deret waktu peubah ekonomi.

## METODOLOGI

### Kerangka Pemikiran

Sampai saat ini teori ekonometrik masih bertumpu pada anggapan bahwa proses yang menghasilkan data adalah stasioner dan ergodik. Secara sederhana anggapan kestasioneran mengimplikasikan bahwa nilai-tengah dan ragam bernilai tetap sepanjang waktu dan peragam-diri (*autocovariances*) serta korelasi-diri (*autocorrelations*) hanya dipengaruhi oleh *lag*, padahal dalam kenyataan banyak bentuk-bentuk nonstasioner didapatkan, seperti deret waktu agregat yang diterapkan di dalam teori ekonomi. Di dalam perkembangan ekonomi beberapa dasawarsa terakhir ini dapat diamati bahwa sebagian besar peubah ekonomi telah berubah secara drastis di dalam nilai rata-rata dan bahkan ragamnya, sehingga dua momen pertamanya itu tidak lagi dapat dianggap tetap. Ketidak-stasioneran ini selalu dikatakan sebagai masalah dalam analisis ekonometrika. Di dalam berbagai kajian teoritis beberapa ahli telah menunjukkan bahwa, umumnya sifat-sifat statistik analisis regresi yang menggunakan data deret waktu yang tidak-stasioner bersifat meragukan (baca Phillips 1986 dan Stock dan Watson 1988). Tanpa menyinggung aspek teori, apabila data deret waktu adalah stasioner, kemungkinan besar peneliti akan mendapatkan model yang tampaknya memberikan uji statistik yang sesuai, meskipun dalam keadaan sebenarnya tidak ada makna analisis regresi tersebut. Ambil contoh misalnya hubungan regresi suatu nilai linier dengan suatu tren

kuadrat;  $y_t$  dibatasi sebagai:  $y_1 = 1, y_2 = 2, \dots, y_n = n$ ; dan peubah lain,  $x_t$  dibatasi sebagai:  $x_1 = 1, x_2 = 4, \dots, x_n = n^2$ . Untuk  $n = 30$ , dugaan persamaan ini adalah:

$$y_t = 5.92 + 0.030 x_t$$

(9.9)      (21.2)

dimana statistik-t diletakkan di dalam kurung di bawah nilai dugaan, koefisien determinasi  $R^2 = 0.94$ , dan statistik D-W = 0.06. Andaikan peneliti lupa atau tidak melaporkan statistik D-W ini, regresi ini tampaknya menarik, meskipun sesungguhnya ia merupakan satu contoh hubungan yang tidak masuk akal (*spurious*). Memang, satu-satunya tanda yang memberikan petunjuk adanya sesuatu yang salah dalam regresi ini adalah rendahnya statistik D-W. Dari hasil dugaan ini dapat diperlihatkan bahwa nilai-nilai pengamatan dan dugaan tidak memiliki pola umum dalam perkembangannya menurut waktu. Betapa berbahayanya menafsirkan hasil regresi untuk dua peubah bertren deterministik yang berkembang menurut waktu (lihat Granger dan Newbold 1974, 1986). Jadi, sebelum analisis regresi yang masuk akal dilakukan, pengidentifikasian ordo integrasi sangatlah diperlukan, tentunya kalau peubah dapat ditransformasi ke bentuk stasioner melalui pembedaan (*differencing*). Akan tetapi dengan konsep kointegrasi masalah ketidak-stasioneran atau hubungan *spurious* data deret ekonomi dapat diatasi.

Dimulai oleh Granger (1981) analisis kointegrasi mempunyai sejarah yang relatif muda (lihat Hendry 1986). Bagi pembuat model ekonometrik konsep kointegrasi memiliki daya tarik dalam pendugaan model deret waktu yang mempunyai tren yang kuat seperti umumnya ditemukan dalam praktek, tetapi tidak sesuai untuk diuji dengan uji statistik baku yang secara rutin digunakan. Teknik kointegrasi tampaknya menawarkan suatu cara untuk mengidentifikasi dan oleh karena itu mencegah terjadinya regresi *spurious* (*nonsense*) yang cenderung terjadi dan secara statistik pada data deret waktu nonstationer (Granger dan Newbold 1974, Phillips 1986). Pada saat yang sama, kointegrasi memberikan suatu cara dengan mana keterangan jangka panjang tentang hubungan antara nilai peubah ekonomi dapat diikuti-sertakan kembali dalam persamaan regresi dengan menggunakan *error correction* yang dipopulerkan Hendry (1979). Oleh karena itu, uji kointegrasi adalah teknik ekonometrika yang memberikan keterangan lebih banyak daripada prosedur korelasi dan memungkinkan peneliti dapat mengidentifikasi baik ordo integrasi (suatu peubah) maupun hubungan jangka panjang berbagai peubah.

