

INTEGRASI PASAR KENTANG DI INDONESIA ANALISIS KORELASI DAN KOINTEGRASI

Potato Market Integration in Indonesia : Correlation and Cointegration Analysis

Witono Adiyoga, Keith O. Fuglie and Rachman Suherman
Peneliti Balai Penelitian Tanaman Sayuran

ABSTRACT

Market integration in potato was examined by using correlation and co-integration approaches. Utilizing daily, weekly and monthly potato price data in Jakarta, Bandung, Tanah Karo and Singapore were analyzed to determine the extent and nature of market integration. In general, the study of market integration can provide information on how the markets operate, that may be useful for improving price policy, monitoring price movements, making price prediction, and improving infrastructure investment policy. Under current price situation, it was hypothesized that potato markets in Bandung, Jakarta, Tanah Karo and Singapore are not integrated. Results indicate that correlation coefficients are not unequivocal indicators of market integration. High bi-variate correlation for two markets that do not trade with each other (segregated) is quite possible, if prices in each market are highly correlated via the price and trading relationship of a joint destination market. Further analysis suggests that the diagnostic approach of correlation coefficient in studying market integration should be used with cautious, because of some proven weaknesses that are inherent to this approach. The use of co-integration approach suggests that all of those markets are consistently integrated. The results are invariant to the type of data used (daily, weekly and monthly data). Co-integration is the statistical implication of the existence of a long-run relationship between economic variables (prices). In other words, from a statistical point of view, a long-term relationship means that the variables move together over time so that short-term disturbances from the long-term trend will be corrected. Integrated potato markets will help producers and consumers since the correct price signals can be transmitted down the supply chain. Consequently, consumers in some markets will not have to pay higher prices, and farmers will be able to grow a certain commodity according to their comparative advantages. This leads to more efficient use of resources.

PENDAHULUAN

Lokasi geografis memungkinkan kentang dari beberapa sentra produksi di Indonesia dapat dipasarkan tidak hanya untuk kebutuhan lokal dan regional, tetapi juga untuk pasar ekspor Singapura dan Malaysia (Adiyoga, et al., 2001). Pada dasarnya, pemasaran kentang di Indonesia merupakan pelayanan terinstitusionalisasi yang menjembatani pergerakan kentang dari produsen ke konsumen. Intervensi pemerintah relatif minimal, terbatas pada penyediaan infrastruktur penunjang, misalnya jalan dan pasar (Setiadi, 1995; Siregar, 1989). Kentang di pasar pada umumnya berasal dari varietas Granola dan dijual sesuai dengan pengkelasan (*grading*) ukuran umbi. Dengan demikian, produk yang diperjual-belikan bersifat homogen dan pasar cenderung beroperasi berdasarkan kekuatan penawaran dan permintaan.

Studi terdahulu mengenai sistem kentang di Jawa Barat mengindikasikan bahwa harga kentang di Bandung dan Jakarta secara konsisten selalu lebih tinggi dibandingkan harga di Pangalengan. Perilaku harga di berbagai tingkat pasar yang berbeda tersebut ternyata relatif serupa. Harga kentang di tingkat produsen dan di tingkat grosir cenderung meningkat secara simultan dengan disparitas harga yang relatif kecil (Adiyoga, et al., 1999). Sementara itu, harga di tingkat produsen cenderung menurun lebih dini/cepat dibandingkan dengan harga di tingkat grosir. Harga kentang biasanya mencapai tingkat tertinggi pada bulan Juli dan/atau Agustus serta mencapai tingkat terendah pada bulan Desember dan/atau Januari. Interseksi harga antara Bandung dan Jakarta mengindikasikan bahwa terkadang harga kentang di Bandung justru lebih tinggi dibandingkan dengan harga di Jakarta. Beberapa pedagang menyatakan bahwa hal tersebut terjadi karena adanya tambahan pasokan kentang dari luar Jawa, terutama Sumatera Utara. Dengan demikian, fluktuasi harga terutama diinduksi oleh jumlah pasokan kentang yang masuk ke pasar induk Jakarta dari sentra produksi utama kentang di Jawa dan Sumatera. Dalam kondisi seperti ini, apakah diperlukan suatu intervensi pasar? Pertanyaan tersebut perlu direspon secara hati-hati, karena pada beberapa kasus, intervensi justru memutuskan hubungan harga antar pasar. Secara tidak langsung, pertanyaan di atas juga mengarah pada suatu hipotesis bahwasanya pasar-pasar kentang di Jawa dan luar Jawa tidak terintegrasi.

Beberapa definisi integrasi pasar telah dikemukakan pada berbagai studi terdahulu. Harris (1979) mengindikasikan integrasi pasar sebagai keterpaduan diantara beberapa pasar yang memiliki korelasi harga tinggi. Ravallion (1986) mengemukakan bahwa pasar-pasar secara spasial terintegrasi jika terjadi aktivitas perdagangan diantara pasar-pasar tersebut. McNew (1996) membatasi integrasi pasar sebagai kondisi ekuilibrium spasial efisien yang dicerminkan oleh adanya

kejutan (shock) pada pasar tertentu yang secara sempurna ditransmisikan ke pasar-pasar lainnya. Sejalan dengan pandangan ini, Goodwin dan Schroeder (1991) menggambarkan integrasi pasar berkaitan dengan lokasi-lokasi spasial yang memiliki perubahan harga one-to-one. Lebih jauh lagi, Muwanga dan Snyder (1997) mengemukakan bahwa pasar-pasar terintegrasi jika terjadi aktivitas perdagangan antara dua atau lebih pasar-pasar yang terpisah secara spasial, kemudian harga di suatu pasar berhubungan atau berkorelasi dengan harga di pasar-pasar lainnya. Dalam hal ini, perubahan harga di suatu pasar secara parsial atau total ditransmisikan ke harga yang terjadi di pasar-pasar lain, baik dalam jangka pendek atau jangka panjang.

