

**HUBUNGAN HARGA KOPI DI INDONESIA DENGAN NEGARA EKSPORTIR  
UTAMA DAN IMPORTIR UTAMA: PENDEKATAN KOINTEGRASI  
DAN KOREKSI KESALAHAN**

*Relationship between Indonesia with major exporters and major importers  
coffee prices: Cointegration and Error Correction Approach*

**Purwadi**

Institut Pertanian STIPER Jogjakarta

**Sri Widodo, Masyhuri, Djuwari**

Jurusan Sosial Ekonomi Fakultas Pertanian UGM Jogjakarta

**ABSTRACT**

*This paper examines relationships between Indonesia with major exporters and major importers coffee prices: Cointegration and Error Correction Approach. The use of error correction model is appropriate because all price that analysis are first-differenced stationary and cointegrated. The result suggest that coffee prices in Indonesia respond to restore equilibrium relationship with coffe prices in Brasil, Vietnam and USA, Germany, Japan, while all of there do not respond to restore equilibria wolud suggest that Indonesia is price leadership. The implication that's Indonesia can to play the role for stimulate to promote rising coffee prices in world market at the next time.*

*Keywords: major exporters, major importers, Cointegration and Error Correction Approach*

**PENDAHULUAN**

Kopi merupakan komoditas yang penting bagi Indonesia, karena komoditas kopi menjadi andalan hidup bagi 2 juta keluarga tani. Pada tahun 1999-2003 rata-rata produksi kopi Indonesia mencapai 546.8 juta ton, sebanyak 94% dihasilkan oleh perkebunan rakyat, dan sekitar 65% diantaranya diekspor. Pada saat harga kopi dunia menunjukkan tren menurun dan cenderung berfluktuasi petani akan rugi dan kesulitan merencanakan produksinya. Indonesia merupakan produsen sekaligus eksportir urutan keempat dunia, namun demikian pangsa produksinya hanya 5,8% dan pangsa ekspor hanya 5,5%. Pada kondisi demikian, harga kopi di Indonesia diduga terintegrasi dengan harga-harga produsen utama dan konsumen utama.

Sebagai komoditas ekspor, harga kopi di Indonesia tergantung dari harga internasional. Jelas bahwa kesejahteraan petani kopi sangat tergantung dari harga kopi internasional, oleh karena itu keterkaitan harga kopi Indonesia

dengan harga internasional sangat penting diketahui agar Indonesia mampu menempatkan diri secara tepat dalam sistem perdagangan kopi dunia.

Penelitian tentang hubungan harga internasional produk-produk pertanian telah banyak diteliti terkait dengan integrasi pasar, kausalitas maupun asimetri harga. Penelitian penelitian tersebut dilakukan oleh dengan pendekatan model analisis statistik mulai dari yang baku hingga yang lebih canggih. Penelitian integrasi pasar telah dilakukan oleh Faminow and Benson (1978) menggunakan model baku otoregresif, dan pada akhir ini banyak peneliti menggunakan model pendekatan kointegrasi seperti dilakukan oleh Silvapulle and Jayasuriya (1994), Karbus and Jumah (1995), Mohanty dkk (1996, 1999), Sabohuro and Larve (1997), Yang and Leatham (1998). Pembahasan integrasi ini dilanjutkan dengan melihat hubungan kausalitas untuk mengetahui hubungan kausalitas harga antar negara. Penelitian hubungan kausalitas ini tidak terlepas dari sumbangan model statistik yang telah dikembangkan oleh Granger (1972). Model kausalitas baku ini selanjutnya telah mengilhami berkembangnya model kausalitas oleh Sim dan pakar statistik lainnya. Perkembangan terakhir model kausalitas telah dikombinasikan dengan model koreksi kesalahan. Penelitian dengan pendekatan ini telah dilakukan oleh Mohanty dkk (1999), dengan hasil cukup memuaskan. Selanjutnya pada paper ini akan diteliti hubungan harga kopi antara Indonesia dengan eksportir utama dan importir utama menggunakan pendekatan kointegrasi dan koreksi kesalahan.