## Konsep Integrasi

Relevansi utama analisis kointegrasi adalah untuk membuat model hubungan antar peubah dimana data deret waktu untuk setiap peubah terintegrasi. Contoh sederhana deret terintegrasi adalah *random walk*:

$$x_t = x_{t-1} + e_t \quad (1)$$

dimana  $e$  mempunyai nilai tengah = 0, ragam tetap, dan ragam peragam nol. Deret dikatakan terintegrasi karena  $x_t$  dapat dianggap sebagai jumlah data beda  $x$  sampai waktu  $t$  dan nilai awal  $x_0$ . Apabila  $x_0 = 0$  maka,

$$x_t = \sum_{i=0}^{t-1} e_{t-i} \quad (2)$$

$x$  dikatakan mempunyai unit root karena koefisien  $x_{t-1}$  adalah 1, atau  $\Delta x_t = e_t$  dikatakan stasioner. Kalau deret stasioner dilambangkan sebagai  $I(0)$  (terintegrasi berordo 0), maka deret  $y_t$  lain adalah  $I(k)$  (terintegrasi berordo  $k$ ) apabila  $\Delta^k y_t$  adalah  $I(0)$  (lihat Granger 1981). Jadi, deret terintegrasi harus diperlakukan sedemikian rupa untuk memberikan beda agar menjadi stasioner (yang sifat statistiknya tidak berubah sepanjang waktu). Nilai tengah dan ragamnya tetap, ragam-peragam antar pengamatan tergantung hanya pada jangka waktu antar keduanya. Beda pertama  $x$  dibatasi sebagai

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1} = e_t \quad (3)$$

jelaslah stasioner.

Walaupun banyak peubah ekonomi terintegrasi berordo 1, analisis ekonometrik tampaknya senantiasa didasarkan pada anggapan sifat kestasioneran baik peubah deret waktunya itu sendiri maupun alternatifnya disekitar tren waktu yang deterministik. Regresi sebuah peubah  $I(1)$  dengan yang lain biasanya memberikan  $R^2$  yang tinggi dan  $t$ -hitung yang bias terhadap penolakan hipotesis nol, yakni tidak adanya hubungan, sekalipun sebetulnya hubungan antar peubah tersebut tidak ada (Granger dan Newbold 1974, Phillips 1986). Hubungan regresi peubah  $I(1)$  dengan yang lain akan *spurious* kalau peubah-peubahnya tidak berko-integrasi. Inilah salah satu manfaat analisis ko-integrasi. Di dalam analisis bidang ekonomi pertanian metode ini telah banyak digunakan seperti oleh Ardeni (1989), Goodwin dan Schroeder (1991), Alderman (1993), Alexander and Wyeth (1994), Ran *et al.* (1995), Hutabarat *et. al.* (2001).

## Model

Sebelum melakukan analisis ko-integrasi, ordo integrasi masing-masing data deret waktu harus ditetapkan terlebih dahulu, karena banyak data deret waktu bersifat nonstasioner dalam bentuk asli.

### Uji Sargan-Bhargava (SBDW)

Penetapan ordo integrasi suatu deret sebuah peubah mencakup pengujian apakah  $x$  mengikuti pola *random walk* dan oleh karena itu  $I(1)$ . Sargan dan Bhargava (1983) mengembangkan metode pengujian yang memanfaatkan prosedur perhitungan statistik Durbin-Watson (DW) dengan menduga hubungan  $x$  dengan konstant  $k$ ,

$$x_t = k + e_t \quad (4)$$

Apabila  $x_t$  adalah *random walk*, galat  $e$  akan memiliki unit root, atau menurut persamaan (5),  $r$  akan sama dengan 1:

$$x_t = r e_{t-1} + v_t \quad (5)$$

dimana  $v_t$  peubah acak menyebar secara normal dengan nilai tengah nol dan ragam tetap. Hipotesis nol:  $e$  mempunyai unit root diuji melawan hipotesis alternatif:  $e$  adalah proses Markov stasioner berordo satu dengan nilai mutlak  $r$  lebih kecil dari satu dengan menggunakan statistik DW konvensional dari (4). Akan tetapi, walaupun uji statistik ini dihitung dengan cara sama dengan statistik DW konvensional, hipotesis nol diuji dengan cara berbeda. Nilai DW statistik pada kondisi hipotesis nol, disini disebut SBDW telah dihitung oleh Sargan dan Barghava (1983). Apabila  $r$  lebih kecil dari  $r$ -tabel maka  $H_0$  diterima. Untuk mempercepat pengujian  $H_0$  : peubah memiliki unit root, Charemza dan Deadman (1997) mengusulkan penggunaan statistik IDW (*Integrated Durbin-Watson*). Apabila IDW bernilai rendah (lebih rendah dari 0.5), dapat diduga bahwa  $H_0$  diterima, sehingga diperlukan uji selanjutnya dan apabila IDW mendekati 2, anggapan bahwa peubah bersifat stasioner dapat diterima tanpa menyelidiki lebih lanjut lagi. Statistik IDW dirumuskan sebagai berikut :

$$IDW = \frac{\sum (x_t - x_{t-1})^2}{\sum (x_t - \hat{x}_t)^2} \quad (6)$$

dimana  $x_t$  adalah rata-rata  $x_t$ . Jika  $r = 1$  pada persamaan (5), maka penyebut pada persamaan (6) sama dengan  $\sum e_t^2$ . Dengan kata lain,  $x_{t-1}$  merupakan nilai *fitted* regresi  $x_t$  terhadap  $x_{t-1}$  dengan syarat koefisien  $x_{t-1}$  sama dengan 1.