Pasar akan memeragakan fungsinya secara efisien jika memanfaatkan semua informasi yang tersedia. Dengan kata lain, jika pasar menggunakan harga yang lalu (past prices) secara tepat dalam penentuan harga pada saat ini (current price determination), maka sistem pemasaran yang berlaku dapat dikategorikan efisien (Leuthold & Hartmann, 1979). Dalam sistem tersebut, informasi harga dan kemungkinan substitusi produk antar pasar selalu berpengaruh terhadap perilaku penjual dan pembeli. Transmisi dan pemanfaatan informasi diantara berbagai pasar dapat mengakibatkan harga dari komoditas tertentu bergerak secara bersamaan di berbagai pasar tersebut. Kondisi ini menunjukkan keberadaan integrasi pasar yang merupakan salah satu indikator penting efisiensi sistem pemasaran (Heytens, 1986). Dengan demikian, pengukuran integrasi pasar kentang dapat memberikan informasi penting menyangkut cara kerja pasar yang dapat berguna untuk memperbaiki kebijakan liberalisasi pasar, memantau pergerakan harga, melakukan peramalan harga dan memperbaiki kebijakan investasi infrastruktur pemasaran kentang (Goletti and Christina-Tsigas, 1995). Berdasarkan uraian di atas, studi ini diarahkan untuk mengkaji integrasi pasar kentang di beberapa kota besar pusat konsumsi (Bandung, Jakarta, Medan dan Singapura).

METODOLOGI

Metode penelitian yang digunakan dalam kajian ini adalah adaptasi dari analisis struktur, perilaku dan keragaan (*structure, conduct, and performance analysis*). Sesuai dengan konteks kajian yang dilakukan, penekanannya adalah pada analisis keragaan pasar kentang. Keragaan pemasaran kentang ditelusuri melalui pengkajian data harga serial waktu di kota Bandung, Jakarta, Tanah Karo, Medan dan Singapura.

Data

Contoh kasus pada studi ini memanfaatkan tiga set data serial waktu harga kentang, yaitu:

1. data harian harga kentang selama tahun 1999 di Bandung (Jawa Barat), Jakarta (Pasar Induk Kramat Jati), dan Tanah Karo, Medan (Sumatera Utara)
2. data mingguan harga kentang selama tahun 1999 di Bandung (Jawa Barat), Jakarta (Pasar Induk Kramat Jati), dan Tanah Karo, Medan (Sumatera Utara)
3. data bulanan harga kentang mencakup periode 1997-1999 di Bandung (Jawa Barat), Jakarta (Pasar Induk Kramat Jati), Tanah Karo, Medan (Sumatera Utara), dan Singapura.
4. Pengolahan data dilakukan dengan menggunakan perangkat lunak ekonometrik Microfit 4.0, Window version (Pesaran and Pesaran, 1997).

Metode

Peneliti menggunakan prosedur atau metode yang berbeda-beda untuk mengkaji integrasi pasar, tergantung dari tujuan spesifik yang hendak dicapai. Protopadakis dan Stoll (1983), Mundlak dan Larson (1992), serta Gardner dan Brooks (1994) menggunakan pendekatan korelasi statik untuk mengukur integrasi pasar spasial produk-produk pertanian. Namun, pendekatan ini cenderung semakin kurang diminati karena adanya masalah berkenaan dengan estimasi berbasis variabel-variabel yang masih bersifat *non-stationary*. Berdasarkan pertimbangan tersebut, pengkajian integrasi pasar dengan menggunakan pengujian ekonometrik kointegrasi antar harga (Baffes, 1991; Goodwin, 1992; and Williams and Bewley, 1993) dianggap sebagai pendekatan yang secara ekonometrik lebih baik. Secara lebih spesifik, semakin banyak studi integrasi pasar yang menggunakan pendekatan dua-tahap Engle-Granger (EG) (Engle and Granger, 1987). Tahap pertama ditempuh dengan melakukan pengujian apakah data harga yang dikaji bersifat *non-stationary* $I(1)$ berdasarkan uji (Augmented) Dickey-Fuller (A)DF, atau berdasarkan uji *unit root* lainnya. Tahap kedua dilakukan dengan mengestimasi suatu model statis sederhana dari serial harga $I(1)$ terhadap serial harga $I(0)$ lainnya, serta menguji apakah residualnya bersifat *stationary*, $I(0)$. Selanjutnya ditarik kesimpulan bahwa harga-harga menyebar menuju suatu ekuilibrium jangka panjang dan bahwa pasar terintegrasi jika hipotesis nol dari simpangan non-stasioner ditolak.

Prasyarat uji kointegrasi adalah melakukan verifikasi bahwa suatu serial harga bersifat *non-stationary* dan menetapkan urutan (*order*) integrasi peubah. Alat uji yang paling sering digunakan untuk menentukan sifat *non-stationary* dari suatu serial harga adalah uji *unit root* Augmented Dickey-Fuller (ADF). Pada pengujian ini, hipotesis nol adalah data bersifat *non-stationary* (mengandung suatu *unit root*) melawan hipotesis alternatifnya yaitu data yang bersifat *stationary*. Secara matematis, ADF dapat diekspresikan sebagai pengujian $H_0 : \alpha_0 = 0$ melawan $H_1 : \alpha_0 < 0$, dari model umum berikut ini:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 Y_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta Y_{t-i} + c + \delta t + \eta_t \quad \text{dengan } \eta_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (1)$$

dimana Y_t adalah peubah harga kentang serial waktu (harian, mingguan dan/ atau bulanan) di Bandung, Jakarta, Medan dan/atau Singapura; t adalah *time trend*; α_0 , α_i , dan δ adalah koefisien regresi; dan η adalah simpangan.

