Prosiding Seminar Nasional Lingkungan Lahan Basah *p-ISSN 2656-5021*
Volume 9 Nomor 1 Halaman 53-63 April 2024 *e-ISSN 2657-1579*

KOINTEGRASI PASAR BERAS DI KALIMANTAN SELATAN

Sadik Ikhsan[a], Djoko Santoso[b], Yuriadi Ilmi[a], Dea Etna Ananda[a]

[a] Program Studi S2 Magister Ekonomi Pertanian, Fakultas Pertanian ULM
[b] Program Studi S1 Agribisnis, Fakultas Pertanian ULM

Email korespondensi: sikhsan@ulm.ac.id

ABSTRAK

Kejadian keintegrasian pasar berkedudukan penting untuk memastikan price signal *yang terbentuk di suatu pasar ditransmisi dengan baik ke pasar-pasar lainnya yang terhubung secara spatial. Para pelaku akan memperoleh informasi pasar yang simetrik untuk menghindarkan salah satu pihak mengeksplotasi pihak lain untuk memperoleh* arbitrage profit *yang berlebihan sehingga menyebabkan pihak lain tersebut dirugikan dan gagal berspesialisasi sesuai dengan keunggulan komperatifnya. Penelitian bertujuan menguji apakah keintegrasian wujud di pasar beras di Kalimantan Selatan. Untuk maksud tersebut diobservasi harga konsumen mingguan beras komposit di tiga lokasi pasar, yaitu di Banjarmasin, Tabalong, dan Kotabaru dalam rentang deret antara Juli 2020 - Maret 2023 (sebanyak 152 data per pasar). Data diperoleh dari BPS Kalimantan Selatan yang menghimpunnya untuk keperluan mengukur IHK dan inflasi. Dua uji penting yang digunakan yaitu: uji* unit root *untuk memeriksa kestasioneran data, serta uji kointegrasi. Hasil analisis uji* unit root *ADF menunjukkan data tidak stasioner tetapi bersifat I(1) yang berarti stasioner setelah dilakukan transformasi diferensi tingkat satu. Kestasioneran atas data diperlukan untuk menghindari fenomena spurious regression yang dapat menyesatkan. Hasil uji kointegrasi Johansen menunjukkan ada terdapat satu kointegrasi yang dinyatakan sebagai* $LNPKt\text{-}1 = 1.59416 + 1.041124\ LNPB_{t-1} + 0.111813\ LNPT_{t-1}$ *dengan masing-masing variabel berturut-turut menotasikan harga beras di Kotabaru, Banjarmasin, dan Tabalong. Temuan kestasioneran (setelah transformasi diferensi) dan kointegrasi akan menentukan corak model VAR yang digunakan, yaitu dalam bangun VECM dalam analisis lanjutan untuk mengonstruksi keintegrasian pasar beras di Kalimantan Selatan.*

Kata kunci: *integrasi pasar, stasioner, kointegrasi*.

PENDAHULUAN

Dalam pembentukan harga yang berlaku atas kuantitas barang yang diperjualbelikan, pasar secara individual tidaklah berdiri sendiri dengan hanya mendasarkan pada kekuatan permintaan dan penawaran yang ada di pasar tersebut, melainkan juga dipengaruhi oleh kekuatan yang terbentuk melalui perilaku pembeli dan penjual di pasar-pasar lain yang terhubung. Antar pasar terbangun mekanisme yang saling mentransmisi *price signal* yang terbentuk di masing-masing pasar serta kemungkinan substitusional lainnya sedemikian rupa pada tingkat tertentu (Harris, 1979: 1999, Cochran, 1957: 39) sehingga pasar-pasar tersebut terintegrasi atau terpadu. Keintegrasian pasar diartikan sebagai situasi yang wujud ketika harga barang antar pasar bergerak bersama menuju penyesuaiannya sehingga perbedaan harga yang terjadi hanyalah karena biaya transfer (*transfer cost*) (Baulch, 2014: 512). Apabila perjualbelian barang terjadi antar dua wilayah maka harga di wilayah

yang mengimpor sama dengan harga di wilayah yang mengekspor ditambah dengan biaya untuk mentransportasikan barang antara dua wilayah tersebut. Apabila hal ini terjadi maka pasar antara dua wilayah tersebut dikatakan terintegrasi secara spatial sebagai pasar tunggal (Ravallion, 1986: 103 dan Yang, *et al*, 2000: 429)