## **KERANGKA PENDEKATAN TEORI**

Standar teori perdagangan internasional mengasumsikan bahwa komoditas bersifat homogen dan tidak ada hambatan-hambatan perdagangan dan tidak ada biaya transaksi (*transcation cost*) atau terjadi perdagangan yang *free trade* dan *fair trade*. Dengan asumsi teknologi industri jasa pemasaran *fixed proportion* *constan return to scale* serta sistem pasar persaingan sempurna maka perbedaan harga itu akan sama dengan biaya transfer, dan harga-harga akan bergerak secara paralel. Apabila terjadi demikian maka akan terjadi ekuilibrium pasar dalam jangka panjang dan sistem perdagangan terjadi secara efisien.

Penelitian efisiensi perdagangan internasional dapat didekati dengan integrasi pasar, yaitu melalui pendekatan teori hipotesis efisiensi pasar (*efficiency market hypothesis*). Sedangkan secara ekonometri dilakukan dengan pendekatan integrasi kointegrasi, kausalitas, dan asimetri. Berdasarkan teori efisiensi harga pasar (*efficiency market hypothesis*) menyatakan bahwa harga antar tempat akan mendekati kearah keseimbangan dalam bentuk ekuilibrium jangka panjang yang lemah (*weak form efficiency*), dimana harga-harga suatu masa dipengaruhi oleh harga-harga masa sebelumnya dan dalam jangka panjang akan ada kemampuan untuk selalu mengarah ke ekuilibrium baru.

Analisis perilaku harga menggunakan data runtun waktu (*time series*) secara teoritis akan berperilaku mendekati keseimbangan (*dinamic equilibrium*) dalam jangka panjang. Suatu seri data dalam keseimbangan jangka panjang apabila data memiliki hubungan kointegrasi. Oleh karena itu untuk membuktikan integrasi harga antar pasar digunakan analisis kointegrasi.

Analisis kointegrasi telah secara luas digunakan sebagai teknik analisis ekonometri data runtun waktu. Pada beberapa tahun lalu analisis kointegrasi telah digunakan secara luas untuk melihat integrasi pasar oleh Silvapulle and Jayasuriya (1994), Karbus and Jumah (1995), Mohanty dkk (1996, 1999), Sabohuro and Larve (1997), Yang and Leatham (1998). Analisis ini merupakan pengembangan analisis integrasi pasar dengan pendekatan autoregresif baku.

Jika dua seri harga memiliki hubungan ekuilibrium jangka panjang, meskipun dalam jangka pendek nyata ada perbedaan, selanjutnya pasar disebut berkointegrasi dalam jangka panjang. Atau sebaliknya Jika dua seri harga berkointegrasi maka harus memiliki hubungan ekuilibrium jangka panjang dan disebut bahwa pasar terintegrasi. (Silvapulle and Jayasuriya, 1994)

Analisis data runtun waktu akan cenderung memiliki masalah serial korelasi, oleh karena itu estimasi menggunakan OLS secara langsung terhadap data asli akan bias dan tidak konsisten. Hal ini karena variabel bebas runtun waktu pada umumnya variabel stokastik, berarti menyimpang dari asumsi klasik bahwa variabel bebas harus deterministik atau non stokastik. Penyimpangan tersebut semakin parah apabila variabel-variabel bebas yang digunakan berkorelasi semasa dengan residunya. Jika variabel bebas runtun waktu adalah stokastik maka terdapat 3 kemungkinan kasus: Pertama, kasus bebas (*independence case*) terjadi jika variabel bebas tidak berkorelasi dengan residu baik semasa maupun masa lalu. Pada kasus ini estimasi OLS tidak bias dan konsisten. Kedua, kasus tidak berkorelasi semasa (*contemporaneously uncorrelated case*), terjadi jika variabel bebas tidak berkorelasi semasa dengan residunya. Pada kasus ini estimasi OLS bias tetapi konsisten. Ketiga, kasus berkorelasi semasa (*contemporaneously correlated case*), terjadi jika variabel bebas berkorelasi semasa dengan residunya, sehingga estimasi OLS akan bias dan tidak konsisten. Pada dua kasus terakhir maka estimasi OLS akan bias dan peneliti dihadapkan pada regresi lancung (*supurious regression*)

Salah satu model dinamik yang meliputi kedua komponen variabel kelambanan tersebut adalah model koreksi kesalahan (*error corection model*) yang banyak diterapkan dalam studi empirik pada dekade terakhir. Model koreksi kesalahan ini konsisten dengan konsep kointegrasi atau dikenal dengan Granger Representation Theorem. Teori representasi Granger menekankan bahwa bila variabel-variabel yang diamati membentuk suatu himpunan yang berkointegrasi maka model dinamis yang valid adalah model koreksi kesalahan. Atau sebaliknya model koreksi kesalahan merupakan model yang valid jika

variabel-variabel yang digunakan merupakan himpunan variabel yang berkointegrasi (Engel and Granger, 1987)