### Uji Dickey-Fuller (DF)

Uji Dickey-Fuller dilakukan untuk menguji apakah  $r$  sama dengan satu, sehingga  $x$  mengikuti *random walk* dalam

$$x_t = r x_{t-1} + e_t \quad (7)$$

dimana  $e$  adalah peubah acak dengan nilai tengah nol dan ragam tetap. Persamaan (7) dapat dirumuskan kembali sebagai,

$$\Delta x_t = r' x_{t-1} + e_t \tag{8}$$

dimana  $r' = (r-1)$ . Nilai  $r'$  akan sama dengan nol apabila  $x$  bersifat *random walk*, dan agar bersifat negatif dan berbeda nyata dari nol apabila  $x$  bersifat stasioner, sehingga  $I_x(0)$  (Dickey dan Fuller, 1979, Dickey dan Fuller 1981). Statistik uji DF dihitung sebagai nisbah dugaan  $r'$  terhadap simpangan bakunya, seperti layaknya pada uji  $t$ , tetapi  $t$  menyebar menurut fungsi proses Wiener sebagai berikut:

$$t \sim \frac{1}{2} [W(1)^2 - 1] \int_0^1 [W(r)^2 dr]^{-1/2} \tag{9}$$

Pembilang fungsi ini melancip ke kanan karena merupakan khi-kuadrat  $\chi^2_{(1)}$  dikurangi nilai-tengahnya. Oleh karena itu, nilai kriterianya bukan statistik  $t$ , melainkan dihitung melalui simulasi Monte Carlo tiga kali dengan jumlah contoh sebanyak 50 000, yang ditabelkan pada Fuller (1976).

### Uji Augmented Dickey-Fuller (ADF)

Uji ADF dilakukan dengan tujuan yang sama seperti uji DF, tetapi selain peubah  $x_{t-1}$  yang menjadi regresor, dipertimbangkan pula *lag* dari peubah  $\Delta x_{t-1}$  untuk menjamin  $e_t$  betul-betul bersifat acak. Teknik ini diusulkan oleh Said dan Dickey (1984). Oleh karena itu persamaan (8) berubah menjadi

$$\Delta x_t = r' x_{t-1} + \sum_{i=1}^{\ell} \Delta x_{t-i} + e_t \tag{10}$$

dimana  $e$  adalah peubah acak dengan nilai tengah nol dan ragam tetap dan  $\ell$  adalah banyaknya beda lag, dipilih sedemikian rupa untuk menghilangkan korelasi-diri pada galat  $e_t$ . Dengan kata lain, nilai  $\ell$  ditentukan sebagai ordo lag yang sangat nyata (dengan selang kepercayaan sekitar 95 persen) dari fungsi korelasi-diri atau fungsi korelasi-diri parsial galat beda pertama. Statistik uji ADF adalah nisbah dugaan  $r'$  dengan simpangan baku dugaannya. Nilai negatif yang besar akan menyimpulkan penolakan hipotesis nol bahwa  $x$  bersifat *random walk*.

### Uji Phillips – Perron (PP)

Metode DF dan ADF mempunyai kelemahan berupa sifat kepekaannya terhadap terdapatnya *drift* dan tren waktu di dalam regresi. Untuk itu beberapa ahli seperti Phillips (1987), Perron (1988), Phillips dan Perron (1988), Phillips dan Ouliaris (1990) mengembangkan metode untuk mengatasi kelemahan ini.

Phillips dan Person (1988) memperkenalkan statistik  $Z_\alpha$  dan  $Z_t$  dari persamaan regresi

$$x_t = \mu + r x_{t-1} + e_t \quad (11)$$

sebagai

$$Z_\alpha = T(\hat{r} - 1) - \frac{\frac{1}{2}(s_k^2 - s_t^2)}{\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}$$

$$Z_t = \left[ \frac{s_t}{s_k} \right] t_r - \frac{\frac{1}{2}(s_k^2 - s_t^2) / s_k}{\sqrt{\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}} \quad (12)$$

dimana

$$s_t^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 \text{ dan } s_k^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^k w_s \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s} \quad (13)$$

$$w_s = 1 - s / (k + 1), \text{ dan}$$

$t_r$  adalah statistik t-student untuk menguji  $r = 1$  dalam persamaan (10). Sebaran terbatas uji  $Z_\alpha$  dan  $Z_t$  serupa dengan ADF ternormalkan dan statistik-t ADF dalam Fuller (1976).

## Data

Untuk pelaksanaan penelitian, data yang digunakan adalah data makro ekonomi tingkat nasional dan data tingkat agregat di Provinsi Jawa Timur yang dihimpun di Jakarta dan Surabaya. Deskripsi dan cakupan serta rataan peubah yang dianalisis diperlihatkan pada Tabel 1.

Data harga komoditas pertanian mencakup padi, jagung, kedelai, bawang merah, cabai merah, dan mangga dari Jawa Timur, yakni berupa harga rata-rata bulanan di pasar konsumen Surabaya, mulai dari Januari 1980 sampai Desember 1999. Kisaran harga-harga komoditas tersebut dari Rp 335.05 per kg jagung sampai Rp 2095.62 per kg cabai merah.