Integrasi, menurut Barrett (2001: 19) dan Fackler & Goodwin (2001: 974), memenuhi *the Law of One Price* (LOP) dalam sejumlah bentuk atau lainnya. Di dalam kerangka LOP tersebut apabila terjadi perdagangan dan semua kemungkinan keuntungan arbitrase (*arbitrage profit*) ditiadakan, maka harga-harga yang terbentuk maksimal adalah sama dengan biaya komersial (*cost of commerce*). Apabila terjadi perdagangan antar dua pasar maka harga yang berlaku di pasar yang mengimpor (*importing market*) haruslah sama dengan harga yang berlaku di pasar yang mengekspor (*exporting market*) ditambah dengan biaya transportasi. Baulch (1997: 514-515) lebih memerinci bahwa biaya trasnportasi bukan semata terbatas pada biaya untuk membawa barang antar pasar, tetapi juga termasuk di dalamnya biaya pergudangan dan pemrosesan serta tambahan tagihan yang wajar sebagai laba normal (*normal profit*) untuk pedagang.

Proses pentransmisian harga dari suatu pasar ke pasar lainnya menjadi kunci untuk mengungkap apakah integrasi pasar berjalan sempurna atau tidak dan apakah efisiensi pasar terbangun atau tidak. Menurut Meyer & Cramon-Tubadel (2002), pada pentransmisian harga yang bersifat simetrik, perubahan harga di suatu pasar akan diikuti perubahan yang simetrik di pasar lain. Pada pasar-pasar yang tidak terintegrasi bisa jadi informasi harga tidak akurat sehingga mendistorsi keputusan pemasaran produsen dan berkontribusi terhadap pergerakan barang yang tidak efisien (Goodwin & Schroede, 1991: 452).

McNew (1997: 1) menginterpretasikan integrasi pasar sebagai efisiensi harga dan, dengan demikian, integrasi pasar tersebut tidak lain dari LOP. Karena itu, menurut Conferti (2004: 3), sejauh mana pentransmisian harga berlangsung akan memberikan gambaran berkenaan dengan keefisienan pasar dalam artian bahwa struktur pasar mendekati ke model bersaing sempurna, serta menandai bahwa *price signal* disampaikan secara konsisten antar pasar. Keberadaan keefisien pasar ini akan mendorong sumberdaya dialokasikan scara efisien, mengurangi biaya sosial, serta memaksimumkan kesejahteraan sosial; sementara pasar yang tersegmentasi berefek negatif pada perkembangan kesehatan pasar, meningkatkan *deadweight lost* yang terjadi di masyarakat, dan secara umum mengurangi efisiensi ekonomi (Pan & Li, 2019: 349). Baulch (1997: 512-513) menunjukkan keintegrasian pasar sebagai pra-kondisi untuk memastikan bahwa manfaat dari liberalisasi yang merupakan komponen umum dalam program *structural adjusment* dan reformasi pemasaran yang umumnya diimplementasikan di negara-negara berkembang dapat direalisasi. Sementara itu, untuk kasus di Indonesia, Makbul & Ratnaningtyas, 2017: 209-210 dan Makbul, *et al*¸ 2020: 218) mempersoalkan keberadaan transmisi

antara harga padi dan beras dalam menentukan keberhasilan kebijakan pangan. Apabila antara pasar padi dan beras terintegrasi maka harga padi dan harga beras akan saling mempengaruhi baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang. Tergantung kepada derajat transmisi yang berlangsung, apakah kebijakan untuk menaikkan harga beras pada sisi konsumen di satu pihak akan meningkatkan pendapatan petani padi serta menjadi stimulan untuk meningkatkan produksi atau bahkan sebaliknya pada sisi konsumen kebijakan tersebut justeru menyebabkan pendapatan *real* mereka menurun dan pada gilirannya berdampak pada meningkatnya kemiskinan dan menurunnya ketahanan pangan di Indonesia.