Pada model koreksi kesalahan akan terdapat keseimbangan yang tetap dalam jangka panjang di dalam variabel-variabel yang dianalisis. Apabila dalam jangka pendek terdapat ketidakseimbangan dalam suatu periode, maka model akan mengoreksi pada pada periode-periode berikutnya. (Engel and Granger, 1987). Agar memenuhi asumsi regresi klasik, maka harus tidak terdapat autokorelasi dan homoskedastisitas atau residu harus stationer. Konsep stasioneritas dalam analisis runtun waktu sangat penting sebagai langkah awal dan perlu dilakukan karena derajat integrasi merupakan prasarat diberlakukannya pendekatan kointegrasi (cointegration approach). Variabel X dikatakan berkointegrasi pada derajat d, b atau ditulis (d,b) bila: (1) setiap komponen dari X berkointegrasi pada derajat d I(d); (2) terdapat satu vektor c yang tidak sama dengan nol ( $c \neq 0$ ), sehingga  $Z_t = c1X_t \sim I(d,b)$ , dimana  $b > 0$  dan c adalah vektor kointegrasi

Konsep kointegrasi selain konsisten dengan model koreksi kesalahan juga lebih mampu menjelaskan hubungan kausalitas Granger. Yaitu dengan mengembangkan lebih lanjut uji kausalitas Granger (1969) yang standar dengan membentuk model koreksi kesalahan. Uji ini disebut sebagai uji kausalitas Engel and Granger (1987)

Pada uji kausalitas Engel and Granger (1987), dilakukan terhadap variabel-variabel yang berkointegrasi. Hal itu berarti variabel-variabel tersebut harus memiliki derajat integrasi yang sama. Langkah awal untuk analisis ini adalah melakukan estimasi dengan OLS model sebagai berikut,

$$\begin{aligned} X_t &= a_0 + b_0 Z_t + U_{xt} \\ Z_t &= a_1 + b_1 X_t + U_{zt}, \end{aligned}$$

Dimana  $U_{xt}$  dan  $U_{zt}$  adalah residual (error term).

Dari persamaan diatas jika residual stasioner:  $U_{xt} \sim I(0)$ ,  $U_{zt} \sim I(0)$ , maka residual dapat digunakan dalam estimasi model kausalitas dengan pendekatan koreksi kesalahan sebagai berikut,

$$\begin{aligned} X_t &= \sum_{j=1}^n a_j X_{t-j} + \sum_{k=0}^m b_k Z_{t-k} + \gamma_x U_{xt} + \varepsilon_t \\ Z_t &= \sum_{j=1}^n c_j Z_{t-j} + \sum_{k=0}^m d_k X_{t-k} + \gamma_z U_{zt} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

dimana  $U_{xt}$  dan  $U_{zt}$  merupakan residual dari persamaan kointegrasi diatas dan hasilnya harus signifikan. Selanjutnya dari uji ini dapat disimpulkan sebagai berikut,

- Kausalitas satu arah dari X ke Z terjadi jika koefisien  $\Sigma_{aj}$ ,  $\Sigma_{bk}$  nyata tidak sama dengan nol, dan koefisien  $\Sigma_{cj}$ ,  $\Sigma_{dk}$  tidak nyata atau sama dengan nol.
- Kausalitas satu arah dari Z ke X terjadi jika koefisien  $\Sigma_{cj}$ ,  $\Sigma_{dk}$  nyata tidak sama dengan nol, dan koefisien  $\Sigma_{aj}$ ,  $\Sigma_{bk}$  tidak nyata atau sama dengan nol.
- Kausalitas timbal balik atau kausalitas dua arah antara X dan Z terjadi jika nilai koefisien  $\Sigma_{cj}$ ,  $\Sigma_{dk}$  dan  $\Sigma_{aj}$ ,  $\Sigma_{bk}$  nyata tidak sama dengan nol.
- Tidak terdapat kausalitas antara X dan Z terjadi jika nilai koefisien  $\Sigma_{cj}$ ,  $\Sigma_{dk}$  dan  $\Sigma_{aj}$ ,  $\Sigma_{bk}$  tidak nyata atau sama dengan nol.

