KOINTEGRASI MODEL EKONOMI SEKTOR PERTANIAN INDONESIA (Pendekatan VAR dalam dual economy model)

Darsono

(Staf Pengajar di Jurusan/Program Studi Sosial Ekonomi Pertanian/ Agrobisnis Fakultas Pertanian UNS)

ABSTRACT

The Indonesian's economy change was very dynamic still in development. Must be carefully for modeling in econometrics. The dual economy model with vector auto-regression (VAR) approach is answer's to sufficiency analytical needed at agricultural sector economic model analysis, so finding the co-integration variables in the model. The research aim's to composing and comparing between structural VAR and co-integration approach in agricultural sector economic model, and finding the short and long run relation contribution of variables in the model. The data was used in this study using time series data from 1971 - 2005. The method of analysis is multivariate co-integration methods of Johansen to determine the long run relationship variables in the model. The results of this study showed that; VAR model in the system most better than co-integration. Although, co-integration model's error term proof in the error term assume in the regression analysis. It's can good elaborate variables relationship in short and long run. Co-integration approach recommended to macroeconomic model analysis in Indonesia especially in agricultural sector economic model.

Key words: Co-integration, agricultural sector, VAR, dual economy.

PENDAHULUAN

Model makro ekonomi sektor pertanian Indonesia selama ini lebih baik didekati dengan model *dual economy* dibandingkan dengan pendekatan model ekonomi agregat. Dalam model *dual economy*, menggambarkan perbedaan penting dalam perekonomian antara lain spesifikasi produk, perbedaan metode produksi, perbedaan organisasi sosial ekonomi, serta perbedaan lokasi dan organisasi masyarakatnya (Juanda, 2001).

Untuk mengkaji pertumbuhan ekonomi diperlukan suatu model yang dapat mencerminkan keterkaitan peubah satu dengan yang lain. Di sektor pertanian, peubah-peubah yang perlu mendapatkan perhatian adalah produksi, pemakaian pupuk kimia, jumlah tenaga kerja, rasio harga antara input dan output, ekspor dan impor serta masih ada yang lainnya (Juanda, 1994). Umumnya peubah-peubah ekonomi bersifat nonstasioner dan dipengaruhi oleh pengamatan sebelumnya. Ketidakstasioneran peubah-peubah ekonomi mungkin mempunyai sifat kointegrasi atau hubungan keseimbangan jangka panjang antar peubah nonstasioner, sehingga model yang dibentuk harus dapat mencerminkan sifat tersebut (Siregar, 2001).

Pertumbuhan ekonomi biasanya didekati dengan model peramalan, dimana model yang banyak dipakai adalah model pertumbuhan, pemulusan dan ARIMA untuk peubah tunggal, sedangkan untuk peubah ganda biasanya menggunakan model Fungsi Transfer, State-space, VAR (*Vector AutoRegression*). Model VAR struktural merupakan model yang melibatkan pengamatan saat ini dan periode sebelumnya, sehingga pada model VAR struktural dapat diketahui pengaruh peubah pada periode yang sama dan periode sebelumnya. Sedangkan model VAR bentuk tereduksi hanya melibatkan pengamatan sebelumnya, sehingga model VAR struktural merupakan model yang lebih besar dibandingkan dengan model VAR bentuk tereduksi (Enders, 2004). Siregar, (2001) menunjukkan bahwa peubah-peubah yang mempunyai orde ketidakstasioneran sama pada model VAR struktural dapat diidentifikasi hubungan keseimbangan jangka pendek dan keseimbangan jangka panjang yang berimplikasi adanya kointegrasi.

Studi ini mencoba melakukan penerapan analisis kointegrasi pada model ekonomi sektor pertanian di Indonesia dengan mendasarkan pada spesifikasi model *dual*

economy yang dikembangkan oleh Juanda (2000, 2001) menggunakan model VAR (*Vector Auto Regression*). Permasalahan yang akan dibahas dalam studi ini adalah; (1) bagaimana model VAR dari model ekonomi sektor pertanian di Indonesia ditinjau dari model struktural dan keberadaan kointegrasi, (2) bagaimana peran dari hubungan kointegrasi peubah-peubah tersebut dalam pembentukan model.

TUJUAN PENELITIAN

- Tujuan dari studi ini adalah:
1. Menyusun dan membandingkan model VAR struktural dan pendekatan kointegrasi dari model ekonomi sektor pertanian di Indonesia, dan
 2. Menentukan kontribusi jangka pendek dan jangka panjang dari peubah-peubah penyusunnya.

