

ANALISIS KETERPADUAN PASAR GULA PASIR DI JAWA

Budiman Hutabarat*)

ABSTRACT

The paper introduces an alternative method of measuring market integration which offers wider scope of interpretation in testing the integration. The empirical study is applied on sugar using monthly consumer prices at province capitals in Java from April 1969 until February 1986. The result shows that consumer markets in Java are not segmented. Furthermore, the paper concludes that there seems to be long-run integration between consumer markets of Semarang, Yogyakarta, and Surabaya with Jakarta but not between Bandung and Jakarta.

ABSTRAK

Makalah ini memperkenalkan suatu metode alternatif pengukur keterpaduan pasar yang menawarkan kerangka penafsiran yang lebih luas untuk menguji keterpaduan tersebut. Penelitian empirik diterapkan pada mata dagangan gula pasir dengan memakai data harga konsumen bulanan di ibukota-ibukota propinsi di Jawa dari April 1969 sampai dengan Februari 1986. Hasil pengujian menunjukkan bahwa pasar mata dagangan itu ternyata tidak terpisah. Selanjutnya makalah menyimpulkan bahwa terlihat juga adanya keterpaduan jangka panjang antara pasar konsumen Semarang, Yogyakarta, dan Surabaya dengan Jakarta, tetapi tidak antara Bandung dengan Jakarta.

PENDAHULUAN

Sampai saat ini yang lazim dipakai sebagai pengukur keterpaduan pasar adalah penentuan korelasi harga, walaupun sebenarnya pendekatan ini mempunyai kelemahan yang mendasar seperti telah ditunjukkan oleh Timmer (1974), Jones (1976), dan Harries (1979). Memang benar bahwa dalam suatu sistem pasar terpadu yang efisien akan terlihat adanya korelasi positif yang tinggi sepanjang waktu dari beberapa pasar.

Di negara-negara sedang berkembang pendekatan ini banyak dipakai untuk menguji apakah pasar-pasar setempat terpadu dan efisien. Di sini angkutan dan komunikasi biasanya sulit dan mahal, sehingga tidak menunjang terjadinya perdagangan antar pasar yang efisien dan arbitrase yang diperlukan untuk mencapai suatu sistem pasar lokal yang berkaitan secara erat. Pengujian akan hubungan harga-harga ditambah dengan pengamatan tentang kegiatan perdagangan terbukti merupakan suatu metode uji hipotesis yang berguna.

*) Staf Peneliti, Pusat Penelitian Agro Ekonomi, Bogor.

Walaupun benar bahwa harga-harga pada suatu sistem pasar yang efisien cenderung bergerak bersama-sama, tetapi hal ini dapat terjadi karena sebab-sebab yang lain. Koefisien korelasi yang rendah dapat terjadi karena alasan - alasan lain yang bukan berkaitan dengan ketidak-efisienan ekonomi seperti ditunjukkan oleh Timmer (1974) pada perdagangan beras di Jawa dan Jones (1976) pada kasus sorghum di Nigeria. Gerakan harga bersama (seperti inflasi umum), musim bersama (seperti dalam pertanian) atau setiap faktor kebersamaan yang lain dapat memberikan perubahan harga yang selaras walaupun pasar-pasar tersebut tak berhubungan. Sebaliknya suatu pasar monopoli sempurna atau pasar yang harganya ditetapkan oleh suatu badan yang berwenang dengan mudah dapat memberikan koefisien korelasi yang bernilai satu sehingga dianggap sebagai suatu pasar yang bersaing sempurna.

Oleh karena itu, koefisien korelasi bukanlah satu- satunya petunjuk keadaan pasar dan malahan dapat memberikan kesimpulan yang sama sekali keliru seperti telah banyak ditunjukkan dalam literatur (Blyn, 1973 dan Harriss, 1979). Misalnya andaikan terjadi perdagangan antara dua pasar dengan biaya yang sangat tinggi tetapi harga-harga dalam deret waktu di kedua tempat itu dipengaruhi oleh suatu peubah lain secara selaras, sama dan linear. Hal ini mungkin terjadi oleh karena harga barang ketiga yang diperdagangkan dalam pasar bersama atau oleh karena struktur produksi musiman yang dinamis mempengaruhi kedua pasar tersebut. Lalu kita dapat merumuskan harga pada suatu pasar merupakan fungsi linear dari harga pada pasar yang lain dengan kemiringan satu, walaupun kedua pasar itu tidak terpadu.