## METODE PENELITIAN

Penelitian ini menggunakan data harga-harga kopi robusta yang diterima petani di negara produsen dan harga yang dibayar konsumen di negara konsumen yang diterbitkan oleh International Coffee Organisation (ICO) yaitu data bulanan periode 1988 sd 2003 dicatat dalam satuan cent/lbs \$ USA. Pada penelitian ini difokuskan pada kopi robusta, karena 92 % kopi yang dihasilkan oleh Indonesia adalah kopi robusta. Negara produsen sekaligus eksportir utama dipilih Brasil dan Vietnam sebagai negara produsen dan eksportir no 1 dan 2 di dunia, sedangkan negara konsumen dan eksportir utama dipilih Amerika, Jerman dan Jepang sebagai importir terbesar kopi dunia sekaligus importir terbesar kopi robusta dari Indonesia, semuanya berdasarkan data 5 tahun terakhir.

Mohanty, dkk (1995), menyatakan bahwa studi perilaku harga yang bertujuan untuk melihat integrasi penetapan harga maka tidak perlu melakukan estimasi model secara lengkap. Analisis integrasi harga antara harga pasar produsen Indonesia (PINA) dengan eksportir utama Vietnam (PVTM), Brasil (PBRA) dan harga di pasar importir utama yaitu Amerika (PUSA), Jerman (PGMN) dan Jepang (PJPN), menggunakan pendekatan kointegrasi. Seluruh data harga sebelum dilakukan analisis ditransformasi dalam nilai log natural. Teknis analisis kointegrasi yang digunakan sesuai dengan yang dikembangkan oleh Engel and Granger (1987). Ada 3 tahapan teknis analisis kointegrasi yaitu: (1) menguji apakah data dari variabel yang diteliti telah stasioner atau pada orde berapa data yang diuji stasioner. (2) apakah dua variabel yang diteliti memiliki orde stasioner yang sama. (3) Uji kointegrasi, dapat dilakukan jika dua variabel memiliki orde stasioner yang sama, jika tidak maka tidak dapat dilakukan uji kointegrasi.

Uji stasioner data menggunakan teknis uji akar-akar unit augmented Dicky-Fuller (ADF) Engel and Granger (1987). Uji akar unit mengikuti regresi sebagai berikut,

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \delta_i X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_i \quad (\text{Uji DF})$$

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \delta_i X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-1} + \gamma T + \varepsilon_i \quad (\text{Uji ADF})$$

Jumlah lag akan ditentukan dengan pendekatan kriteria Akaike, dihitung secara otomatis menggunakan alat analisa yang tersedia pada perangkat lunak Eviews seri 5. Uji hipotesa dilakukan dengan menguji hipotesa nul apakah  $\delta_i = 0$  ( $H_0 : \delta_i = 0$ ).  $H_0$  ditolak jika  $\delta_i$  bernilai negatif dan signifikan.

Apabila dari uji ini ternyata data belum stasioner maka pengujian dilakukan lagi dengan data turunan kedua. Dengan model yang sama dengan menggunakan data turunan kedua  $X_t$  dan data turunan pertama untuk  $X_{t-1}$ , maka dilakukan uji derajat integrasinya. jika  $\delta_i = 1$  maka variabel  $X$  stasioner pada derajat satu. Pengujian dilakukan terhadap semua variabel yang akan digunakan untuk penelitian yaitu PINA, PBRA, PVTM, PUSA dan PGMN, PJPN.

Selanjutnya untuk uji kointegrasi dapat dilakukan setelah semua data, stasioner pada derajat yang sama. Menurut Engel and Granger (1987), uji kointegrasi persamaan regresi dua variabel didasarkan pada stasioneritas dari residual regresi kointegrasi (misalnya PINA dengan PUSA). Adapun persamaan regresi kointegrasi sebagai berikut,

$$P_{INA} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{usa} + \varepsilon_i$$

Selanjutnya data  $\varepsilon_i$  dilakukan uji stasioneritas menggunakan metode dan teknik seperti pada uji akar unit. Apabila  $\varepsilon_i$  stasioner maka kedua variabel harga berarti berkointegrasi atau terintegrasi.

Analisis kausalitas untuk mengetahui harga di pasar mana yang lebih memberikan penyebab terjadinya perubahan harga di pasar yang lain. Model yang digunakan adalah model yang dikembangkan oleh Granger (1983,1986) dan Engel and Granger (1987), yang didasarkan pada representasi koreksi kesalahan (*error correction representation*).