Tabel 1. Deskripsi dan Rataan Peubah

Peubah (V)	Deskripsi	Rataan			
		Satuan	Cakupan	V	Ln V
Harga konsumen:					
PD	Padi di Jatim	(Rp/kg)	1980:1 – 1999:12	391.6	5.78
JG	Jagung di Jatim	(Rp/kg)	1980:1 – 1999:12	335.0	5.58
KD	Kedelai di Jatim	(Rp/kg)	1980:1 – 1999:12	1028.5	6.73
BW	Bawang merah di Jatim	(Rp/kg)	1980:1 – 1999:12	1644.7	7.04
CB	Cabai merah di Jatim	(Rp/kg)	1980:1 – 1999:12	2095.6	7.35
MG	Mangga di Jatim	(Rp/kg)	1980:1 – 1999:12	1615.8	7.14
Nilai Tukar:					
RPDOL	Rupiah thd dolar AS	(Rp/1\$)	1983:1 – 1999:12	2701	7.65
RPYEN	Rupiah thd Yen Jepang	(Rp/1¥)	1983:1 – 1999:12	22	2.72
Uang beredar:					
UKT	Jumlah uang kartal	(milyar Rp)	1983:1 – 1999:12	14.189	9.23
UGR	Jumlah uang giral	(milyar Rp)	1983:1 – 1999:12	21.407	9.59
UTT	Jml uang kartal dan giral	(milyar Rp)	1983:1 – 1999:12	35.596	10.12
Indeks:					
IHT	Indeks harga diterima petani di Jawa Timur	(1983=100)	1983:1 – 1999:12	281	5.45
IHB	Indeks harga dibayar petani di Jawa Timur	(1983=100)	1983:1 – 1999:12	256	5.35
IHKS	Indeks harga konsumen di Surabaya (1989=100)	(1989=100)	1983:1 – 1999:12	181	4.93

Nilai tukar yang menjadi perhatian adalah untuk mata uang dolar AS (Amerika Serikat) dan Yen Jepang terhadap rupiah karena kedua mata uang ini sangat penting bagi kegiatan ekspor dan impor komoditas pertanian dan masukan produksi pertanian. Nilai tukar mata uang asing ini dihimpun di Jakarta secara bulanan dari Januari 1983 sampai Desember 1999. Rataan nilai tukar dolar terhadap rupiah selama waktu analisis adalah sekitar Rp 2701/dolar, sementara saat ini telah mencapai sekitar Rp 10.000/dolar, yakni 4 kali lipat lebih tinggi. Demikian pula rata-rata nilai tukar Yen terhadap rupiah pada periode analisis adalah Rp 22/yen, padahal saat ini telah mencapai hampir enam kali lebih besar, yakni Rp 130/yen.

Jumlah uang beredar yang dipantau Bank Indonesia (BI) mencakup periode Januari 1983 sampai Desember 1999, dalam tiga bentuk baku yang dicatat BI yakni uang kartal, uang giral, dan uang kartal ditambah uang giral (uang total). Peubah-peubah ini menjadi perhatian karena dapat mempengaruhi gerak roda perekonomian termasuk di sektor pertanian, sebagai perangsang maupun penghambat kegiatan agribisnis tergantung dari jenis kegiatannya. Indeks harga merupakan indikator perkembangan harga dibanding periode sebelumnya, dan khusus untuk petani diperoleh indeks harga yang diterima dan indeks harga yang dibayar petani. Disini terlihat bahwa indeks harga yang diterima petani jauh lebih baik, karena nilainya lebih tinggi daripada indeks



harga yang dibayar sehingga nilai tukarnya pasti di atas 100. Sementara itu tingkat harga konsumen cenderung mengalami peningkatan dari sejak tahun dasar 1989.

## HASIL DAN PEMBAHASAN

Sebelum melakukan pendugaan koefisien dan kriteria statistik sesuai dengan model yang dikemukakan sebelumnya, perlu ditentukan dahulu panjangnya lag yang harus dipertimbangkan dalam model agar galatnya tidak berkorelasi-diri. Banyak cara yang dapat digunakan untuk mencapai maksud ini, antara lain melalui AIC (*Akaike Information Criteria*), SC (*Schwartz Criterion*), atau dengan cara penentuan ordo lag yang memberikan koefisien nyata pada fungsi korelasi-diri atau fungsi korelasi-diri parsial data yang telah diperbedakan (*differenced*) sekali. Penelitian ini menerapkan cara terakhir. Hasilnya dicatat dalam Tabel 2.

Tabel 2. Ordo Lag yang Memberikan Koefisien Nyata pada Fungsi Korelasi-Diri atau Fungsi Korelasi-Diri Parsial Deret Beda Pertama

Peubah <sup>a)</sup>	Bentuk transformasi			
	Asli (V)	Ln V	DV ( $V_i - V_{i-1}$ )	Din VC ( $\text{Ln } V_i - \text{Ln } V_{i-1}$ )
Harga konsumen:				
PD	14	0	14	12
JG	12	4	12	12
KD	12	4	13	8
BW	14	11	8	11
CB	9	13	15	15
MG	14	14	14	15
Nilai Tukar:				
RPDOL	13	10	14	14
RPYEN	13	5	14	14
Uang beredar:				
UKT	12	13	12	13
UGR	12	12	12	12
UTT	12	12	12	13
Indeks:				
IHT	9	1	14	14
IHB	7	5	12	9
IHKS	4	4	4	4

Keterangan: a) Deskripsi peubah lihat Tabel 1.