Dengan latar belakang seperti ini, kita perlu mencari suatu model lain yang dapat menangkap perbedaan tempat dengan tepat dan tidak ditutupi oleh gerak bersama. Model ini juga seyogyanya memberikan kerangka penafsiran yang lebih luas untuk menguji pertanyaan tentang keterpaduan pasar.

Penerapan model dilakukan pada mata dagangan gula pasir karena walaupun harga dasar (floor price = *provenu*) dan harga eceran tertinggi (ceiling price) berada dalam pengawasan pemerintah (BULOG), penulis percaya bahwa keragaman dalam harga di pasar (harga konsumen) cukup besar karena sedikit banyak masih dipengaruhi oleh mekanisme pasar dan peranan intervensi pemerintah ini tidak mempengaruhi keterpaduan antara pasar.

M O D E L

Untuk mengkonsepsikan keterpaduan pasar yang mencoba mengukur pengaruh pada harga-harga setempat oleh harga-harga di tempat lain, kita akan menerapkan model yang dikembangkan oleh Ravalion (1985, 1986). Model dimulai dengan membangun hubungan lag bersebaran autoregresif (autoregressive distri-

buted lag) antara setiap harga mata dagangan suatu tempat dengan tingkat harga acuan yang tepat (mungkin harga nasional atau harga pusat pasar setempat atau harga beberapa tempat). Lebih terinci model ditulis sebagai berikut :

$$\alpha_i(L) H_{it} = \beta_i(L) HA_t + \gamma_i(L) X_{it} + \mu_{it} \dots \dots \dots (1)$$

Untuk $\alpha_i = 1, 2, \dots, k$ dan $t = 1, 2, \dots, n$ dimana H_{it} adalah harga gula di pasar i waktu t : HA_t adalah harga gula di pasar acuan waktu t : X adalah vektor musiman dan peubah lain yang relevan di pasar i waktu t (dengan koleksi peubah yang sama pada semua pasar pada semua waktu): μ_{it} adalah galat, $\alpha_i(L)$, $\beta_i(L)$, dan $\gamma_i(L)$ menggambarkan polinomial dalam operator lag (L ; $H_t^i = H_{t-i}$), dibatasi sebagai:

$$\begin{aligned} \alpha_i(L) &= 1 - \alpha_{i1}L - \dots - \alpha_{in}L^n, \\ \beta_i(L) &= \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \dots + \beta_{im}L^m \\ \gamma_i(L) &= \gamma_{i0} + \gamma_{i1}L + \dots + \gamma_{in}L^n \end{aligned}$$

Untuk menggunakannya dalam penelitian empirik, persamaan (1) perlu ditulis kembali sebagai perbedaan pertama dari harga setempat sebagai peubah tak bebas. Tetapi, sebelumnya perlu kita batasi Δ sebagai operator perbedaan waktu (misalnya $\Delta H_{it} = H_{it} - H_{it-1}$) dan Δ^i adalah perbedaan harga berdasar jarak ($\Delta^i = H_{it} - HA_t$). Pada kasus $n \leq m$, persamaan (1) dapat ditulis:

$$\begin{aligned} \Delta it &= ((\sum_{j=1}^n \alpha_{ij}L^j) - L) \Delta^i H_t + \sum_{j=0}^{m-i} (\sum_{k=0}^j \alpha_{ik} + \sum_{k=0}^j \beta_{ik} - 1) L^j \\ \Delta HA_t &+ (\sum_{j=i}^n \alpha_{ij} + \sum_{j=0}^m \beta_{ij} - 1) HA_{t-1} + \gamma_i(L) X + \mu_{it} \dots \dots \dots (2) \end{aligned}$$

dimana $\alpha_{i0} = 1$. Sehingga persamaan (1) dapat diolah sehingga perubahan harga pada periode saat ini merupakan suatu lag sebaran dari perbedaan harga berdasar tempat dan waktu dari waktu-waktu sebelumnya. Peubah-peubah harga ini dapat merupakan angka-angka mutlak atau logaritma sehingga Δ ini dapat dianggap sebagai perubahan harga mutlak atau persentase. Tetapi, sayangnya persamaan (2) agak sulit untuk ditafsirkan sehingga perlu disederhanakan dalam satu lag untuk setiap beda harga pasar setempat dan pasar acuan ($n = m = 1$) sehingga persamaan (2) dapat ditulis:

$$\begin{aligned} \Delta H_{it} &= (\alpha_{i1}L - L) \Delta^i H_t + \beta_{i0} \Delta HA_t + (\alpha_{i1} + \beta_{i0} + \beta_{i1} - 1) HA_{t-1} \\ &+ \gamma_i X + \mu_{it} \dots \dots \dots (3) \end{aligned}$$