Pengembangan model ini memerlukan prasyarat bahwa kedua harga harus berkointegrasi dan kesimpulan ini dapat diperoleh berdasarkan uji kointegrasi pada analisis integrasi. Selanjutnya uji kausalitas antarvariabel yang berkointegrasi dapat dimodelkan sebagai berikut,

$$\Delta P_{INA_t} = a_0 + \sum_{s=1}^k b_s \Delta P_{INA_{t-s}} + \sum_{s=1}^k c_s \Delta P_{I_t-s} + \gamma_1 \eta_{t-1} + \varepsilon_t$$

Keterangan:

PINA = harga pasar Indonesia

PEI = harga pasar produsen utama PBRA, PVTM, harga pasar importir utama PUSA, PGMN dan PJPJN,

$\eta$  = residual dari persamaan kointegrasi,

$\gamma$  = parameter dari variabel koreksi kesalahan.

Teknik analisis menggunakan OLS, jumlah lag ditentukan dengan kriteria Akaike, yaitu dipilih hasil persamaan yang memiliki informasi kriteria angka paling kecil.

Jika  $\gamma$  pada persamaan tersebut signifikan,  $\sum b_s$  dan  $\sum c_s$  berbeda dengan nol maka dapat disimpulkan bahwa harga PINA respon terhadap hubungan harga pada PEI, atau harga di Indonesia lebih dipengaruhi oleh harga di negara eksportir utama, atau eksportir utama. Selain dari pada itu  $\gamma$  menunjukkan nilai dan kecenderungan dari harga tersebut untuk menuju ke kondisi ekuilibrium (Baghestani and McNown cit Mohanti dkk, 1996). Pengujian sebaliknya kausalitas sebaliknya dapat dilakukan dengan model yaang sama dengan variabel yang sebaliknya. Adapun notasi-notasi yang digunakan dalam penelitian ini: INA (Indonesia), BRA (Brasil), VTM (Vietnam), USA (Amerika), GMN (Jerman), JPN (Jepang), L (log natural)

## HASIL PENELITIAN

Hasil perhitungan diskriptif menunjukkan bahwa rata-rata harga kopi robusta yang diterima petani di Indonesia lebih rendah dibandingkan petani di Brasil dan Vietnam. Selain itu harga di Indonesia juga menunjukkan fluktuasi yang paling besar dibandingkan di negara eksportir utama Brasil dan Vietnam maupun di negara importir utama USA, Jerman dan Jepang. Hasil yang menarik juga terlihat dimana harga di negara ekportir utama jauh lebih berfluktuasi dibandingkan harga di negara importir utama, ditandai dengan nilai koefisien variasi yang kecil atau hanya berkisar 1/3 dari nilai koefisien variasi harga-harga di negara produsen sekaligus eksportir utama. Hasil perhitungan secara lengkap dapat dilihat pada Tabel 1.

**Tabel 1. Rata-rata, Nilai Maksimum dan Minimum, Koefisien Variasi Harga Bulanan di Negara Eksportir dan Importir Utama Periode 1989-2003 (lbs/cents USA \$)**

	INA	VTM	BRA	USA	GMN	JPN
Rata-rata	41.43	46.83	49.90	323.01	431.55	1,255.56
Maximum	135.00	126.94	126.93	466.90	617.94	2,030.26
Minimum	11.66	11.74	13.25	235.20	302.69	750.98
Coef. Variasi	66.26	53.21	55.14	17.15	17.00	23.73

Uji derajat integrasi terhadap 6 variabel yang dianalisis menunjukkan bahwa semua variabel belum stasioner pada derajat 0 (level) dan menunjukkan stasioner pada derajat satu dengan tingkat kepercayaan 99%. Hasil perhitungan dapat dilihat pada Tabel 2. Selanjutnya uji akar unit terhadap residual persamaan kointegrasi menunjukkan semua persamaan berkointegrasi hal ini berarti harga Indonesia dengan Brasil, Vietnam dan harga Indonesia dengan USA, Jerman dan Jepang terintegrasi dalam jangka panjang. Hasil perhitungan selengkapnya dapat dilihat pada Tabel 3. Oleh karena semua variabel memiliki derajat integrasi yang sama serta semua persamaan berkointegrasi maka dengan menggunakan residual dari persamaan kointegrasi maka dilakukan estimasi model kausalitas Engel and Granger (1987). Uji kausalitas dilakukan kombinasi antara harga di Indonesia, Brasil dan Vietnam serta antara Indonesia dengan USA, Jerman dan Jepang.