Dari tabel itu terlihat bahwa setiap peubah mempunyai perilaku yang berbeda dari segi pengaruh lagnya. Demikian pula dengan peubah transformasinya. Untuk data harga konsumen lag yang berpengaruh berkisar dari ordo 9 sampai 15, untuk nilai tukar 13, uang beredar 12, dan indeks harga antara 4 sampai 9. Untuk peubah transformasi logaritme, polanya berbeda sekali dari data aslinya, kecuali untuk peubah uang beredar. Peubah harga konsumen mempunyai lag nyata antara 0 sampai 14, kecuali untuk komoditas mangga tetap sama seperti data asli, ordo 14. Nilai tukar yang ditransformasi logaritme mempunyai ordo 5 dan 10, sedangkan indeks harga yang ditransformasi logaritme mempunyai ordo 1 sampai 5, dimana IHKS mempunyai ordo yang tetap baik asli, transformasi logaritme dan yang lainnya.

Tampak dari tabel ini bahwa dalam mengkaji sifat deret waktu peubah-peubah tersebut faktor peubah lagnya tidak mungkin diabaikan, misalnya dalam pendugaan modal ARIMA, penentuan ordo integrasi, dan bahkan dalam pengujian kointegrasi apabila ada kebutuhan untuk itu.

Dengan mengetahui banyak *lag* tersebut, pendugaan dan pengujian dilakukan terhadap masing-masing peubah beserta bentuk transformasinya. Hasilnya dihimpun dalam Tabel 3 (model dengan konstanta tanpa tren) dan Tabel 4 (model dengan konstanta dan tren).

Dari pengamatan pada Tabel 3, hampir semua peubah dalam bentuk asli menurut semua kriteria statistik yang ada, yakni SBDW (Sangan-Bhargava Durbin-Watson), DF (Dickey-Fuller), ADF (Argumented Dickey-Fuller), dan PP (Phillips-Perron) menerima hipotesis  $H_0$  : peubah mempunyai unit root. Kesimpulan yang sama juga berlaku bagi peubah transformasi logaritme. Dapat dikatakan, kesimpulan dari analisis unit root dengan metode yang sama ke dua bentuk peubah ini hampir sama.

Akan tetapi dengan melakukan transformasi beda peubah [ $DV = (V_i - V_{i-1})$  atau  $D \ln V (\ln V_i - \ln V_{i-1})$ ], hasil yang diperoleh berubah menjadi kebalikannya. Untuk peubah beda waktu, DV, semua kriteria statistik menyimpulkan bahwa hipotesis  $H_0$  : peubah mempunyai unit root ditolak pada taraf 10 persen. Artinya peubah ini mempunyai sifat stasioner. Demikian pula peubah beda waktu  $D \ln V$  juga disimpulkan oleh seluruh kriteria statistik menolak  $H_0$  : peubah non stasioner. Sekali lagi kesimpulan uji statistik pada kedua peubah ini (DV dan DW) serupa.

Dengan menggunakan model yang mempunyai konstanta dan tren, hasilnya pun hampir sama dengan apa yang diperoleh pada model sebelumnya, yakni peubah asli dan transformasi logaritmenya mempunyai unit root dan peubah beda waktu DV dan  $D \ln V$  mempunyai sifat stasioner.

Tabel 3. Uji Unit Root Peubah Menurut Berbagai Metode : Model dengan Konstanta Tanpa Tren