Paper berikut ini disusun berdasarkan hasil penelitian tentang keintegrasian spatial pasar beras di Provinsi Kalimantan Selatan yang melibatkan pasar di Kota Banjarmasin, Kabupaten Kotabaru, dan Kabupaten Tabalong. Penelitian dengan menggunakan pendekatan kointegrasi Johansen bertujuan untuk menunjukkan keberadaan keintegrasian pasar tersebut dalam jangka panjang sebagai fakta awal untuk mengontruksinya lebih detail dalam model VAR (*Vector Autoregression*).

METODE PENELITIAN

Lokasi Penelitian

Penelitian dilaksanakan di Provinsi Kalimantan Selatan dengan mengambil wilayah observasi di Kota Banjarmasin, Kabupaten Tabalong, dan Kabupaten Kotabaru. Ketiganya merupakan representasi keruangan wilayah Kalimantan Selatan. Kota Banjarmasin merupakan wilayah urban dan perniagaan —dahulunya adalah ibukota Provinsi Kalimantan Selatan, sebelum berpindah ke Kota Banjarbaru, 40 km dari Kota Banjarmasin, terletak di bagian selatan Provinsi Kalimantan Selatan. Wilayah pasar Kota Banjarmasin memperoleh suplai beras dari wilayah-wilayah seputarnya yang merupakan sentra produksi beras, yaitu Kabupaten Barito Kuala dan Kabupaten Banjar. Wilayah pasar di Kabupaten Tabalong berada pada bagian utara Provinsi Kalimantan Selatan. Kabupaten Tabalong memiliki penyangga penyuplai beras dari wilayah-wilayah seputarnya yang padanya terdapat lahan-lahan persawahan yang dikenal sebagai Banua Enam, terdiri atas Kabupaten Balangan, Kabupaten Hulu Sungai Utara, Kabupaten Hulu Sungai Tengah, Kabupaten Hulu Sungai Selatan, Kabupaten Tapin, serta Kabupaten Tabalong itu sendiri. Terakhir, wilayah pasar Kabupaten Kotabaru terletak di bagian tenggara Provinsi Kalimantan Selatan, di sebuah pulau bernama Pulau Laut yang terpisah dari pulau induk Kalimantan. Posisi geografis masing-masing pasar boleh jadi memberi corak keintegrasian yang terbangun di antara ketiganya.

Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data deret waktu mingguan rata-rata harga konsumen beras mulai dari minggu pertama bulan Juli 2020 s.d. minggu ke-4 bulan Mei 2023 di ketiga pasar masing-masing berjumlah 151 butir data. Data tersebut merupakan komposit dari beragam jenis beras yang diperjualbelikan di pasar tersebut yang dirata-ratakan sebagai pendekatan atas beras sebagai komoditas homogen. Data diperoleh dari BPS Provinsi Kalimantan Selatan yang secara berkala melakukan survei lapangan atas harga beras di ketiga pasar sebagai representasi dari harga yang berlaku di Kalimantan Selatan untuk keperluan menyusun indeks harga konsumen (IHK) dan statistik inflasi di Kalimantan Selatan. Data yang dianalisis ditransformasi sebelumnya ke dalam fungsi ln untuk mengakomodasi anggapan *a priori* bahwa umumnya keterhubungan variabel- variabel ekonomi tidaklah linear. Dengan demikian, dalam penotasiannya digunakan LNPB, LNPT, LNPK masing-masing untuk variabel harga beras (dalam ln) di Kota Banjarmasin, Tabalong, dan Kotabaru.

Analisis Data

Dua uji krusial yang dilakukan dalam penelitian ini, yaitu uji *unit root* dan uji kointegrasi. **Uji *unit root*** dimaksudkan untuk memastikan data variabel harga beras di ketiga wilayah pasar tersebut stasioner atau terintegrasi pada ordo tertentu. Uji *unit roots* menggunakan prosedur ADF (*Augmented Dickey – Fuller*) berdasarkan *random walk model* (RWM) berikut:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots (1)$$

dengan: δ koefisien *autoregressive*
m panjang *lag* optimum

untuk masing-masing seri variabel harga beras di Kota Banjarmasin (LNPB), Tabalong (LNPT), dan Kotabaru (LNPK). Hipotesis yang diuji, yaitu H_0: $\delta = 0$ (terdapat persoalan *unit roots*) artinya data pada variabel dimaksud tidak stasioner *versus* H_1: $\delta < 0$. Tolak H_0 jika statistik tau (τ) lebih besar dari nilai kritik MacKinnon. Jika sebaliknya maka H_0: $\delta = 0$ tidak dapat ditolak dan berarti data bersifat tidak stasioner. Untuk membuatnya stasioner dilakukan transformasi diferensi hingga kestasioneran tersebut dipenuhi berdasarkan uji ADF.