**Tabel 2. Uji akar-akar unit terhadap 6 variabel yang dianalisis**

	Level- AIC auto				c1st difference - AIC auto			
	No trend		With trend		No trend		With trend	
	Lag opt	t- statistik	Lag opt	t- statistik	Lag opt	t- statistik	Lag opt	t- statistik
LINA	5	-1.375	5	-1.628	0	-	0	-12.371
LBRA	1	-1.756	1	-1.785	0	10.501	0	-10.471
LVTM	1	-1.598	1	-1.598	0	-9.899	0	-9.637
LUSA	1	-1.239	1	-2.411	1	-7.604	1	-7.591
LGMN	1	-1.981	1	-1.628	1	-8.189	1	-8.312
LJPN	8	-1.392	8	-1.848	7	-3.924	7	-4.146

(F tabel  $\alpha$  1% = -3.493)

**Tabel 3. Hasil Uji Akar Unit (ADF test) Residual Persamaan Konitegrasi**

Persamaan kointegrasi	Uji ADF
LINA C LBRA	-3.204 ***
LBRA C LINA	-3.439 ***
LINA C LVTM	-3.364 ***
LVTM C LINA	-3.501 ***
LBRA C LVTM	-3.298 ***
LVTM C LBRA	-3.193 ***
LINA C LUSA	-1.723 *
LUSA C LINA	-1.978 **
LINA C LGMN	-2.351**
LGMN C LINA	-2.489 **
LINA C LJPN	-2.609 ***
LJPN C LINA	-2.671 ***

(F tabel  $\alpha$  1 %, 5 %, 10 %, masing-masing adalah -2.578, -1.943, -1.616)

Hasil analisis hubungan kausalitas 6 kombinasi persamaan kausalitas antar negara eksportir utama Indonesia, Brasil dan Vietnam menunjukkan bahwa hanya ada 4 persamaan yang dapat ditaksir dengan benar dimana koefisien dari variabel residual kointegrasi bernilai negatif dan signifikan sesuai dengan harapan teori. Sedangkan dua persamaan lain menunjukkan koefisien yang tidak signifikan yang berarti model persamaan koreksi kesalahan tidak valid. Apabila dilihat dari uji otokorelasi dengan teknik Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test, maka semua model telah lolos dari masalah korelasi serial. Pada 4 persamaan yang valid, 3 persamaan selalu menempatkan harga Indonesia sebagai variabel independen, hal ini berarti bahwa dalam jangka panjang harga Indonesia menjadi stimulan bagi perubahan harga di Brasil dan Vietnam. Hubungan antara Indonesia dengan Brasil dan Vietnam bersifat searah dari Indonesia menuju kedua negara tersebut. Sedangkan Hubungan antara Brasil dengan Vietnam bersifat dua arah, namun dalam hubungan dari Brasil ke Vietnam cenderung lebih kuat dan berdimensi jangka pendek maupun jangka panjang. Dari kondisi tersebut jelas bahwa kausalitas terjadi dari Indonesia dan Brasil ke Vietnam. Sedangkan hubungan antara Indonesia dengan Brasil lebih mengarah pada hubungan keseimbangan jangka panjang dan tidak terjadi sebaliknya. Hal yang menarik, ternyata Vietnam sebagai produsen sekaligus eksportir nomer satu kopi robusta di dunia ternyata lebih sebagai penerima harga dan pergerakan harga yang terjadi lebih distimulus dari pergerakan harga di Indonesia dan Brasil. Berdasarkan hasil tersebut menunjukkan bahwa Indonesia sebagai produsen terbesar kedua kopi robusta, walaupun produksinya sebagian besar kualitas kelas 3-4 dan memperoleh harga rata-rata terendah ternyata lebih memiliki peran menjadi stimulus pergerakan harga di negara produsen utama lainnya terutama Vietnam dan Brasil.