Peubah	Metode	Bentuk transformasi			
		Asli (V)	Ln V	DV ( $V_t - V_{t-1}$ )	Dln VC ( $\ln V_t - \ln V_{t-1}$ )
Harga: PD	DF	-0.21 (A)	-0.22 (A)	-18.14 (R)	-16.87 (R)
	ADF	-2.63 (A)	-0.22 (A)	-3.54 (R)	-3.87 (R)
	PP	0.03 (A)	-0.12 (A)	-18.04 (R)	-17.24 (R)
	SBDW	0.04 (A)	0.03 (A)	2.32 (R)	2.18 (R)
JG	DF	-1.03 (A)	-2.54 (A)	-16.15 (R)	-23.78 (R)
	ADF	2.31 (A)	-0.65 (A)	-2.89 (R)	-5.37 (R)
	PP	-0.18 (A)	-1.60 (A)	-18.23 (R)	-35.53 (R)
	SBDW	0.06 (R)	0.12 (R)	2.09 (R)	2.81 (R)
KD	DF	-1.58 (A)	-3.85 (R)	-17.71 (R)	-25.78 (R)
	ADF	0.19 (A)	-1.14 (R)	-5.37 (R)	-5.85 (R)
	PP	-1.75 (A)	-2.83 (R)	-17.55 (R)	-38.58 (R)
	SBDW	0.05 (R)	0.23 (R)	2.27 (R)	2.99 (R)
BW	DF	-1.92 (A)	-2.34 (A)	-12.77 (R)	-12.24 (R)
	ADF	0.82 (A)	-2.30 (A)	-4.65 (R)	-3.81 (R)
	PP	-1.75 (A)	-2.41 (A)	-13.32 (R)	-11.92 (R)
	SBDW	0.05 (R)	0.06 (R)	1.63 (R)	1.54 (R)
CB	DF	-3.28 (R)	-2.91 (R)	-11.24 (R)	-12.14 (R)
	ADF	-2.17 (A)	-0.81 (A)	-5.42 (R)	-6.21 (R)
	PP	-3.41 (R)	-2.65 (R)	-10.98 (R)	-12.84 (R)
	SBDW	0.17 (R)	0.10 (R)	1.39 (R)	1.53 (R)
MG	DF	-3.89 (R)	-4.44 (R)	-17.10 (R)	-19.72 (R)
	ADF	-1.34 (A)	-1.41 (R)	-4.86 (R)	-5.19 (R)
	PP	-3.67 (R)	-4.28 (R)	-21.78 (R)	-31.01 (R)
	SBDW	0.24 (R)	0.28 (R)	2.21 (R)	2.48 (R)
Nilai tukar: RPDOL	DF	-1.97 (A)	-0.90 (A)	-14.63 (R)	-12.85 (R)
	ADF	-0.36 (A)	-0.71 (A)	-4.20 (R)	-3.77 (R)
	PP	-1.79 (A)	-1.04 (A)	-15.27 (R)	-12.80 (R)
	SBDW	0.10 (R)	0.02 (A)	2.06 (R)	0.94 (R)
RPYEN	DF	-1.59 (A)	-0.94 (A)	-16.01 (R)	-13.78 (R)
	ADF	0.92 (A)	-0.58 (A)	-4.35 (R)	-3.54 (R)
	PP	-1.14 (A)	-0.90 (A)	-17.47 (R)	-13.78 (R)
	SBDW	0.09 (R)	0.01 (A)	2.24 (R)	1.39 (R)
Uang beredar: UKT	DF	3.63 (A)	0.87 (A)	-12.98 (R)	-18.40 (R)
	ADF	3.73 (A)	1.52 (A)	-1.97 (R)	-4.09 (R)
	PP	4.90 (A)	1.56 (A)	-14.49 (R)	-18.59 (R)
	SBDW	0.01 (A)	0.00 (A)	1.81 (R)	1.01 (R)
UGR	DF	1.91 (A)	0.16 (A)	-15.43 (R)	-18.89 (R)
	ADF	2.46 (A)	0.17 (A)	-3.62 (R)	-3.89 (R)
	PP	3.08 (A)	0.52 (A)	-15.42 (R)	-19.56 (R)
	SBDW	0.01 (A)	0.00 (A)	2.16 (R)	1.01 (R)

Keterangan: A. Diterima pada taraf 10 persen, kecuali statistik SBDW pada taraf 5 persen.  
R. Ditolak pada taraf 10 persen, kecuali statistik SBDW pada taraf 5 persen.

Tabel 3. (lanjutan)

Peubah	Metode	Bentuk transformasi			
		Asli (V)	Ln V	DV ( $V_i - V_{i-1}$ )	Dln VC ( $\ln V_i - \ln V_{i-1}$ )
UTT	DF	3.87 (A)	0.75 (A)	-12.67 (R)	-17.54 (R)
	ADF	3.81 (A)	1.04 (A)	-2.80 (R)	-4.01 (R)
	PP	4.62 (A)	1.26 (A)	-13.10 (R)	-17.98 (R)
	SBDW	0.00 (A)	0.00 (A)	1.78 (R)	1.00 (R)
Indeks: IHT	DF	2.25 (A)	2.12 (A)	-11.00 (R)	-11.46 (R)
	ADF	0.99 (A)	0.80 (A)	-4.64 (R)	-4.49 (R)
	PP	1.64 (A)	1.46 (A)	-11.23 (R)	-11.68 (R)
	SBDW	0.01 (A)	0.01 (A)	1.50 (R)	1.03 (R)
IHB	DF	2.02 (A)	1.94 (A)	-7.74 (R)	-9.30 (R)
	ADF	0.46 (A)	0.45 (A)	-3.84 (R)	-4.70 (R)
	PP	0.89 (A)	1.11 (A)	-7.47 (R)	-9.25 (R)
	SBDW	0.01 (A)	0.00 (A)	0.92 (R)	1.02 (R)
IHKS	DF	1.97 (A)	1.80 (A)	-12.64 (R)	-12.58 (R)
	ADF	-0.20 (A)	0.35 (A)	-4.11 (R)	-4.22 (R)
	PP	1.20 (A)	1.22 (A)	-13.04 (R)	-12.89 (R)
	SBDW	0.01 (A)	0.01 (A)	1.77 (R)	1.04 (R)

Keterangan: A. Diterima pada taraf 10 persen, kecuali statistik SBDW pada taraf 5 persen.  
R. Ditolak pada taraf 10 persen, kecuali statistik SBDW pada taraf 5 persen.