Diferensiasi suatu peubah bersifat *non-stationary* biasanya dapat menghasilkan peubah yang bersifat *stationary*. Namun, suatu data serial waktu terkadang harus didiferensiasi beberapa kali agar menjadi *stationary*, walaupun diindikasikan pula bahwa prosedur tersebut dapat mengakibatkan terjadinya kehilangan informasi jangka pendek. Jika suatu data serial waktu didiferensiasi sebanyak d kali sampai menjadi *stationary* (mengandung d *unit roots*), maka data ini disebut sebagai terintegrasi dengan order d atau dikenal sebagai $I(d)$. Peubah-peubah yang bersifat *stationary* dalam tingkatannya, yaitu $I(0)$ harus dihilangkan dari analisis kointegrasi. Pada kebanyakan kasus, bukanlah suatu keharusan bahwa semua peubah memiliki order integrasi yang sama (Harris 1995).

Beberapa alternatif pengujian tersedia untuk mengkaji kointegrasi, namun telah terbukti bahwa pendekatan *multivariate vector regression* (VAR) yang dikembangkan oleh Johansen (1988) menunjukkan keragaan yang lebih baik dibandingkan dengan pendekatan persamaan tunggal serta metode multivariat lainnya. Pendekatan VAR semakin sering digunakan dalam studi deliniasi pasar, misalnya yang dilakukan oleh Clay dan Fofana (1999), serta Perez Agundez et al (1999). Pendekatan multivariat Johansen diawali dengan pendefinisian suatu vektor dari n potensial peubah endogen Z_t . Z_t diasumsikan sebagai suatu sistem VAR yang tidak terestriksi dan memiliki sampai k -lags:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + \Phi D_t + \mu + \varepsilon_t \quad (2)$$

A_i adalah $n \times n$ koefisien matriks, μ adalah konstanta, D_t adalah peubah boneka musiman yang ortogonal terhadap konstanta μ dan ε_t diasumsikan independen dan secara identik berdistribusi berdasarkan proses Gaussian.

Persamaan (2) dapat diformulasikan kembali ke dalam bentuk vector *error correction* (VECM) dengan mengurangkan Z_{t-1} dari kedua sisi persamaan:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \Phi D_t + \mu + \varepsilon_t \quad (3)$$

dimana, $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k-1$), dan $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$.

Sistem persamaan yang dispesifikasi dalam persamaan (3) mengandung informasi baik penyesuaian jangka pendek dan jangka panjang terhadap perubahan Z_t . Ranking Π , ditandai sebagai r , menentukan berapa banyak kombinasi linier Z_t yang bersifat stasioner. Jika $r = N$, maka semua peubah bersifat stasioner, sedangkan jika $r = 0$ sehingga $\Pi = 0$, maka tidak satupun kombinasi linier tersebut bersifat stasioner. Jika $0 < r < N$, r vektor kointegrasi atau r kombinasi linier stasioner Z_t akan terjadi. Dalam kasus ini, Π dapat difaktorisasi, sehingga $\Pi = \alpha\beta'$, dimana α merepresentasikan kecepatan penyesuaian terhadap disequilibrium dan β adalah matriks dari koefisien jangka panjang dan mengandung vektor kointegrasi. Penentuan berapa banyak vektor kointegrasi yang timbul di dalam β , konsekuensinya mengarah pada pengujian kointegrasi.

Johansen and Juselius (1990) menunjukkan bahwa setelah melakukan faktorisasi dan memecahkan masalah *eigenvalue*, maka dimungkinkan untuk menguji jumlah vektor kointegrasi yang signifikan dengan menggunakan dua uji yang berbeda. Pertama, uji penelusuran (*trace test*, η_r), yang merupakan suatu *likelihood ratio test* untuk mengetahui vektor kointegrasi r terbanyak, dengan menggunakan

$$\eta_r = T \sum \ln(1 - \lambda_i),$$

dimana T adalah jumlah observasi dan λ_i adalah *eigenvalues*. Kedua, uji *eigenvalue* maksimal (*maximum eigenvalue test*, ξ_r), yang menguji relevansi kolom $r+1$ dalam β dengan menggunakan

$$\xi_r = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}).$$

Adanya kecenderungan bahwa *trace test* hampir selalu menerima adanya kointegrasi, maka pada kasus ini, kriteria penerimaan kointegrasi ditempuh berdasarkan hasil *maximum eigenvalue test* (Johansen and Juselius 1990). Mengikuti rekomendasi Maddala and Kim (1998), jumlah parameter yang diestimasi (derajat bebas) untuk pengujian *maximum eigenvalue* akan dikoreksi.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Analisis Korelasi

Tabel 1 menunjukkan bahwa untuk ketiga jenis data serial waktu, harga rata-rata kentang di Tanah Karo (Rp. 2147,6; Rp. 2164,8 dan Rp. 1900,2 per kg) adalah terendah, sedangkan harga rata-rata di Jakarta (Pasar Induk Kramat Jati) adalah tertinggi Rp. 2813,5; Rp. 2822,9 dan Rp. 2075,0 per kg). Harga rata-rata kentang di Jakarta bahkan sedikit lebih tinggi dibandingkan dengan harga kentang di Singapura. Hal ini dapat pula menjelaskan adanya sebagian petani atau pedagang dari Tanah Karo (Sumatera Utara) juga menjual produk kentangnya ke pasar-pasar yang jaraknya agak jauh, misalnya Jakarta.