**Tabel 4. Hasil Analisis Model Kausalitas Pendekatan Koreksi Kesalahan Antar Negara Eksportir Utama: Indonesia, Brasil dan Vietnam.**

	DLINA	DLBRA	DLINA	DLVTM	DLBRA	DLVTM
C	-0.004 ns	-0.002 ns	-0.003 ns	-0.003 ns	-0.002 ns	-0.003 ns
DLINA(-1)	0.026 ns	0.109 ns	-0.014 ns	0.153 **		
DLBRA(-1)	0.155 **	0.309 ***			-0.032 ***	0.196 ***
DLVTM(-1)			0.265 ***	0.307 ***	-0.107 ns	0.306 ***
$\gamma_{IB(-1)}$	-0.016 ns					
$\gamma_{BI(-1)}$		-0.014 ***				
$\gamma_{VI(-1)}$				-0.096 ***		
$\gamma_{IV(-1)}$			-0.026 ns			
$\gamma_{BV(-1)}$					-0.094 ***	
$\gamma_{VB(-1)}$						-0.057 ***
BG LM tes	1.660 ns	0.005 ns	1.676 ns	1.229 ns	0.359 ns	1.016 ns

\*\*\*, \*\*, \*: nyata pada  $\alpha$  1 %, 5 %, 10 %,

Hasil analisis hubungan antara Indonesia dengan tiga negara eksportir utama dunia menunjukkan adanya keseimbangan jangka panjang yang bersifat searah, yaitu ditandai dengan nilai koefisien residual model kausalitas yang bernilai negatif dan signifikan. Hubungan sebaliknya tidak terjadi karena semuanya memiliki koefisien residual yang tidak signifikan atau model persamaan koreksi kesalahan tidak valid. Namun demikian khususnya hubungan antara Indonesia dengan USA terjadi kausalitas yang searah dari Indonesia ke USA ditandai dengan koefisien variabel DLINA(-1) yang signifikan. Hal ini berarti terjadi hubungan kausalitas yang searah baik jangka pendek maupun jangka panjang dari Indonesia ke USA. Hal yang menarik adalah USA, Jerman, Jepang sebagai importir utama kopi dalam prakteknya dapat melakukan praktek kartel monopsoni namun ternyata pergerakan harga dalam jangka panjang tetap bersumber dari negara eksportir khususnya Indonesia.

**Tabel 5. Hasil Analisis Model Kausalitas Pendekatan Koreksi Kesalahan Antara Indonesia dengan Negara Importir Utama: USA, Jerman dan Jepang.**

	DLINA	DLUSA	DLINA	DLGMN	DLINA	DLJPN
C	-0.005 ns	-0.0001 ns	-0.004 ns	-0.0002 ns	-0.005 ns	-0.001 ns
DLINA(-1)	0.033 ns	0.052 **	0.054 ns	-0.017 ns	0.085 ns	-0.027 ns
DLUSA(-1)	0.171 ns	0.421 ***				
DLGMN(-1)			0.281 ns	0.381 ***		
DLJPN(-1)					-0.131 ns	-0.133 *
$\gamma_{IU}(-1)$	-0.017 ns					
$\gamma_{UI}(-1)$		-0.058 ***				
$\gamma_{IG}(-1)$			-0.008 ns			
$\gamma_{GI}(-1)$				-0.076 ***		
$\gamma_{IJ}(-1)$					-0.006 ns	
$\gamma_{JI}(-1)$						-0.077 ***
B-G LM tes	1.713 ns	0.278 ns	0.118 ns	1.751 ns	0.080 ns	4.087 **

\*\*\*, \*\*, \*: signifikan pada  $\alpha$ : 1 %, 5 %, 10 %. ns : tidak signifikan pada  $\alpha$ : 10 %.

## KESIMPULAN DAN SARAN

1. Hasil analisis integrasi pasar dengan pendekatan kointegrasi menunjukkan bahwa harga kopi robusta di Indonesia terintegrasi dalam keseimbangan jangka dengan harga di Brasil dan Vietnam, serta negara Importir utama. Analisis lebih detail dengan estimasi model kausalitas dengan koreksi kesalahan yang telah dikembangkan Engel and Granger (1987), menunjukkan bahwa terdapat hubungan jangka panjang searah dari Indonesia ke Brasil, dan Vietnam. Kondisi yang sama juga terjadi yaitu antara Indonesia dengan USA, Jerman dan Jepang. Namun demikian hanya dua hubungan kausalitas yang erat dan searah baik jangka pendek maupun jangka panjang yaitu dari Indonesia ke Vietnam dan dari Indonesia ke USA. Kondisi ini menunjukkan bahwa Indonesia sebagai produsen dan eksportir kopi robusta lebih memiliki peranan dan menstimulir pergerakan harga baik di negara ekportir utama maupun importir utama. Sehubungan dengan temuan tersebut maka upaya-upaya serta kebijakan untuk mendongkrak harga kopi robusta dunia baik di negara ekportir utama maupun importir utama lebih efektif diarahkan untuk mendongkrak harga kopi robusta dimulai dari di Indonesia. Oleh karena itu selayaknya Indonesia memperoleh perhatian yang besar dari ICO untuk diberikan peran lebih besar untuk menjalankan program-program promosi, bantuan teknis dalam rangka mengangkat harga kopi dunia.