Tabel 4. Uji Unit Root Peubah Menurut Berbagai Metode : Model dengan Konstanta dan Tren

Peubah	Metode	Bentuk transformasi			
		Asli (V)	Ln V	DV ( $V_i - V_{i-1}$ )	Dln VC ( $\ln V_i - \ln V_{i-1}$ )
Harga: PD	DF	-1.57 (A)	-2.05 (A)	-18.29 (R)	-16.95 (R)
	ADF	-4.36 (R)	-2.05 (A)	-3.89 (R)	-4.13 (R)
	PP	-1.49 (A)	-1.96 (A)	-18.44 (R)	-17.56 (R)
	SBDW	0.07 (R)	0.09 (R)	2.34 (R)	2.19 (R)
JG	DF	-2.99 (A)	-8.27 (R)	-16.20 (R)	-23.79 (R)
	ADF	0.88 (A)	-3.96 (R)	-3.58 (R)	-5.47 (R)
	PP	-2.65 (A)	-8.40 (R)	-18.99 (R)	-35.93 (R)
	SBDW	0.18 (A)	0.89 (R)	2.10 (R)	2.81 (R)
KD	DF	-2.84 (A)	-10.13 (R)	-17.74 (R)	-25.78 (R)
	ADF	-1.63 (A)	-3.41 (R)	-5.57 (R)	-5.84 (R)
	PP	-3.21 (A)	-10.57 (R)	-17.56 (R)	-38.58 (R)
	SBDW	0.13 (A)	1.20 (R)	2.27 (R)	2.94 (R)
BW	DF	-2.25 (A)	-3.37 (R)	-12.77 (R)	-12.25 (R)
	ADF	-0.64 (A)	-4.66 (R)	-4.64 (R)	-3.79 (R)
	PP	-3.14 (R)	-3.66 (R)	-13.32 (R)	-11.93 (R)
	SBDW	0.09 (R)	0.18 (R)	1.63 (R)	1.55 (R)

Keterangan: A. Diterima pada taraf 10 persen, kecuali statistik SBDW pada taraf 5 persen.  
R. Ditolak pada taraf 10 persen, kecuali statistik SBDW pada taraf 5 persen.

Tabel 4. (lanjutan)

Peubah	Metode	Bentuk transformasi			
		Asli (V)	Ln V	DV ( $V_i - V_{i-1}$ )	Dln VC ( $\ln V_i - \ln V_{i-1}$ )
CB	DF	-3.91 (R)	-4.37 (R)	-11.24 (R)	-12.14 (R)
	ADF	-3.37 (A)	-2.64 (A)	-5.59 (R)	-6.22 (R)
	PP	-4.09 (R)	-3.91 (R)	-10.97 (R)	-12.84 (R)
	SBDW	0.24 (R)	0.28 (R)	1.39 (R)	1.53 (R)
MG	DF	-5.77 (R)	-8.18 (R)	-17.10 (R)	-19.73 (R)
	ADF	-2.86 (A)	-2.67 (R)	-4.86 (R)	-5.22 (R)
	PP	-5.83 (R)	-8.58 (R)	-21.77 (R)	-31.13 (R)
	SBDW	0.49 (R)	0.86 (R)	2.21 (R)	2.48 (R)
Nilai tukar: RPDOL	DF	-3.01 (A)	-2.04 (A)	-14.65 (R)	-12.85 (R)
	ADF	-1.56 (A)	-2.31 (A)	-4.29 (R)	-3.84 (R)
	PP	-3.07 (A)	-2.39 (A)	-15.38 (R)	-12.80 (R)
	SBDW	0.17 (R)	0.09 (R)	2.06 (R)	0.97 (R)
RPYEN	DF	-3.16 (R)	-1.92 (A)	-16.05 (R)	-13.78 (R)
	ADF	-0.70 (A)	-0.81 (A)	-4.63 (R)	-3.66 (R)
	PP	-3.08 (A)	-1.51 (A)	-17.76 (R)	-13.78 (R)
	SBDW	0.20 (R)	0.12 (R)	2.24 (R)	1.40 (R)
Uang beredar: UKT	DF	1.54 (A)	-1.92 (A)	-13.87 (R)	-18.55 (R)
	ADF	2.26 (A)	-0.81 (A)	-3.41 (R)	-4.54 (R)
	PP	2.18 (A)	-1.51 (A)	-14.25 (R)	-19.10 (R)
	SBDW	0.04 (A)	0.15 (R)	1.91 (R)	1.02 (R)
UGR	DF	-0.90 (A)	-3.61 (A)	-16.01 (R)	-18.94 (R)
	ADF	-0.19 (A)	-2.97 (A)	-5.09 (R)	-3.92 (R)
	PP	-0.46 (A)	-3.42 (A)	-16.99 (R)	-19.84 (R)
	SBDW	0.03 (A)	0.19 (R)	2.22 (R)	1.02 (R)
UTT	DF	0.87 (A)	-2.89 (R)	-13.59 (R)	-17.66 (R)
	ADF	1.48 (A)	-2.24 (A)	-4.56 (R)	-4.31 (R)
	PP	1.27 (A)	-2.65 (R)	-13.55 (R)	-18.51 (R)
	SBDW	0.02 (A)	0.15 (R)	1.91 (R)	1.02 (R)
Indeks: IHT	DF	1.27 (A)	0.05 (A)	-9.08 (R)	-10.82 (R)
	ADF	-1.22 (A)	-0.62 (A)	-3.72 (R)	-3.51 (R)
	PP	0.11 (A)	-0.21 (A)	-9.54 (R)	-10.78 (R)
	SBDW	0.01 (A)	0.02 (A)	1.17 (R)	1.46 (R)
IHB	DF	1.17 (A)	0.02 (A)	-7.16 (R)	-8.88 (R)
	ADF	-1.58 (A)	-2.07 (A)	4.04 (R)	-3.86 (R)
	PP	-0.32 (A)	-0.88 (A)	-7.80 (R)	-9.37 (R)
	SBDW	0.01 (A)	0.02 (A)	0.81 (R)	1.03 (R)
IHKS	DF	0.24 (A)	-0.27 (A)	-13.02 (R)	-12.82 (R)
	ADF	-1.50 (A)	-1.75 (A)	-4.34 (R)	-4.37 (R)
	PP	-0.33 (A)	-0.79 (A)	-13.34 (R)	-13.09 (R)
	SBDW	0.03 (A)	0.03 (A)	1.82 (R)	1.05 (R)

Keterangan: A. Diterima pada taraf 10 persen, kecuali statistik SBDW pada taraf 5 persen.  
R. Ditolak pada taraf 10 persen, kecuali statistik SBDW pada taraf 5 persen.