Harga kentang, seperti juga harga kebanyakan komoditas sayuran lainnya, sangat mudah berubah karena penawaran dan permintaan kentang bervariasi dari waktu ke waktu. Untuk harga harian dan mingguan, koefisien variasi (KV) harga kentang di Tanah Karo secara konsisten selalu paling tinggi, sedangkan di Bandung menunjukkan koefisien variasi terendah. Untuk harga bulanan, KV tertinggi diindikasikan oleh harga kentang di Singapura, sedangkan KV terendah masih ditunjukkan oleh harga bulanan kentang di Bandung. Dikaitkan dengan kondisi faktual bahwa Bandung adalah wilayah pemasok utama ke Jakarta (pasar acuan) dan Tanah Karo adalah pemasok utama untuk Singapura, besaran KV mengindikasikan bahwa mekanisme pasar cenderung mengarah pada terjadinya stabilitas harga yang lebih tinggi di tingkat produsen.

Tabel 1. Statistik Deskriptif untuk Harga Harian, Mingguan & Bulanan Kentang

Variabel	Harga Harian		Harga Bulanan		Harga Mingguan	
	Rata-rata (Rp/kg)	Koefisien Variasi	Rata-rata (Rp/kg)	Koefisien Variasi	Rata-rata (Rp/kg)	Koefisien Variasi
Periode	1999		1999		1997-1999	
Bandung	2.452,5	0,16982	2.557,9	0,16171	1.908,3	0,41015
Jakarta	2.813,5	0,20257	2.822,9	0,18899	2.075,0	0,41072
T. Karo	2.147,6	0,29644	2.164,8	0,28903	1.900,2	0,43079
Singapore					2.171,4	0,48930

Dengan memanfaatkan Jakarta sebagai pasar acuan, Tabel 2 (data harian dan mingguan) mengindikasikan bahwa semakin jauh jarak suatu pasar dari Jakarta, semakin rendah koefisien korelasi antara harga kentang di pasar tersebut dengan harga kentang di Jakarta. Koefisien korelasi harga kentang antara Jakarta dan Tanah Karo lebih rendah dibandingkan dengan koefisien korelasi harga kentang Jakarta dan Bandung. Namun demikian, untuk harga bulanan, koefisien korelasi harga kentang antara Tanah Karo dan Jakarta ternyata lebih tinggi dibandingkan dengan koefisien korelasi harga kentang Tanah

Karo dan Singapura. Hal ini mengimplikasikan bahwa koefisien korelasi bukan indikator yang pasti/tegas untuk integrasi pasar. Korelasi bivariat yang tinggi antara dua pasar yang tidak melakukan perdagangan satu sama lain (tersegregasi) masih tetap dimungkinkan, jika harga-harga di setiap pasar berkorelasi tinggi melalui hubungan harga dan perdagangan dengan suatu pasar destinasi gabungan. Harris (1979) bahkan mengemukakan dua alasan mengapa koefisien korelasi yang tinggi belum tentu mengindikasikan integrasi dan persaingan sempurna. Pertama, pada saat harga-harga meningkat karena pertumbuhan penduduk dan peningkatan permintaan efektif koefisien korelasi akan meningkat karena jarak absolut dari garis *trend* akan berkurang deviasinya, dengan syarat biaya pemasaran tetap konstan. Kedua, semakin panjang periode (kurun) waktu dari data harga serial yang dirata-ratakan untuk korelasi, maka semakin tinggi koefisiennya, semakin rendah tingkat signifikansinya dan semakin besar kemungkinan fluktuasi harga harian yang sering memberikan keuntungan bagi pedagang menjadi hilang. Semakin jelas bahwa koefisien korelasi tidak cukup tepat untuk digunakan sebagai bukti adanya integrasi pasar. Koefisien korelasi hanya dapat digunakan sebagai suatu indikator kemungkinan berdasarkan berbagai asumsi mengenai struktur dan perilaku pasar. Lebih jauh lagi, Harris (1979) menyarankan agar penggunaan koefisien korelasi sebagai alat diagnosa integrasi pasar, dilakukan secara hati-hati karena berbagai bukti kelemahan yang melekat pada pendekatan tersebut.

Tabel 2. Matriks Korelasi Data Harga Harian, Mingguan dan Bulanan Kentang

Variabel	Data harian			Data mingguan			Data bulanan			
	Bandung	Jakarta	T. Karo	Bandung	Jakarta	T. Karo	Bandung	Jakarta	T. Karo	Singapura
Bandung	1.0000	0.73678	0.58025	1.0000	0.82582	0.62872	1.0000	0.97183	0.84702	0.55898
Jakarta	0.73678	1.0000	0.71479	0.82582	1.0000	0.76153	0.97183	1.0000	0.89638	0.64995
T. Karo	0.58025	0.71479	1.0000	0.62872	0.76153	1.0000	0.84702	0.89638	1.0000	0.78351
Singapura							0.55898	0.64995	0.78351	1.0000

Analisis Kointegrasi

Data harga harian

Uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) untuk stasionaritas dilakukan terhadap setiap data harga harian kentang. Dua persamaan ADF yang berbeda digunakan untuk menguji akar unit (*unit roots*). Persamaan pertama menghitung statistik ADF untuk model yang mengandung intersep, tetapi tidak menyertakan *trend*, sedangkan persamaan kedua menghitung statistik ADF untuk model yang mengandung intersep dan *trend* linier deterministik. Sebelum melakukan uji akar unit, seleksi order regresi ADF (p) didasarkan pada nilai tertinggi *Akaike Information*

Criterion (AIC) atau *Schwarz Bayesian Criterion* (SBC). Pada bagian atas Tabel 3, statistik ADF untuk semua serial harga (nilai absolutnya) lebih kecil dibandingkan dengan nilai kritikal (*asymptotic*) 95 persennya. Sebagai contoh, statistik ADF untuk harga kentang di Bandung sebesar - 2.7054 (konstanta dimasukkan) dan - 2.9620 (konstanta dan *trend* dimasukkan) ternyata lebih kecil dibandingkan dengan nilai kritikal - 2.8715 dan - 3.4265, secara berturut-turut. Hal serupa juga berlaku untuk nilai-nilai p yang lebih tinggi. Kondisi ini juga terjadi untuk harga kentang di Jakarta dan Tanah Karo. Oleh karena itu, tidak mungkin untuk menolak hipotesis nul bahwa serial harga kentang tersebut *non-stationary*.