Uji kointegrasi ditujukan untuk mengungkap apakah terjadi keterhubungan keseimbangan jangka panjang antar variabel. Jika keterhubungan keseimbangan ini ada maka dikatakan variabel-variabel tersebut terkointegrasi. Untuk maksud tersebut digunakan uji Johansen dengan dua statistik uji, yaitu *trace* dan *maximum eigenvalue* yang berturut-turut dinyatakan dengan,

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln (1 - \hat{\lambda}_i) \quad \ldots\ldots (2a)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln (1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad \ldots\ldots (2b)$$

(Enders, 2015: 378)

dengan: λ nilai estimasi dari akar ciri (atau *eigenvalue*) yang didapatkan dari matrik **Π**; T jumlah pengamatan yang dapat digunakan

Matriks **Π** terdapat pada persamaan

$$\Delta \underline{\mathbf{x}}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{\Pi}\underline{\mathbf{x}}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1}\mathbf{\Gamma}_i\Delta\underline{\mathbf{x}}_{t-i} + \underline{\mathbf{e}}_t \quad \text{.....(3)}$$

dengan: $\mathbf{\Pi} = \sum_{i=1}^{p}\mathbf{A}_i - \mathbf{I}$, dan $\mathbf{\Gamma}_i = -\sum^{p} \mathbf{A}_j$

$$\sum_{j=i+1}$$

(Hjalmarsson & Österholm (2007: 4), Dwyer (2015: 2)) yang merupakan reparameterisasi dari model VAR.

Pengujian *unit root* dan kointegrasi dikerjakan menggunakan *software* EViews.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Analisis Data

Uji *unit root* dimaksudkan untuk menguji kestasioneran data mengingat umumnya data pada variabel-variabel ekonomi tidak stasioner (Gujarati & Porter, 2009: 747) dan nampaknya ketidakstasionearan merupakan fitur alamiah dalam perekonomian (Henry & Juselius, 2000: 5); sementara aplikasi statistika atas data deret waktu menghendaki data yang stasioner. Data tidak stasioner apabila diregresikan akan menghasilkan *spurious regression* yang dapat menyesatkan karena memiliki R^2 yang tinggi dan statistik t yang *signifcant*, tetapi tidak memberikan interpretasi ekonomi yang bermakna (Enders, 2015: 195). Untuk membuat data yang tidak stasioner menjadi stasioner akan dilakukan transformasi diferensi. Umumnya variabel ekonomi tersebut akan stasioner setelah dilakukan transfomasi diferensi tingkat pertama (*first difference*). Data yang tidak stasioner secara grafis umumnya menunjukkan adanya *trend* dan *drift*. Data yang stasioner memiliki properti nilai tengah, ragam, dan *autocovariance* pada berbagai *lag* yang konstan di titik waktu manapun perhitungan mulai dilakukan.

Hasil pengujian ditunjukkan pada Tabel 1. Ketiga variabel tidak stasioner pada tingkat level, namun menjadi stasioner setelah ditransformasi diferensi pada tingkat pertama —ditunjukkan oleh nilai Prob. = 0.0000 (≡ bernilai kecil sekali, bukan nol) serta bersesuaian dengan statistik-t (dalam nilai mutlak) yang lebih besar dari nilai kritik MacKinnon pada taraf nyata hingga kurang dari 1%.