Dari kenyataan-kenyataan ini dapatlah selanjutnya ditarik kesimpulan bahwa peubah yang dipertimbangkan mempunyai ordo integrasi 1 atau  $I(1)$ , karena dengan menguji unit root beda pertama, peubah mempunyai sifat stasioner.

## KESIMPULAN DAN IMPLIKASI

Suatu peubah belum tentu memiliki sifat yang sama dengan bentuk transformasinya (logaritme atau beda pertama), apabila dilihat dari sudut pengaruh *lag*nya sendiri dalam konteks analisis deret waktu. Bagi peubah yang diteliti pada makalah ini hanya jumlah uang beredar dan indeks harga konsumen di Surabaya mempunyai jumlah *lag* yang berpengaruh sama, baik pada peubah asli maupun transformasi. Selainnya memiliki *lag* yang berbeda-beda.

Uji unit root DF, ADF, dan PP hampir secara konsisten memberikan kesimpulan yang sama, tetapi tidak selalu sama dengan kesimpulan dari uji SBDW, apalagi pada peubah asli dan transformasi logaritme. Bagi peubah beda waktu, perbedaan ini tidak terlihat sama sekali karena kesimpulan ke empat uji selalu sama.

Peubah asli dan transformasi logaritmenya ditunjukkan memiliki unit root, sedangkan peubah beda waktunya ditunjukkan memiliki sifat stasioner. Oleh karena itu peubah harga konsumen padi, jagung, kedelai, bawang merah, cabai merah, mangga di Surabaya; nilai tukar dolar dan yen terhadap rupiah; jumlah uang beredar; indeks harga yang diterima petani dan yang dibayar petani di Jawa Timur, serta indeks harga konsumen di Surabaya berintegrasi dengan ordo 1. Oleh karena itu dengan informasi seperti ini, peneliti sosial-ekonomi dapat lebih hati-hati dalam merumuskan hubungan regresi terutama untuk data deret waktu yang umumnya digunakan.

## DAFTAR PUSTAKA

- Alderman, H. 1993. Intercommodity Price Transmittal: Analysis of Food Markets in Ghana, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55: 43-64.
- Alexander, C. and J. Wyeth. 1994. Cointegration and Market Integration: An Application to the Indonesian Rice Market, *Journal of Development Studies* 30: 303-328.
- Ardeni, P.G. 1989. Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?, *American Journal of Agricultural Economics* 71: 661-669.

- Charemza, W.W. and D.F. Deadman. 1997. *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression*. Second Edition. Edward Elgar. Cheltenham. UK.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association* 74: 427-431.
- 
- \_\_\_\_\_. 1981. The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica* 49: 1057-1072.
- Fuller, W.A. 1976. *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley. New York.
- Goodwin, B.K. and T.C. Schroeder. 1991. Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets, *American Journal of Agricultural Economics* 73: 452-464.
- Granger, C.W.J. 1981. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, *Journal of Econometrics* 16: 121-130.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold. 1974. Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics* 2: 111-120.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold. 1986. *Forecasting Economic Time Series*. 2<sup>nd</sup> Edition. Academic Press Inc. Orlando.
- Hutabarat, B., H. Malian, A. Djulin, Sumedi, T.B. Purwantini. 2001. *Analisis Pengaruh Kebijakan Moneter terhadap Sektor Pertanian*. Laporan Penelitian. Pusat Penelitian Sosial Ekonomi Pertanian. Bogor.
- Hendry, D.F. 1974. Stochastic Specification in an Agregate Demand Model of the United Kingdom, *Econometrica* 42: 559-578.
- Perron, P. 1988. Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 297-332.
- Phillips, P.C.B. 1986. Understanding Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics* 33: 311-340.
- Phillips, P.C.B. 1987. Time Series Regression with a Unit Root, *Econometrica* 55: 277-301.
- Phillips, P.C. and Perron. 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regressions, *Biometrika* 75: 335-346.
- Phillips, P.C. and S. Ouliaris. 1990. Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration, *Econometrica* 58: 165-193.

- Ran, G., F. In, and J.L.Dillon. 1995. Effects of Agricultural Production Fluctuations on the Chinese Macroeconomy, *Agricultural Economy* 12: 69-78.
- Said, S.E. and D.A. Dickey. 1984. Testing for Unit Roots in ARMA (p, q) Models with Unknown p and q, *Biometrika* 71: 599-607.
- Sargan, J.D. and A. Bhargava. 1983. Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk, *Econometrica* 51: 153-174.
- Stock, J.H. and M.W. Watson. 1988. Testing for Common Trends, *Journal of the American Statistical Association* 83: 1097-1107.