Uji yang sama juga dilakukan terhadap diferensiasi pertama dari semua serial harga. Pada bagian bawah Tabel 3, nilai absolut dari statistik ADF untuk semua serial harga lebih besar dibandingkan dengan nilai kritikal (*asymptotic*) 95 persennya. Sebagai contoh, statistik ADF untuk harga kentang di Jakarta sebesar - 10,7971 (konstanta dimasukkan) dan - 10.7872 (konstanta dan *trend* dimasukkan) ternyata lebih besar dibandingkan dengan nilai kritikal - 2.8715 dan - 3.4266, secara berturut-turut. Kondisi ini juga terjadi untuk harga kentang di Bandung dan Tanah Karo. Dengan demikian, hipotesis nol yang menyatakan bahwa serial harga kentang di Bandung, Jakarta dan Tanah Karo memiliki satu akar unit secara tegas ditolak. Hasil uji juga mengimplikasi-kan bahwa semua serial harga adalah *stationary* setelah dilakukan diferensiasi pertama, $I(1)$. Kolom p menunjukkan *order of augmentation* dari pengujian akar unit untuk setiap serial harga.

Tabel 3. Hasil Uji Akar Unit untuk Harga Harian Kentang di Bandung, Jakarta, dan Tanah Karo

Market	ADF test (constant included)	Significant lag p	ADF test (constant and trend included)	Significant lag p
<i>Price series</i>				
Bandung	- 2.7054	1	- 2.9620	1
Jakarta (PIKJ)	- 2.3073	2	- 2.3140	2
Tanah Karo	- 1.9151	1	- 2.0793	1
<ul style="list-style-type: none"> • 95% critical value for the ADF statistic (constant included) = - 2.8715 • 95% critical value for the ADF statistic (constant and trend included) = - 3.4265 				
<i>First difference of price series</i>				
Bandung	- 13.7834	1	- 13.7651	1
Jakarta (PIKJ)	- 10.7971	4	- 10.7872	4
Tanah Karo	- 13.4544	1	- 13.4743	1
<ul style="list-style-type: none"> • 95% critical value for the ADF statistic (constant included) = - 2.8715 • 95% critical value for the ADF statistic (constant and trend included) = - 3.4265 				

Tabel 4 menunjukkan seleksi order model *multivariate vector regression* (VAR) untuk harga harian kentang. Besaran AIC mengarah pada VAR order 3, sedangkan besaran SBC menyarankan VAR order 1. Penggunaan SBC biasanya dilakukan untuk menseleksi order model VAR yang lebih rendah dibandingkan dengan jika menggunakan AIC. Oleh karena data serial waktu yang digunakan cukup panjang (307 observasi), tampaknya risiko *over parameterization* akan sangat kecil, meskipun memilih order VAR yang lebih tinggi. Dengan demikian, order model VAR yang dipilih dalam kasus ini adalah order 3.

Tabel 4. Uji Statistik dan Pemilihan Kriteria untuk Menseleksi Order Model VAR dari Harga Harian Kentang

Based on 302 observations from 6 to 307. Order of VAR = 5 List of variables included in the unrestricted VAR: BDG, KRA, TNK List of deterministic and/or exogenous variables: INPT					
Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
5	-5929.4	-5977.4	-6066.5	-----	-----
4	-5931.0	-5970.0	-6042.4	CHSQ(9)= 3.1232[.959]	2.9578[.966]
3	-5933.3	-5963.3	-6018.9	CHSQ(18)= 7.6285[.984]	7.2243[.988]
2	-5942.8	-5963.8	-6002.8	CHSQ(27)= 26.7385[.478]	25.3218[.556]
1	-5962.5	-5974.5	-5996.8	CHSQ(36)= 66.1371[.002]	62.6332[.004]
0	-6758.5	-6761.5	-6767.0	CHSQ(45)= 1658.1[.000]	1570.2[.000]

AIC=Akaike Information Criterion
SBC=Schwarz Bayesian Criterion

Semua serial harga ternyata terintegrasi dengan order satu, I(1), sehingga seluruhnya disertakan dalam pengujian Johansen untuk kointegrasi. Hasil pengujian dapat dilihat di bagian atas dan tengah pada Tabel 5.