Apabila tanda Δ kita buang maka persamaan (3) menjadi :

$$\begin{aligned} (H_{it} - H_{it-1}) &= (\alpha_i - 1)(H_{it-1} - HA_{t-1}) + \beta_{i0}(HA_t - HA_{t-1}) + (\alpha_i + \beta_{i0} \\ &+ \beta_{i1} - 1) HA_{t-1} + \gamma_i X + \mu_{it} \dots \dots \dots (4) \end{aligned}$$

Jadi persamaan (4) menyatakan bahwa perubahan harga di suatu tempat adalah fungsi dari perubahan dalam selisih harga dengan pasar acuan waktu sebelumnya, perubahan harga pasar acuan pada waktu yang sama dan ciri-ciri pasar setempat.

Dari persamaan (4) ini ada beberapa hipotesis yang dapat diuji:

(1) Keterpisahan pasar. Hipotesis ini menyatakan bahwa perubahan dalam tingkat harga pasar acuan tidak mempunyai pengaruh baik segera atau waktu kemudian, dalam harga-harga di pasar setempat. Pasar i dikatakan terpisah (dalam pengertian persamaan (4) apabila:

$$\beta_{i0} = \beta_{i1} = 0 \dots\dots\dots (5)$$

Yang dapat diuji melalui persamaan (4) terhadap model dibatasi sebagai berikut:

$$(H_{it} - H_{it-1}) = (\alpha_i - 1) H_{it-1} + \gamma_i X + \mu_{it} \dots\dots\dots (6)$$

Apabila persamaan (6) diterima maka artinya harga di pasar i tergantung hanya pada nilai lag dan ciri-ciri pasarnya.

(2) Keterpaduan pasar jangka pendek. Hipotesis ini menyatakan bahwa perubahan harga pada pasar acuan dengan segera dan sepenuhnya diperlihatkan dalam perubahan harga pasar setempat, yang artinya:

$$\beta_{i0} = 1, \beta_i(L) = 1 (\implies \beta_{i1} = 0) \dots\dots\dots (7)$$

Selain itu, hipotesis ini menunjukkan bahwa pengaruh harga-harga sebelumnya tidak ada dalam harga-harga dikemudian hari, $\alpha_i = 0 \dots\dots\dots (8)$

Apabila kedua persamaan (7) dan (8) kita terima, maka pasar ke i adalah terpadu dengan pasar acuan dalam satu jarak waktu. Selanjutnya, apabila $\beta_{i0} = 1$ dan $(\alpha_i - 1) = -1$, maka perubahan harga pasar acuan pada saat tertentu dan perbedaan harga berdasar tempat pada waktu yang sama dapat sepenuhnya digambarkan oleh tingkat harga setempat pada saat sekarang. Jika $n = 1$ (persamaan (4)), keterpaduan jangka pendek seperti terlihat dalam persamaan (7) dan (8) menyatakan bahwa korelasi diri harga-harga setempat tidak ada. Selanjutnya apabila $\gamma_i = 0$, maka harga-harga pasar setempat dengan pasar acuan adalah sama.

(3) Ketiadaan ciri-ciri setempat. Hipotesis ini menganggap bahwa $\gamma_i = 0$, dan akibatnya:

$$(H_{it} - H_{it-1}) = \gamma_0 + (\alpha_i - 1) (H_{it-1} - HA_{t-1}) + \beta_{i0} (HA_t - HA_{t-1}) + (\alpha_i + \beta_{i0} + \beta_{i1} - 1) HA_{t-1} + \mu_{it} \dots\dots\dots (9)$$

Pengujian hipotesis ini ada gunanya apabila harga-harga setempat dicurigai mempunyai musim yang berbeda dari pasar acuan. Dalam keadaan semacam ini peubah X dapat dibatasi sebagai suatu deret peubah boneka musiman dan persamaan (4) dapat kita uji terhadap persamaan (9) melalui uji - F.