2. Analisis integrasi dan kausalitas dengan pendekatan kointegrasi dan koreksi kesalahan untuk mengestimasi integrasi dan hubungan kausalitas perdagangan dunia kopi robusta menunjukkan hasil yang cukup baik. Walaupun demikian beberapa hasil ada yang belum konsisten. Hal ini diduga adanya variasi data yang cukup beragam akibat adanya kualitas kopi robusta yang relatif beragam antar produsen utama. Penelitian yang akan datang perlu dipertimbangkan untuk melakukan segmentasi data harga berdasarkan kualitas dan atau juga melakukan estimasi dengan model lain yang lebih mampu menangkap perilaku data sehingga dapat diperoleh hasil yang lebih baik.

### DAFTAR PUSTAKA

- Bressler, R.G. and King, R.A., 1970. *Market, Prices and Interregional Trade*. John Wiley and Sons Inc, USA.
- Dahl, D.C and Hammond, J.W., 1977. *Market and Price Analysis, The Agricultural Industries*. Mc Graw Hill Inc. USA.
- DitjenBun, 2001. *Statistik Pekebunan Indonesia 2000-2003 Kopi*, Departemen Pertanian, Direktorat Jendral Perkebunan, Jakarta.
- Engle, R.F. and Granger C.W.J. 1987. *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, *Econometrica*. 55 (2): 251-276.
- Faminow, Marle D. and Benson, Bruce L. 1990. *Integration Of Spatial Markets*. *Amer. J. Agr. Econ* (february),: 49-62.
- Gujarati, D.N., 1988. *Basic Econometrics*, 2nd. ed. Mc Graw Hill Book Company. New York , *Amer. J. Agr. Econ* 62: 570-572.
- ICO, 2005. *Coffee Trade Statistics*. ICO. Coffee Trade Statistics. htm. www.ico.org.
- Insukindro, 1998. Sindrum R2 Dalam Analisis Regresi Linier Runtun Waktu, *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, 13 (4): 1-11.
- \_\_\_\_\_, 1999. Pemilihan Model Ekonomi Empirik dengan Pendekatan Koreksi Kesalahan, *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, 14 (1) 1-7.
- Karbus, Sohbet and Jumah, Adusei, 1995. Cointegration and Commodity Arbitrage, , *Agribusiness* 11 (3) :235-243.
- Kindelberger, C.P and Lindert, P.T., 1978. *International Economics*, 6th ed. Richard D. Irwin, Inc. Illinois, USA.
- Mohanty, Samarendhu and Smith, Darnell, 1996. Relationship between US and Canadian Wheat Prices: Cointegration and Correction Approach. *Canadian Journal of Agric. Econ*. 44: 265-276.
- Mohanty, Samarendhu., Meyers, William. H, and Smith, Darnell, 1999. A Reexamination of Price Dynamics in the International Wheat Market, *Canadian Journal of Agric. Econ*. 47: 21-29.

- Sabuhoro, J.B, and Larve, Bruno, 1997. The Market Efficiency Hypothesis: Case of Coffee and Cocoa Futures, *Agricultural Economics* 16: 171-184.
- Sarker, Rathal, 1993. A Maximum Likelihood Cointegration Analysis of Canadian Lumber Exports, *Canadian Journal of Agric. Econ.* 41:97-110.
- Silvapulle, P. and Jayasurya, S, 1994. Testing For Philippines Rice Market Integration: A Multiple Cointegration Approach, *Amer. Journal of Agric. Econ* 45 (3): 369-380.
- Yang, Jian and Leatham, Davids, 1998. *Market Efficiency of US Grain Markets: Application of Cointegration Test.* *Agribusiness* 14 (2):107-112.