Tabel 5. Pengujian Kointegrasi Antar Harga Harian Kentang di Bandung, Jakarta, dan Tanah Karo

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix				
304 observations from 4 to 307. Order of VAR = 3. List of variables included in the cointegrating vector: BDG, KRA, TNK, Intercept List of eigenvalues in descending order: .10285 .042974 .0055379 .0000				
Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	32.9951	22.0400	19.8600
r <= 1	r = 2	13.3530	15.8700	13.8100
r <= 2	r = 3	1.6882	9.1600	7.5300
Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix				
Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	48.0363	34.8700	31.9300
r <= 1	r >= 2	15.0412	20.1800	17.8800
r <= 2	r = 3	1.6882	9.1600	7.5300
Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria				
Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	-6000.4	-6018.4	-6051.8	-6031.8
r = 1	-5983.9	-6007.9	-6052.5	-6025.7
r = 2	-5977.2	-6005.2	-6057.2	-6026.0
R = 3	-5976.4	-6006.4	-6062.1	-6028.7

Keterangan : AIC = Akaike Information Criterion; SBC = Schwarz Bayesian Criterion; HQC = Hannan-Quinn Criterion

Tabel 5, statistik dari maksimal dan *trace eigenvalue* menolak hipotesis nol bahwa tidak terdapat kointegrasi (bahwa $r=0$). Penolakan ini mengindikasikan bahwa harga harian kentang di ketiga lokasi terkointegrasi. Statistik maksimal dan *trace eigenvalue* juga mengimplikasikan bahwa terdapat satu hubungan kointegrasi (*one co-integrating relation*) antara harga harian kentang di Bandung, Jakarta dan Tanah Karo, yaitu $r = 1$.

Data harga mingguan

Properti stokastik harga mingguan kentang diperiksa dengan menggunakan uji ADF. Bagian atas Tabel 6 memperlihatkan bahwa statistik ADF dari semua serial harga (nilai absolut) lebih kecil dibandingkan dengan nilai kritis (*asymptotic*) 95 persennya. Hal ini mengindikasikan bahwa hipotesis nol akar unit untuk semua serial harga yang diperiksa, tidak dapat ditolak. Uji yang sama juga diberlakukan untuk diferensiasi pertama dari semua serial harga tersebut. Pada bagian bawah Tabel 6, nilai absolut statistik ADF untuk semua serial harga lebih besar dibandingkan dengan nilai kritis (*asymptotic*) 95 persennya. Sebagai contoh, statistik ADF untuk harga kentang di Tanah Karo sebesar - 5.0473 (konstanta dimasukkan) dan - 5.1413 (konstanta dan *trend* dimasukkan) ternyata lebih besar dibandingkan dengan nilai kritis - 2.9400 dan - 3.5313, secara berturut-turut. Penolakan hipotesis nol keberadaan akar unit

memberikan verifikasi bahwa harga mingguan kentang di Bandung, Jakarta dan Tanah Karo terintegrasi dengan order satu, $I(1)$.

Tabel 6. Hasil Uji Akar Unit untuk Harga Mingguan Kentang di Bandung, Jakarta, dan Tanah Karo

Market	ADF test (constant included)	Significant lag	ADF test (constant and trend included)	Significant lag
<i>Price series</i>				
Bandung	-2.0581	1	-2.0145	1
Jakarta (PIKJ)	-1.6557	1	-1.4857	1
Tanah Karo	-2.1866	1	-1.9668	1
<ul style="list-style-type: none"> • 95% critical value for the ADF statistic (constant included) = -2.9378 • 95% critical value for the ADF statistic (constant and trend included) = -3.5279 				
<i>First difference of price series</i>				
Bandung	-3.6120	1	-3.5510	1
Jakarta (PIKJ)	-3.6435	1	-3.6783	1
Tanah Karo	-5.0473	1	-5.1413	1
<ul style="list-style-type: none"> • 95% critical value for the ADF statistic (constant included) = -2.9400 • 95% critical value for the ADF statistic (constant and trend included) = -3.5313 				

Setelah mendapatkan konfirmasi bahwa serial harga yang diperiksa ternyata terintegrasi dengan order satu, $I(1)$, maka langkah berikutnya adalah menentukan panjang *lag* yang tepat untuk model VAR. Tabel 7 memperlihatkan bahwa besaran AIC mengarah pada VAR order 2, sedangkan besaran SBC menyarankan VAR order 1. Penggunaan SBC biasanya dilakukan untuk menseleksi order model VAR yang lebih rendah dibandingkan dengan jika menggunakan AIC. Oleh karena waktu serial harga yang digunakan relatif pendek (52 observasi), maka order model VAR 1 (satu) dipilih untuk menghindari risiko *over-parameterization*.

Tabel 7. Uji Statistik dan Pemilihan Kriteria untuk Menseleksi Order Model VAR dari Harga Mingguan Kentang

Based on 47 observations from 6 to 52. Order of VAR = 5 List of variables included in the unrestricted VAR: BDG, KRA, TNK List of deterministic and/or exogenous variables: INPT					
Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
5	-932.2213	-980.2213	-1024.6000	-----	-----
4	-935.1929	-974.1929	-1010.3000	CHSQ(9)= 5.9431[.746]	3.9199[.917]
3	-941.8092	-971.8092	-999.5614	CHSQ(18)= 19.1758[.381]	12.6478[.812]
2	-946.5250	-967.5250	-986.9515	CHSQ(27)= 28.6073[.380]	18.8686[.875]
1	-956.0559	-968.0559	-979.1568	CHSQ(36)= 47.6690[.092]	31.4413[.685]
0	-1031.9000	-1034.9000	-1037.6000	CHSQ(45)= 199.2807[.000]	131.4404[.000]

AIC=Akaike Information Criterion
SBC=Schwarz Bayesian Criterion

Uji multivariat Johansen diberlakukan untuk serial harga mingguan kentang di Bandung, Jakarta dan Tanah Karo. Bagian atas Tabel 8 menunjukkan bahwa statistik *maximum eigenvalue* menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak ada kointegrasi ($r = 0$). Hasil serupa juga diperlihatkan oleh uji yang kedua dimana statistik *trace eigenvalue* menolak hipotesis nol (tidak ada kointegrasi). Hasil kedua uji memberikan konfirmasi bahwa harga mingguan kentang di Bandung, Jakarta dan Tanah Karo menunjukkan adanya kointegrasi. Statistik *maximum* dan *trace eigenvalue* juga mengimplikasikan bahwa terdapat satu hubungan kointegrasi (*one co-integrating relation*) antara harga mingguan kentang di Bandung, Jakarta dan Tanah Karo, yaitu $r = 1$.