Dengan mengolah persamaan (4) lebih lanjut kita akan memperoleh indikator keterpaduan pasar yang lebih tepat dan umum. Andaikan koefisien-koefisien dalam persamaan (4) kita lambangkan sebagai berikut:

$\alpha_i - 1 = b_1$, $\beta_{io} = b_2$, $\alpha_i + \beta_{io} + \beta_{i1} - 1 = b_3$ dan seterusnya, maka persamaan (4) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$(H_{it} - H_{it-1}) = b_1 (H_{it-1} - HA_{t-1}) + b_2 (HA_t - HA_{t-1}) + b_3 HA_{t-1} + b_4 X + \mu_{it} \dots \dots \dots (10)$$

dan kemudian disusun kembali seperti:

$$H_{it} = (1 + b_1) H_{it-1} + b_2 (HA_t - HA_{t-1}) + (b_3 - b_1) HA_{t-1} + b_4 X \dots \dots (11)$$

Apabila pasar acuan kita anggap berada dalam keseimbangan jangka panjang (yakni $HA_{t-1} = 0$) dan juga $b_4 = 0$ maka $(1 + b_1)$ dan $(b_3 - b_1)$ akan menggambarkan sumbangan relatif harga pasar setempat dan acuan terdahulu terhadap pembentukan tingkat harga sekarang. Apabila harga pasar acuan sebelumnya merupakan penentu dari harga setempat (dan bukan harga setempat), maka pasar-pasar ini terpadu dengan baik. Artinya keadaan penawaran dan permintaan pada pasar acuan akan dikomunikasikan secara efektif ke pasar-pasar setempat dan akan mempengaruhi harga-harga di sana walau bagaimanapun keadaan pasar lokal sebelumnya.

Untuk menangkap besarnya pengaruh ini secara relatif, Timmer (1987) mengembangkan suatu indeks hubungan pasar (IHP atau index of market connection = IMC), atau disebut juga indeks yang dibatasi sebagai nisbah koefisien pasar setempat terdahulu terhadap koefisien pasar acuan terdahulu. Atau dengan melihat persamaan (11), kita peroleh:

$$IHP = \frac{1 + b_1}{b_3 - b_1} \dots \dots \dots (12)$$

Apabila hipotesis keterpaduan pasar jangka pendek kita terima, maka $b_1 = (\alpha_i - 1) = -1$ dan $IHP = 0$. Jika pasar terpisah, maka b_1 dan b_3 bernilai sama sehingga $IHP = 0$. Dengan perumusan semacam ini, nilai b_1 berada diantara 0 dan -1 dalam keadaan normal, dan indeks adalah positif. Secara umum, semakin dekat indeks tersebut ke 0, maka semakin tinggi derajat keterpaduan pasar. Timmer menganggap bahwa suatu koefisien bernilai lebih kecil dari 1 menggambarkan keterpaduan pasar jangka pendek yang tinggi. Sebenarnya indeks Timmer ini menunjukkan besarnya derajat hubungan pasar dengan pasar acuan dalam jangka pendek (yakni, dalam satu jangka waktu). Suatu kemungkinan yang lain adalah apabila b_2 (atau β_{io}) dekat dengan 1, tetapi persamaan (8) tidak dipenuhi. Pada keadaan ini, keterpaduan jangka pendek tidak dapat diterima walaupun kekuatan ekonomi menyebabkan perubahan harga pasar acuan umumnya ter-

lihat pada tingkat harga setempat. Dalam kasus ini koefisien b_2 mengukur hal yang sama seperti diukur oleh koefisien korelasi sederhana dua peubah. Keterpaduan pasar dapat terjadi, walaupun pasar acuan dan pasar setempat tidak ada hubungannya dalam jangka pendek (atau perubahan dalam perbedaan harga berdasarkan tempat tidak sepenuhnya dihantarkan).

D A T A

Untuk keperluan analisis pada makalah ini, maka data yang digunakan adalah deret waktu dari harga eceran bulanan gula pasir di ibukota propinsi-propinsi di Jawa yakni Jakarta, Bandung, Semarang, Yogyakarta dan Surabaya sejak bulan April 1969 sampai dengan Februari 1986. Walaupun harga dasar (provenu) dan harga eceran tertinggi gula pasir berada di bawah pengawasan pemerintah, agaknya pemakaian metode ini (dan bukan dengan pendekatan korelasi) masih dapat memberikan gambaran tentang hubungan pasar konsumen di kelima ibu kota propinsi tersebut. Artinya sepanjang peluang perbedaan harga antara dua ibu kota propinsi masih ada, pedagang (arbitrase) akan berusaha menyamakannya dengan syarat bahwa biaya angkutan tidak lebih besar dari perbedaan harga tersebut.