Panjang Lag *Optimum*

Variabel *lag* di dalam RWM maupun VAR dimaksudkan untuk menangkap efek masa lalu variabel-variabel tersebut terhadap variabel respons. Pengaruh dari variabel-variabel tersebut terlambat direspon disebabkan pengaruh psikologi yang menyebabkan kekakuan (*rigidity*) karena kebiasaan (*habit*) yang mengakar, pengaruh teknologi, maupun pengaruh institusional (Nerlove,)

Tabel 1. Hasil uji *unit roots* atas data variabel LNPB, LNPK, dan LNPT

Series	Lag*)	Max Lag	Obs	Statistik Uji ADF**)	
				t-statistics	Prob.
Variable in *level*					
LNPB	5	13	146	-1.166711	0.6879

LNPT	0	13	151	-0.796592	0.8169
LNPK	0	13	151	-0.518478	0.8832
Variable in *first difference*					
D(LNPB)	4	13	146	-6.903461	0.0000
D(LNPT)	0	13	150	-14.25502	0.0000
D(LNPK)	0	13	150	-14.27073	0.0000

*lag length: determined automatically based on SIC, maxlag=13
**MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Test critical values: 1% level -3.473967
5% level -2.880591
10% level -2.577008

1958: 1). Pengujian kointegrasi peka terhadap panjang *lag* yang digunakan. Menurut Enders (2015: 303) penentuan panjang *lag* sangat penting: terlalu pendek menyebabkan keliru spesifikasi (*misspecification*), namun terlalu panjang memboroskan derajat bebas.

Penentuan panjang *lag* optimum menggunakan beberapa opsi kriteria yang tersedia di dalam EViews, yaitu: LR (Likelihood Ratio), FPE (Final Prediction Error), AIC (Akaike Information Criterion), SC (Schwarz Information Criterion), HQ (Hannan-Quinn Information Criterion). Panjang *lag* optimum ditentukan dengan memperhatikan petunjuk panjang lag yang terlebar yang ada (Makbul & Ratnaningtyas, 2017: 211) serta yang dominan dinyatakan oleh beberapa kriteria informasi. Tabel 2. menyebutkan panjang *lag* optimum = 6, yaitu *lag* yang ditunjukkan terlebar dan dominan dinyatakan oleh beberapa kriteria, yatu LR, FPE, AIC.

Tabel 2. Penentuan lanjang *lag* optimum

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	505.6964933		NA1.86E-07	-6.981896	-6.920025	-6.956755
1	1163.403835	1278.875	2.28E-11	-15.99172	**-15.74424***	**-15.89116***
2	1173.386028	18.99392	2.25E-11	-16.00536	-15.57226	-15.82938
3	1175.930385	4.735332	2.46E-11	-15.9157	-15.29699	-15.66429
4	1183.285653	13.38252	2.52E-11	-15.89286	-15.08853	-15.56602
5	1197.072368	24.50972	2.36E-11	-15.95934	-14.9694	-15.55708
6	1210.66567	**23.59948***	**2.22e-11***	**-16.02313***	-14.84758	-15.54546
7	1219.586549	15.11593	2.23E-11	-16.02204	-14.66087	-15.46893
8	1222.396796	4.644714	2.43E-11	-15.93607	-14.38929	-15.30754

keterangan: * indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Uji Kointegrasi

Kointegrasi diartikan sebagai pernyataan statistik terkait adanya keterhubungan keseimbangan antar variabel dalam jangka panjang. Sejatinya dipercaya bahwa dalam jangka panjang pasangan variabel-variabel ekonomi tidak akan menyimpang terlalu jauh. Bisa jadi pasangan variabel-variabel tersebut menyimpang atau karena mengikuti faktor musiman dalam jangka pendek. Namun saat penyimpangan tersebut dalam jangka panjang cenderung melebar maka akan wujud kekuatan semisal mekanisme pasar atau intervensi pemerintah yang akan menggiring variabel-variabel tersebut kembali menuju ke kedudukan keseimbangan (Granger, 1986: 2013). Menurut Gujarati & Porter (2009: 762) apabila antara dua variabel terdapat keterhubungan atau keseimbangan jangka panjang maka dikatakan antara keduanya berkointegrasi. Sementara itu, ketika deret harga yang berlaku di pasar yang berbeda dikatakan terkointegrasi maka dikatakan pasar-pasar tersebut terintegrasi dalam jangka panjang (Alexander & Wyeth, 1997: 305).