Tabel 8. Pengujian Kointegrasi Antar Harga Mingguan Kentang di Bandung, Jakarta, dan Tanah Karo

<i>Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix</i>				
51 observations from 2 to 52. Order of VAR = 1. List of variables included in the cointegrating vector: BDG, KRA, TNK, Intercept List of eigenvalues in descending order : .35577 .18740 .027007 .0000				
Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
R = 0	r = 1	22.4243	22.0400	19.8600
R <= 1	r = 2	10.5832	15.8700	13.8100
R <= 2	r = 3	1.3963	9.1600	7.5300
<i>Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix</i>				
Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
R = 0	r >= 1	34.4038	34.8700	31.9300
R <= 1	r >= 2	11.9795	20.1800	17.8800
R <= 2	r = 3	1.3963	9.1600	7.5300
<i>Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria</i>				
Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
R = 0	-1058.1	-1058.1	-1058.1	-1058.1
R = 1	-1046.8	-1052.8	-1058.6	-1055.1
R = 2	-1041.5	-1051.5	-1061.2	-1055.2
R = 3	-1040.8	-1052.8	-1064.4	-1057.3

Keterangan : AIC = Akaike Information Criterion ; SBC = Schwarz Bayesian Criterion ; HQC = Hannan-Quinn Criterion
Data harga bulanan

Langkah pertama yang harus dilakukan dalam mengkaji integrasi pasar adalah memeriksa status akar unit dari setiap serial harga yang dianalisis dengan menggunakan uji ADF. Pada bagian atas Tabel 9, statistik ADF dari setiap serial harga yang diperiksa (nilai mutlak) berada di bawah nilai kritis (*asymptotic*) 95 persennya. Hal ini mengindikasikan bahwa hipotesis nol keberadaan akar unit tidak dapat ditolak. Pada bagian bawah Tabel 9, nilai mutlak statistik ADF untuk semua diferensiasi pertama harga bulanan kentang ternyata lebih besar dibandingkan dengan nilai kritis (*asymptotic*) 95 persennya. Sebagai contoh, statistik ADF untuk harga bulanan kentang di Singapura sebesar - 4.5861 (konstanta dimasukkan) dan - 4.5110 (konstanta dan *trend* dimasukkan) ternyata berada di atas nilai kritis - 3.0039 dan - 3.6331, secara berturut-turut. Hal ini mengindikasikan bahwa hipotesis nol keberadaan akar unit ditolak, dan memberikan verifikasi bahwa harga mingguan kentang di Bandung, Jakarta serta Tanah Karo terintegrasi dengan order satu, I(1).

Tabel 9. Hasil Uji Akar Unit untuk Harga bulanan Kentang di Bandung, Jakarta, dan Tanah Karo

Market	ADF test (constant included)	Significant lag p	ADF test (constant and trend included)	Significant lag p
<i>Price series</i>				
Bandung	-1.7169	1	-1.8899	1
Jakarta (PIKJ)	-1.7613	2	-1.1537	2
Tanah Karo	-1.8281	1	-1.7378	1
Singapore	-1.7259	1	-2.8121	1
<ul style="list-style-type: none"> • 95% critical value for the ADF statistic (constant included) = - 2.9970 • 95% critical value for the ADF statistic (constant and trend included) = - 3.6219 				
<i>First difference of price series</i>				
Bandung	-3.7690	1	-3.9403	1
Jakarta (PIKJ)	-4.4318	1	-4.9596	1
Tanah Karo	-3.6612	1	-4.5740	2
Singapore	-4.5861	1	-4.5110	1
<ul style="list-style-type: none"> • 95% critical value for the ADF statistic (constant included) = - 3.0039 • 95% critical value for the ADF statistic (constant and trend included) = - 3.6331 				

Setelah memperoleh konfirmasi bahwa serial harga bulanan kentang yang diperiksa terintegrasi dengan order satu, $I(1)$, maka langkah berikutnya adalah menentukan panjang *lag* yang tepat untuk VAR. Tabel 10 memperlihatkan bahwa besaran AIC mengarah pada VAR order 2, sedangkan besaran SBC menyarankan VAR order 1. Penggunaan SBC biasanya dilakukan untuk menseleksi order model VAR yang lebih rendah dibandingkan dengan jika menggunakan AIC. Oleh karena waktu serial harga yang digunakan relatif pendek (36 observasi), maka *order* model VAR 1 (satu) dipilih untuk menghindari risiko *over-parameterization*.

Tabel 10. Uji Statistik dan Pemilihan Kriteria untuk Menseleksi Order Model VAR dari harga bulanan kentang

Based on 33 observations from 1997M4 to 1999M12. Order of VAR = 3 List of variables included in the unrestricted VAR: BDG, KRA, TNK, SPR List of deterministic and/or exogenous variables: INPT					
Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
3	-889.8958	-941.8958	-980.8050	-----	-----
2	-900.4866	-936.4866	-963.4237	CHSQ(16)= 21.1816 [.172]	12.8373[.685]
1	-921.5102	-941.5102	-956.4753	CHSQ(32)= 63.2289[.001]	38.3205[.205]
0	-986.0997	-990.0997	-993.0927	CHSQ(48)= 192.4078[.000]	116.6108[.000]

KESIMPULAN

Koefisien korelasi bukan indikator yang konsisten atau tegas untuk menentukan integrasi pasar. Korelasi bivariat yang tinggi antara dua pasar yang tidak melakukan perdagangan satu sama lain (tersegregasi) masih tetap dimungkinkan, jika harga-harga di setiap pasar berkorelasi tinggi melalui hubungan harga dan perdagangan dengan suatu pasar destinasi gabungan (pasar ketiga). Hasil penelitian menyarankan agar pendekatan korelasi sebagai alat diagnosa integrasi pasar, sebaiknya digunakan secara hati-hati karena berbagai bukti kelemahan yang melekat pada pendekatan tersebut.