Langkah pertama yang kita lakukan adalah mentransformasikan data ke bentuk logaritmanya, walaupun landasan penggunaan angka transformasi ini tidak ada (Heytens, 1986), dan koefisien yang dihasilkan dari data mentah dan data hasil transformasi tentu akan berbeda. Namun penggunaan logaritma lebih baik karena kita lebih tertarik kepada hubungan antara perbedaan harga-harga dalam persentase dan bukan dalam nilai mutlak. Biaya pemasaran kita anggap bernilai tetap per satuan volume atau bersifat *ad valorem*. Biaya sebenarnya biasanya terdiri atas beberapa faktor (seperti angkutan, bunga uang, penyimpanan) sehingga sifatnya agak sulit ditentukan. Agaknya, tidaklah berlebihan kiranya apabila kita anggap bahwa deret harga-harga untuk kelima ibukota propinsi di Jawa tersebut mempunyai pola musim yang sama sehingga kita tak perlu memasukkan peubah boneka untuk musim setempat.

Langkah selanjutnya adalah menentukan pasar acuan dari lima ibukota tersebut. Untuk makalah ini, Jakarta kita ambil sebagai pasar acuan karena merupakan kota terbesar di Indonesia dan merupakan pusat pemerintahan yang merumuskan keputusan-keputusan nasional. Dan Jakarta juga merupakan kota konsumen terbesar dan secara relatif agak jauh dari pusat-pusat produksi gula. Jakarta mendapatkan gula pasir yang dipasok dari pusat produksi di Lampung dan Jawa. Sedangkan Surabaya dan Yogyakarta, walaupun merupakan daerah konsumen terutama Surabaya sebagai kota terbesar kedua, masih relatif sangat dekat dengan daerah produksi karena pabrik-pabrik gula banyak berada di sekitarnya. Hal ini

berbeda misalnya dengan keadaan di Bandung dan Semarang. Dalam pendugaan, peubah intersep akan dimasukkan untuk menangkap perbedaan secara umum dalam tingkat harga-harga antara kota-kota di atas yang menggambarkan perbedaan jarak gula pasir akan diangkut.

Hipotesis yang diuji adalah:

1. Keterpisahan pasar ($H_0 : \beta_{i0} = \beta_{i1} = 0 \implies b_2 = 0$ dan $b_1 = b_3$)
2. Keterpaduan jangka panjang ($H_0 : \beta_{i0} = 1$ atau $b_2 = 1$).

HASIL DAN PEMBAHASAN

Sebagai ringkasan dari data harga gula di ibukota propinsi-propinsi di Jawa, Tabel 1 kita cantumkan di bawah ini. Pada daftar ini kita lihat bahwa semakin jauh jarak dari Jakarta secara relatif rata-rata beda harga di kota setempat dengan Jakarta juga semakin besar. Hal ini tentu beralasan karena adanya biaya angkutan yang harus dipertimbangkan. Perhatikan bahwa Tabel 1 memuat juga data dasar

Tabel 1. Statistik sederhana data ibukota propinsi-propinsi Jawa, 1969-1986.

	Ibukota propinsi			
	Bandung	Semarang	Yogyakarta	Surabaya
Jarak ke Jakarta (km)	180	485	565	793
	----- data dasar -----			
Rataan beda harga bulanan ^{a)}	2,94	14,46	14,70	12,85
Simpangan baku beda harga bulanan	10,96	13,49	12,61	11,04
Korelasi dengan harga di Jakarta	0,9985***	0,9987***	0,9992***	0,9992***
Korelasi beda pertama harga ^{b)}	0,6405***	0,7637***	0,7928***	0,8205***
	----- Data transformasi logaritma -----			
Rataan beda harga bulanan ^{a)}	0,0123	0,0539	0,0567	0,0480
Simpanan baku beda harga bulanan	0,0511	0,0381	0,0329	0,8205
Korelasi dengan harga di Jakarta	0,9976***	0,9987***	0,9991***	0,9990***
Korelasi beda pertama harga ^{b)}	0,3531***	0,8326***	0,6511***	0,7233***

a) Beda harga antara ibukota propinsi dengan Jakarta.

b) Beda pertama harga adalah selisih antara harga waktu t dengan harga waktu t-1.