Pengujian kointegrasi Johansen atas variabel-variabel LNPB, LNPT, dan LNPK di dalam VAR berbasis pada pilihan model *intercept* (*no trend*) *in CE*, *no intercept in VAR* serta parameter *lag* optimum = 6. Pilihan atas model *intercept* (*no trend*) *in CE*, *no intercept in VAR* ditentukan dengan mengacu pada hasil *summarizing* pra-uji asumsi kointegrasi di dalam EViews dengan menggunakan *Schwarz Criteria*. Hasil uji, dengan mengacu baik kepada statistik uji *trace* maupun *maximum eigenvalue*, menyimpulkan bahwa model VAR memiliki satu kointegrasi (Tabel 3).

Tabel 3. Hasil uji kointegrasi Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.166252	36.31511	24.27596	0.001
At most 1	0.057801	9.95054	12.3209	0.1209
At most 2	0.009045	1.317441	4.129906	0.2934

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.166252	26.36458	17.7973	0.002
At most 1	0.057801	8.633098	11.2248	0.1379
At most 2	0.009045	1.317441	4.129906	0.2934

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Kointegrasian tersebut dinyatakan dalam persamaan berikut,

$LNPK_{t-1} = 1.59416 + 1.041124\ LNPB_{t-1} + 0.111813\ LNPT_{t-1}$ .....(4)
(0.11983[**8.68849**]***) (0.06297[**1.77557**]*)

keterangan: (galat baku, [statistik t])
****significant* pada taraf nyata pengujian $\alpha = 0.01$, $t_{0.05(142)} = 2.6109$
* *significant* pada taraf nyata pengujian $\alpha = 0.1$, $t_{0.05(142)} = 1.6557$

Persamaan kointegrasi di atas menunjukkan keterhubungan keseimbangan jangka panjang yang bersifat positif dalam pengertian bahwa LNPB dan LNPT berpengaruh positif dan bersifat *significant* masing-masing pada pengujian dengan taraf nyata 0.01 dan 0.1 terhadap LNPK. Berarti pertanda harga (*price signal*) beras yang terbentuk di pasar Banjarmasin dan di pasar Tabalong akan ditransmisikan secara positif ke pasar Kotabaru. Bahwa, terkhusus untuk variabel harga beras di pasar Banjarmasin yang berpengaruh atas harga beras di pasar Kotabaru dikuatkan oleh hasil uji kausalitas berpasangan Granger. Hasil uji tersebut menyimpulkan bahwa hipotesis H_0: *LNPB does not Granger Cause LNPK* ditolak dan, dengan demikian, berarti LNPB memiliki pengaruh kausalitas Granger atas LNPK karena memiliki Prob. = 0.0027 yang dapat ditunjukkan lebih kecil dari taraf nyata $\alpha = 0.01$ atau lebih kecil lagi 0.01 (Tabel 4).

Tabel 4. Hasil uji kausalitas berpasangan Granger

Pairwise Granger Causality Tests
Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNPK does not Granger Cause LNPB	146	1.58182	0.1572
LNPB does not Granger Cause LNPK		3.56021	**0.0027*** **
LNPT does not Granger Cause LNPB	146	0.92621	0.4784
LNPB does not Granger Cause LNPT		0.87568	0.5147
LNPT does not Granger Cause LNPK	146	0.28999	0.9408
LNPK does not Granger Cause LNPT		0.79628	0.5744

KESIMPULAN

Eksplorasi atas data harga komposit beras yang berlaku di pasar Banjarmasin, pasar Tabalong, dan pasar Kotabaru menunjukkan bahwa data tersebut bersifat tidak stasioner, tetapi stasioner setelah dilakukan transformasi diferensi tingkat satu. Sementara dari uji kointegresi menunjukkan ada satu kointegrasi yang merepresentasikan efek searah dan positif harga beras yang berlaku di pasar Kota Banjarmasin dan pasar Kabupaten Tabalong atas harga beras di pasar Kabupaten Kotabaru dalam

keterhubungan keseimbangan jangka panjang. Temuan kestasioneran (setelah transformasi diferensi) dan kointegrasi ini akan menentukan corak model VAR yang digunakan, yaitu dalam bangun VAR yang direstriksi (atau dikenal sebagai VECM (*Vector Error Correction Model*)) dalam analisis lanjutan untuk mengonstruksi keintegrasian pasar beras di Kalimantan Selatan.