Penggunaan analisis kointegrasi terhadap data serial harga harian, mingguan dan bulanan secara konsisten mengindikasikan bahwa pasar kentang di Jakarta, Bandung, Sumatera Utara dan Singapura terintegrasi. Kointegrasi dalam hal ini merupakan implikasi statistik dari adanya hubungan jangka panjang antara peubah-peubah ekonomi (harga). Hubungan jangka panjang tersebut mengandung arti bahwa peubah harga bergerak bersamaan sejalan dengan waktu. Pasar kentang yang terintegrasi seperti ini akan banyak membantu produsen dan konsumen, karena rantai pasokan yang ada dapat mentransmisikan sinyal harga secara benar. Sebagai konsekuensi dari kondisi ini, konsumen di pasar tertentu tidak perlu membayar lebih mahal dan produsen dapat melakukan spesialisasi berdasarkan keunggulan komparatif-nya. Hal ini pada gilirannya akan mengarah pada penggunaan sumber daya yang lebih efisien.

DAFTAR PUSTAKA

- Adiyoga, W., R. Suherman, A. Asgar, and Irfansyah. 1999. "Potatoes in West Java: A rapid appraisal of production, marketing, processing, and consumer preferences." International Potato Center, Lima, Peru.
- Adiyoga, W., K. E. Fuglie and R. Suherman. 2001. Potato marketing in North Sumatra and an assessment of Indonesian potato trade. Mimeo. International Potato Center, Research Institute for Vegetables and UPWARD.
- Baffes, J. 1991. Some further evidence of the Law of One Price: The Law of One Price still holds. *American Journal of Agricultural Economics*, 73: 1264-1273.
- Clay, P. and Fofana, A. 1999. Delineation of the UK seafood markets. Paper presented at the XIth Annual Conference of the European Association of Fisheries Economists, Dublin, 7-10 April, 1999.

- Engle, R. F. and C. W. Granger. 1987. Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55: 251-276.
- Food and Agriculture Organization. 1998. Food and Agriculture Organization. 1998. Potato: Production, utilization and consumption. FAOSTAT (June, 1998)
- Gardner, B. L. and K. M. Brooks. 1994. Food prices and market integration in Russia: 1992-1993. *American Journal of Agricultural Economics*, 73: 1264-1273.
- Goletti, F. and E. Christina-Tsigas. 1995. Analyzing market integration. In Scott, G. J. (Ed.). *Prices, products and people: Analyzing agricultural markets in developing countries*. International Potato Center.
- Goodwin, B. K. and T. C. Schroeder. 1991. Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle market. *American Journal of Agricultural Economics*, 73: 1264-1273.
- Goodwin, B. K. 1992. Multivariate cointegration tests and the Law of One Price in international wheat market. *Review of Agricultural Economics*, 14:117-124
- Harris, B. 1979. There is method in my madness: Or is it vice versa? *Food Research Institute Studies*, 17: 197-218.
- Harris, R. I. D. 1995. Using cointegration analysis in econometric modelling, Hemel Hempstead, Hertfordshire, Prentice Hall - Harvester Wheatsheaf, 1995
- Heytens, P.J. 1986. Testing market integration. *Food Research Institute Studies*, 20(1):34-49.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- Leuthold, R.M. and P.A. Hartmann. 1979. A semi strong form evaluation of the efficiency of the hog futures market. *American Journal of Agricultural Economics*, 67(4): 482-489.
- Maddala, G. S. and I. Kim. 1998. *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press, 1998.
- McNew, K. 1996. Spatial market integration: Definition, theory and evidence. *Agricultural and Resource Economics Review*, 25: 1-11.

- Mundlak, Y. and D. F. Larson. 1992. On the transmission of world agricultural prices. *World Bank Economic Review*, 6: 399-422.
- Muwanga, G. S. and D. L. Snyder. 1997. Market intergration and the law of one price: Case study of selected feeder cattle markets. Economic Research Institute Study Paper #97-11. Utah State University.
- Pesaran, M.H. and B. Pesaran. 1997. Working with Microfit 4.0: Interactive econometric analysis. Oxford University Press, Great Britain
- Perez Agundez, J. A., G. Taylor, S. Jaffry, and D. Bailly. 1999. The spatial delineation of the French hake market. Paper presented at the XIth Annual Conference of the European Association of Fisheries Economists, Dublin, 7-10 April 1999.
- Protopadakis, A. A. and H. R. Stoll. 1983. Spot and futures prices and the Law of One Price. *Journal of Finance*, 38: 1431-1455.
- Ravallion, M. 1986. Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 88(1): 102-109.
- Setiadi, T. 1995. Peluang pasar kentang di Indonesia. Makalah disampaikan pada Seminar Agribisnis Kentang, Agribusiness Club, 18-19 Januari 1995, Jakarta.
- Siregar, H. 1989. Price and development. In Bottema, J.W., H. Siregar, S. M. Pasaribu, G. Gijbers, and R. Sinung Basuki. (Eds.). *Potato in Indonesia: Prospects for medium altitude production*. CGPRT Centre, Bogor, Indonesia
- Williams, C. and R. Bewley. 1993. The transmission of price information of Queensland cattle auctions. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 37: 33-55.