***) nyata pada taraf 0.01.

(tidak tertransformasi) di sebelah atas dan data tertransformasi (logaritma) di sebelah bawah tabel. Namun, keadaan ini tak berlaku bagi Surabaya. Walaupun jaraknya dari Jakarta cukup jauh, yakni 793 km atau hampir 1,5 dan 1,4 kali jarak dari Jakarta - Semarang dan Jakarta - Yogyakarta, berturut-turut, tetapi rata-rata beda harganya dengan harga Jakarta masih lebih rendah dari rata-rata beda harga Jakarta dengan Semarang dan Jakarta dengan Yogyakarta. Terlihat juga bahwa secara umum harga di Jakarta lebih rendah daripada harga-harga di ibukota-ibukota propinsi lainnya di Jawa seperti ditunjukkan oleh positifnya rata-rata beda harga ini.

Yang menarik juga diamati dari daftar ini adalah besarnya simpangan baku pada harga di Bandung yang bernilai sekitar 3,7 kali dari rata-rata harga bulanan, sedangkan untuk Semarang, Yogyakarta, dan Surabaya secara mutlak nilai simpangan baku ini lebih kecil dari nilai rata-ratanya. Hal ini dapat merupakan petunjuk adanya gejolak yang lebih tajam antara harga di Jakarta dan di Bandung dibanding dengan ibu-kota yang lain. (Pengamatan yang sama juga terlihat pada data tertransformasi).

Kalau korelasi sederhana dipakai sebagai patokan untuk menentukan adanya keterpaduan pasar, maka tanpa ragu-ragu kita dengan cepat dapat menyimpulkan dari Tabel 1 bahwa, keempat pasar (Bandung, Semarang, Yogyakarta, dan Surabaya) tersebut mempunyai keterpaduan yang sangat erat dengan Jakarta karena korelasi masing-masing (baik data dasar maupun data tertransformasi) sangat tinggi, yakni di atas 0.99. Namun, apabila beda pertama harga (adalah selisih antara harga waktu t dengan harga waktu $t - 1$) dari keempat ibukota propinsi tersebut kita korelasikan dengan beda pertama harga di Jakarta, kesimpulannya dapat menjadi lain, walaupun dalam hal ini semua koefisien korelasi sangat nyata secara statistik. Terlihat bahwa, besarnya koefisien korelasi tersebut lebih kecil dari koefisien korelasi harga langsung dan besaran ini lebih mengecil lagi pada data tertransformasi. Dari korelasi beda pertama harga ini juga terlihat bahwa secara mutlak, koefisien korelasi ini kalau diurut dari yang tertinggi ke yang paling rendah adalah sebagai berikut; Surabaya, Yogyakarta, Semarang, Bandung yang ternyata merupakan kebalikan dari urutan jarak.

Hasil dugaan dari model lengkap seperti dirumuskan dalam persamaan (9), karena kita tidak mempunyai keterangan tentang peubah boneka musim, diperagakan pada Tabel 2.

Tabel 2 memperlihatkan bahwa dari empat peubah bebas yang masuk dalam model (termasuk intersep), hanya dua peubah yang sangat nyata secara statistik pada keempat ibukota propinsi itu. Kedua peubah ini adalah perbedaan harga gula di Jakarta dan beda pertama harga gula di Jakarta. Untuk Yogyakarta, harga gula pada waktu terdahulu di Jakarta mempunyai pengaruh nyata pada beda harga di Yogyakarta dan Jakarta.

Tabel 2. Hasil analisa dari model dugaan.