KERANGKA TEORI
Model Ekonomi Sektor Pertanian

Untuk mengkaji faktor-faktor yang mempengaruhi dan menentukan pertumbuhan sektor pertanian dibuat suatu model makroekonometrik dengan mendasarkan pada pendekatan *dual economy* yang dikembangkan oleh Juanda (2001). Pada spesifikasi model; memasukkan lingkungan domestik dengan variabel-variabel yang menentukan seperti pendapatan nasional (Y), total produk pertanian (QA) total tenaga kerja pada sektor pertanian (LA), total penggunaan pupuk (FR), harga-harga produk pertanian (PA), harga pupuk kimia (PF), konsumsi produk pertanian (CA), dan harga-harga konsumen terhadap produk pertanian (PCA).

Lingkungan eksternal yang mempengaruhi pertumbuhan sektor pertanian adalah GDP Amerika Serikat (GDPA). Total ekspor produk pertanian (XA), harga ekspor produk pertanian (PXA), Impor komoditi pertanian (MA), harga impor produk pertanian (PMA), dan nilai tukar rupiah terhadap dollar USA (ER).

Dari pendekatan model *dual-economy* yang dikembangkan oleh Juanda tersebut, dalam studi ini dimasukkan faktor *shock*

perekonomian akibat krisis tahun 1997 yang diperkirakan juga mempengaruhi kinerja pertumbuhan sektor pertanian. Sehingga analisis beda periode dilakukan untuk mengetahui kinerja sebelum tahun 1997 dan sesudah tahun 1997 dengan menggunakan variabel Dummy dimana untuk periode sebelum tahun 1997, nilai D= 1 dan setelah tahun 1997 periode sesudah krisis, nilai D= 0.

Model Vektor Autoregresi

Secara umum model VAR struktural mempunyai bentuk persamaan simultan sebagai berikut (Thomas, 1997; Enders, 2004):

$$Bx_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_i x_{t-i} + e_t$$

- dimana; B : matrik non singular (nxn) koefisien peubah periode t,
 x_t : vektor peubah (nx1) diasumsikan stasioner,
 Γ_0 : vektor konstanta (nx1),
 Γ_i : matrik koefisien autoregresi (nxn),
 e_t : vektor galat (nx1) diasumsikan saling bebas dengan nilai tengah 0, dan ragam konstan.

Untuk model VAR(1) bivariate, yaitu model VAR dengan panjang lag satu dengan peubah y_t dan z_t dalam notasi matrik ditulis:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (1)$$

dengan asumsi (i) y_t dan z_t keduanya stasioner, (ii) e_{yt} dan e_{zt} mempunyai simpangan baku (σ_{yt} dan σ_{zt}), dan (iii) e_{yt} dan e_{zt} tidak berkorelasi.

Dengan asumsi bahwa matrik B non singular, maka perkalian kanan dengan B^{-1} dari persamaan (1) diperoleh model VAR dalam bentuk standar atau dalam bentuk tereduksi sebagai berikut :

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (2)$$

dimana : $A_0 = B^{-1} \Gamma_0$; $A_1 = B^{-1} \Gamma_1$; $e_t = B^{-1} e_t$. secara umum model VAR(P) atau model VAR dengan orde p bentuk tereduksi adalah :

$$x_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + e_t \dots \dots \dots (3)$$

Pada persamaan (3) ϵ_t diasumsikan tidak berkorelasi serial dan mempunyai ragam homogen, sehingga masing-masing persamaan pada sistem dapat diduga dengan menggunakan OLS (Enders, 2004).

Model Kointegrasi

Konsep kointegrasi dikenalkan oleh Engle dan Granger (Wei, 1990), dimana analisis formalnya dimulai dengan mendasarkan pada himpunan peubah ekonomi yang berada pada keseimbangan jangka panjang sebagai berikut:

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \text{ atau } \beta' x_t = 0$$

penyimpangan dari keseimbangan jangka panjang disebut galat ekuilibrium (e_t), sehingga $\epsilon_t = \beta' x_t$ dimana ϵ_t pada kondisi stasioner. Menurut Wie (1990), komponen suatu vektor $x_t' = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ dikatakan berkointegrasi orde (d,b) dan dinyatakan dengan CI(d,b), jika, (1) semua komponen x berintegrasi orde d ($\nabla^d x_t$: stasioner), (2) ada vektor $\beta' = (\beta_1 \beta_2 \dots \beta_n)$ sehingga kombinasi linear $\beta' x_t$ berintegrasi orde d-b, dimana $b > 0$ dan β disebut vektor kointegrasi.