DAFTAR PUSTAKA

Alexander, C. & Wyeth, J., 1997. Cointegration and market integration: an application to the Indonesian rice market. *The Journal of Development Studies*, 30(2), p. 303-328 http://dx.doi.org/10.1080/00220389408422317

Barrett, C.B., 2001. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets.

Review of Agricultural Economics, 23(1), p. 19-32. https://doi.org/10.2307/1349904

Baulch, B., 1997. Testing for food market integration revisited. *The Journal of Development Studies*, 33(4), p. 512-534. https://doi.org/10.1080/00220389708422479

Conforti, P., 2004. Price transmission in selected agricultural. FAO *Commodity and Trade Policy Research Working Paper No. 7.* The Commodities and Trade Division of the Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO). https://www.fao.org/3/j2730e/j2730e.pdf

Dwyer, G.P., 2015. The Johansen tests for cointegration. *Unpublished.*

https://web.archive.org/web/20180415022127/http://www.jerrydwyer.com/pdf/Cl Enders, W., 2015. *Applied Econometric Time Series*. 4th ed. John Wiley & Sons, Inc. NJ

Fackler, P.L. & Goodwin, B.K., 2001. *In* Handbook of Agricultural Economics, Volume 1, Edited by B. Gardner and G. Rausser. Elsevier Science B.V.

https://doi.org/10.1016/S1574-0072(01)10025-3

Goodwin, B. K., & Schroeder, T. C., 1991. Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 73(1991), p. 452-464. https://doi.org/10.2307/1242730

Granger, C.W.J., 1986. Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), p. 213-228

https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1986.mp48003002.x

Gujarati, D.N. & Porter, D.C., 2009. *Basic Econometrics*. 5th ed. McGraw-Hill/Irwin, NY

Harris, B., 1979. There is method in my madness: or is it vice versa? Measuring agricultural market performance *Food Research Institute Studies,* 17(2), p. 197-218 https://doi.org/10.22004/ag.econ.135576

Hendry, D.F. & Juselius, K., 2000. Explaining cointegration analysis: part 1. *The Energy Journal*, 21(1), p. 1-42. https://www.jstor.org/stable/41322853

Hjalmarsson, E. & Österholm, P., 2007. *Testing for cointegration using the Johansen Methodology when variables are near integrated*. IMF Working Paper: WP/07/141 https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2007/wp07141.pdf

Makbul, Y. & Ratnaningtyas, S., 2017. Analysis of the integration of rice and paddy prices in Indonesia using a Vector Error Correction Model. *International Journal of Applied Business and Economic Research*, 15(10), p. 209-225. https://www.researchgate.net/publication/317971112

Makbul, Y., Limakrisna, N., Ratnaningtyas, S., Rochana, S.H., 2020. Rice price market integration and Supply Chain Management (SCM) in Indonesia. *International Journal of Supply Chain Management*, 9(6), p. 218-223 https://www.researchgate.net/publication/358087507_Rice_Price_Market_Integration_and

_Supply_Chain_Management_SCM_in_Indonesia

McNew, K., 1996. Spatial market integration: definition, theory, and evidence. *Agricultural and Resource Economics Review*, 25(1), p. 1-11

https://doi.org/10.1017/S1068280500000010

Meyer, J. & Cramon-Taubadel, S., 2004. Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), p. 581-611.

https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x

Nerlove, M. 1958. *Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and Other Commodities*.

Agricultural Handbook No. 141, U.S. Department of Agriculture https://ageconsearch.umn.edu/record/316559/files/AH141.pdf

Ravallion, M., 1986. Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(1), p. 102-109. https://doi.org/10.2307/1241654

Pan, F. & Li, C., 2019. Evolution of agricultural spatial market integration: evidance from the hog market in China. *Jounal of Agrultural and Applied Economics*, 51, p. 349-367 https://doi.org/10.1017/aae.2019.7

Yang, J., Bessler, D.A. & Leatham, D.J., 2000. The law of one price: developed and developing country market integration. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 32(3), p. 429-

440. https://doi.org/10.1017/S107407080002054X