Peubah bebas/statistik	Ibukota propinsi			
	Bandung	Semarang	Yogyakarta	Surabaya
Intersep	-0.007 (-0.257)	-0.048 (-2.481)**	-0.081 (-4.516)***	-0.033 (-2.132)**
$H_{t-1} - HA_{t-1}$	-0.721 (-10.643)***	-0.595 (-9.139)***	-0.642 (-9.464)***	-0.467 (-7.856)***
HA_{t-1}	0.000 (0.005)	0.003 (0.876)	0.008 (2.814)***	0.002 0.631
R^{-2} (terkoreksi)	0.435	0.512	0.597	0.631
Statistik D-W	2.082	2.079	2.080	2.051
Korelasi diri	-0.043	-0.040	-0.044	-0.029

** nyata pada taraf 0.05.

*** nyata pada taraf 0.01.

Karena nilai korelasi diri (galat) selalu bernilai negatif untuk semua ibukota propinsi, maka kita perlu melakukan uji-Durbin-Watson yang akan menentukan apakah terdapat korelasi diri derajat satu yang negatif. Ternyata nilai D-W hitung (lihat Tabel 2), semuanya di bawah batas nilai D-W tabel dengan 3 peubah dan 202 pengamatan yang bernilai sekitar 2,40 - 2,52. Karena nilai D-W hitung ini lebih kecil dari 2,40, maka dapat kita simpulkan bahwa tidak terlihat petunjuk adanya korelasi diri dari galat (atau = 0).

Selanjutnya, hasil pengujian beberapa hipotesis yang diajukan di muka dicantumkan dalam Tabel 3.

Tabel 3. Nilai F_h uji keterpaduan pasar gula pasir ibukota-ibukota propinsi di Jawa dengan Jakarta.

Hipotesis	P a s a r			
	Bandung	Semarang	Yogyakarta	Surabaya
 Nilai F_h			
1. Keterpisahan pasar	78,1912***	134,5915***	149,5368***	172,3149***
2. Keterpaduan jangka panjang	6,3033**	0,3095	0,7821	2,0533

Uji hipotesis keterpisahan pasar antara Jakarta dengan keempat ibukota propinsi di Jawa (Bandung, Semarang, Yogyakarta, dan Surabaya) ternyata ditolak secara statistik pada taraf 0.01. Artinya bahwa, harga di pasar-pasar lain selain Jakarta tidak hanya tergantung pada harga-harga sebelumnya dan sifat-sifat pasar setempat, tetapi juga dengan harga di Jakarta.

Dari Tabel 2 kita simpulkan bahwa koefisien-koefisien b_2 (lihat persamaan 11) berbeda sangat nyata dengan nol. Adanya keterpaduan jangka panjang dapat diukur oleh dekatnya nilai b_2 ini dengan satu. Pengujian hipotesis ini terlihat pada

Tabel 3 dengan hipotesis 2 atau seperti diberikan oleh Tabel 4 dengan menguji apakah nilai satu berada diantara selang nilai koefisien dugaan ditambah dan dikurangi dua kali simpangan baku. Hipotesis 2 ini menyimpulkan bahwa tiga tempat (Semarang, Yogyakarta, dan Surabaya) yang memiliki b_2 yang tidak berbeda nyata dengan satu, dan pasar Bandung menunjukkan tidak adanya keterpaduan jangka panjang. Karena kita memakai transformasi logaritma pada data, kita dapat menyimpulkan bahwa di pasar-pasar Semarang, Yogyakarta, dan Surabaya, suatu peubah persentase di pasar acuan (Jakarta) akan dengan tepat dialihkan ke pasar setempat dengan adanya perubahan persentase harga yang sama. Dalam hal ini koefisien b_2 mengukur hal yang sama seperti koefisien korelasi sederhana. Terlihat adanya suatu bentuk keterpaduan pasar, walaupun pasar acuan dan pasar lokal tidak berhubungan dalam jangka pendek.

Selanjutnya untuk mengukur keterkaitan pasar dalam jangka panjang, kita menerapkan koefisien IHP yang tertera pada Tabel 4.

Terlihat bahwa Bandung merupakan pasar yang memiliki hubungan pasar dalam jangka pendek terbaik dengan Jakarta dibanding dengan pasar-pasar lain seperti ditunjukkan oleh rendahnya nilai koefisien IHP. Kemudian disusul oleh Yogyakarta dan Semarang. Sedangkan pasar Surabaya adalah sebaliknya, yakni memiliki hubungan pasar terburuk dengan Jakarta dalam jangka pendek, seperti ditunjukkan oleh lebih besarnya IHP dari 1. Agaknya, baik tidaknya hubungan pasar-pasar ini dengan Jakarta dalam jangka pendek dipengaruhi oleh besarnya jarak pasar dengan pasar acuan, Jakarta. Namun, secara umum pasar-pasar tersebut mempunyai keterkaitan yang erat dengan pasar Jakarta.

Tabel 4. Indeks keterkaitan pasar-pasar ibukota propinsi dengan Jakarta.

Pasar	Indeks hubungan pasar (IHP)	Koefisien keterpaduan jangka panjang
Bandung	0,3875	0,7605
Semarang	0,6802	0,9621 ^a
Yogyakarta	0,5494	0,9480 ^a
Surabaya	1,1427	0,9221 ^a

a = nilai 1 tercakup dalam koefisien ini ditambah dan dikurangi 2 kali simpangan baku.

KESIMPULAN DAN SARAN

Makalah ini telah memperlihatkan bahwa pengujian hipotesis keterpaduan pasar dapat dilakukan dengan pendekatan lain dari yang lazim seperti pengujian koefisien korelasi sederhana dua peubah. Pendekatan alternatif ini membuka kemungkinan pengujian hipotesis-hipotesis lain tergantung pada ketersediaan informasi dan data, misalnya pengaruh adanya musim atau ciri-ciri pasar setempat.

Salah satu hipotesis yang diajukan yakni bahwa untuk mata dagang gula pasir, terlihat adanya keterpisahan pasar di ibukota-ibukota propinsi di Jawa dengan Jakarta. Dari pengolahan data yang dilakukan dapat disimpulkan bahwa hipotesis ini ternyata ditolak. Artinya barangkali, adanya kebijakan Bulog yang mengendalikan pasar gula pasir mencegah terjadinya keterpisahan pasar-pasar konsumen tersebut.

Adanya keterpaduan jangka panjang, sebagai hipotesis berikutnya, ternyata juga dapat ditunjukkan antara pasar konsumen Semarang, Yogyakarta, dan Surabaya dengan Jakarta sedangkan Bandung tidak. Artinya, apabila terjadi perubahan persentase harga di pasar acuan (Jakarta) akan dengan tepat dialihkan ke pasar setempat (Semarang, Yogyakarta, dan Surabaya) dengan perubahan persentase harga yang sama.

Sebaliknya, dengan memakai koefisien IHP ternyata bahwa pasar konsumen Bandung mempunyai hubungan (jangka pendek) dengan pasar Jakarta yang terbaik diantara keempat pasar-pasar setempat. Sedangkan Surabaya mempunyai hubungan yang terburuk. Hal ini mungkin dipengaruhi oleh faktor jarak.

Untuk penelitian berikutnya, ada baiknya manambah informasi dan data tentang ciri-ciri pasar-pasar setempat ke dalam model analisis untuk melihat sejauh mana pola keterpaduan pasar itu berubah. Hal lain yang dapat dipertimbangkan adalah melihat pola keterpaduan pasar-pasar konsumen ini dengan menetapkan pasar acuan yang berbeda. Agaknya kemungkinan yang masuk akal dicoba sebagai pasar acuan adalah Surabaya mengingat kota ini juga merupakan kota besar dan terletak di kawasan penghasil gula pasir.

DAFTAR PUSTAKA

- Blyn, G. 1973. "Price Series Correlation as a Measure of Market Integration", *Indian Journal of Agricultural Economics (IJAE)* 28 (2): 56 – 59.
- Harriss, B. 1979. "There is Method in My Madness : Or Is It Vice Versa? Measuring Agricultural Market Performance", *Food Research Institute Studies (FRIS)* 17 (2): 197 – 218.
- Heytens, P.J. 1986. "Testing Market Integration", *FRIS* 20 (1): 25 – 41.
- Jones, W.O. 1976. "Some Economic Dimensions of Agricultural Marketing", dalam C.A. Smith (ed.), *Regional Analysis, Vol. 1, Economic Systems*. Academic Press, New York.
- Ravallion, M. 1985. "The Performance of Rice Markets in Bangladesh During The 1984 Famine", *Economic Journal (EJ)* 92 (April): 15 – 29.
- . 1986. "Testing Market Integration", *American Journal of Agricultural Economics (AJAE)* 68 (1): 102 – 109.
- Timmer, C.P. 1974. "A Model of Rice Marketing Margins in Indonesia", *FRIS* 13 (2): 145 – 167.
- . 1987. "Corn Marketing". dalam C.P. Timmer (ed.), *The Corn Economy of Indonesia*. Coraell University Press. Ithaca, New York.