Hubungan Keseimbangan Jangka Panjang dengan VAR

Model VAR struktural orde p dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$Bx_t + \Gamma_1 x_{t-1} + \Gamma_2 x_{t-2} + \dots + \Gamma_p x_{t-p} = e_t \dots\dots\dots(4)$$

Jika pada ruas kiri persamaan (4) dikurangi dan ditambah dengan Bx_{t-1} , maka diperoleh:

$$BVx_t + (\Gamma_1 + B) x_{t-1} + \Gamma_2 x_{t-2} + \dots + \Gamma_p x_{t-p} = e_t$$

Jika pada ruas kiri dikurangi dan ditambah dengan $(\Gamma_1 + B) x_{t-1}$ diperoleh persamaaar:

$$BVx_t + (\Gamma_1 + B) x_{t-1} + (\Gamma_2 + \Gamma_1 + B) x_{t-2} + \dots + \Gamma_p x_{t-p} = e_t$$

Apabila dilanjutkan terus akan didapat persamaan:

$$P-1 \sum D_i \nabla x_{t-1} + D x_{t-p} = e_t \dots\dots\dots(5)$$

1=0

....(3)

dimana:

$$D_i = B + \sum_{j=0}^i \Gamma_j : \text{matrik keseimbangan jangka pendek}$$

$$D_i = B + \sum_{j=0}^p D_j : \text{matrik keseimbangan jangka panjang}$$

i=0 VAR struktural.

Untuk mendapatkan vektor kointegrasi (β) dengan menfaktorkan matrik keseimbangan jangka panjang menjadi $\delta \beta'$, yaitu dengan menormalkan salah satu dari komponen β sehingga bernilai 1. Untuk menyelesaikan model kointegrasi prosedur yang diberikan oleh Johansen (Stern, 1998).

METODOLOGI

Data

Data yang digunakan adalah data sekunder. Rentang data untuk analisis dimulai tahun 1971 sampai dengan 2005. Sumber data berasal dari: (1) Asian Development Bank, (2) Departemen Pertanian RI, (3) Departemen Perindustrian dan Perdagangan RI, (4) Badan Pusat Statistik RI, dan (5) Publikasi relevan lainnya.

Analisis

1. Pengujian Kestasioneran data.

Untuk menjamin suatu data dapat dianalisis dengan model VAR dan kointegrasi harus mempunyai orde integrasi yang sama. Pengujian terhadap orde integrasi masing-masing peubah dapat dilakukan dengan uji Dickey-Fuller.

2. Spesifikasi model VAR Struktural dan model Kointegrasi

Model VAR (1) bentuk standar untuk sektor pertanian adalah:

$$QA_t = QA(QA_{t-1}, LA_{t-1}, FR_{t-1}, DUMI)$$

$$FR_t = FR(FR_{t-1}, [PA/PF]_{t-1}, LA_{t-1}, DUMI)$$

$$CA_t = CA(CA_{t-1}, Y_{t-1}, [PCA/PC]_{t-1}, DUMI)$$

$$XA_t = XA(XA_{t-1}, QA_{t-1}, GDPA_{t-1}, ER_{t-1}, [PXA/PA]_{t-1}, DUMI)$$

$$MA_t = MA(MA_{t-1}, Y_{t-1}, CA_{t-1}, [PMA/PCA]_{t-1}, ER_{t-1}, DUMI)$$

dimana:

- QA_t : Total produk pertanian (Milyar rupiah, konstan tahun 1993),
- QA_{t-1} : Lag total produk pertanian (Milyar rupiah, konstan tahun 1993),
- LA_{t-1} : Lag Total tenaga kerja pada sektor pertanian (juta orang),
- FR_t : Total penggunaan pupuk kimia (ton),
- FR_{t-1} : Lag total penggunaan pupuk kimia (ton),
- CA_t : Total pengeluaran untuk konsumsi produk pertanian (Milyar rupiah, konstan 1993),
- CA_{t-1} : Lag Total pengeluaran untuk konsumsi produk pertanian (Milyar rupiah, konstan 1993),
- XA_t : Total ekspor produk pertanian (Milyar rupiah, konstan tahun 1993),
- XA_{t-1} : Lag Total ekspor produk pertanian (Milyar rupiah, konstan tahun 1993),
- MA_t : Impor komoditi pertanian (Milyar rupiah, konstan 1993),
- MA_{t-1} : Lag impor komoditi pertanian (Milyar rupiah, konstan 1993),
- Y_{t-1} : Pendapatan nasional (Milyar rupiah, konstan tahun 1993),
- $GDPA_{t-1}$: Lag GDP Amerika Serikat (Milyar US\$, konstan 1987),
- ER_{t-1} : Nilai tukar rupiah terhadap dolar AS (Rp/US\$),
- $[PA/PF]_{t-1}$: Lag rasio harga produk pertanian terhadap harga pupuk kimia (konstan tahun 1993),
- $[PCA/PC]_{t-1}$: Lag rasio harga konsumen produk pertanian terhadap harga-harga barang konsumsi (konstan tahun 1993),
- $[PXA/PA]_{t-1}$: Lag rasio harga ekspor produk pertanian Indonesia terhadap harga produksi pertanian (konstan tahun 1993),
- $[PMA/PCA]_{t-1}$: Lag rasio harga impor produk pertanian terhadap harga produksi pertanian Indonesia (konstan tahun 1993),
- DUMI : Dummy variabel untuk menjelaskan priode sebelum dan sesudah krisis,

DUMI = 1, untuk periode tahun 1971 sampai dengan 1997,

DUMI = 0, untuk periode tahun 1998 sampai dengan 2005, dan

t = Notasi waktu (1971-2005).

Dari model VAR bentuk standar di atas selanjutnya dibentuk model VAR struktural (Enders, 2004). Model VAR (1) struktural di atas jika ditulis dalam notasi matrik adalah:

$$B\underline{x}_t = \Gamma_0 + \Gamma_1\underline{x}_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (6)$$

dimana: x adalah variabel yang telah didefinisikan sebelumnya.

Model Kointegrasi dapat diturunkan dari model VAR struktural, sehingga persamaan (6) menjadi:

$$BV\underline{x}_t = \Gamma_0 + D\underline{x}_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (7)$$

dimana: B = matrik koefisien keseimbangan jangka pendek,

D = matrik koefisien keseimbangan jangka panjang.

Estimasi

Estimasi model VAR struktural dan model kointegrasi menggunakan piranti lunak Eviews seri 3.2.

Evaluasi model.

Evaluasi model dilakukan untuk melihat seberapa baik model yang dibuat didasarkan nilai-nilai R2, DW, AIC dan σ^2 (MSE).

HASIL PENELITIAN DAN PEMBAHASAN

Pengujian Kestasioneran Data

Hasil pengujian terhadap peubah-peubah sektor pertanian dengan uji Dickey-Fuller menunjukkan hal yang sama, yaitu mempunyai derajat integrasi satu atau I(1).

Model VAR Struktural

Model VAR (1) dari sektor pertanian mempunyai 5 persamaan yaitu:

1. Produksi Pertanian

$$\begin{aligned}
 QAt = & 0,695325 - 0,11351 LA_t + 0,00175 FR_t + \\
 & (0,2333) \quad (0,518) \quad (0,9261) \\
 & 0,85388 QA_{t-1} + 0,26412 LA_{t-1} + \\
 & (0,0001) \quad (0,177) \\
 & 0,027772 FR_{t-1} - 0,06623 DUMI \\
 & (0,335) \quad (0,3245)
 \end{aligned}$$

R-Square=0,9902; AdjR-SQ=0,9876;
DW=2,011;AIC=-184,67241

Kenaikan produk pertanian periode sebelumnya sebesar 1% akan meningkatkan produksi pertanian periode sama sebesar 0,85% (*ceteris paribus*). Tanda koefisien LA pada periode sama bertanda negatif yang berarti apabila terjadi kenaikan jumlah tenaga kerja, maka akan menurunkan persentase produksi. Berarti terjadi penurunan produktivitas tenaga kerja disektor pertanian. Bisa jadi dikarenakan lahan dan teknologi yang lebih bersifat tetap sehingga belum cukup untuk mengimbangi rait pertumbuhan tenaga kerja sektor pertanian (Fugli, 2004).

Koefisien DUMI bertanda negatif menunjukkan bahwa periode 1998 sampai 2005 produk pertanian lebih rendah dibandingkan dengan sebelum tahun 1998. Artinya, krisis multidimensi di Indonesia berpengaruh pada penurunan produksi pertanian.

2. Pemakaian pupuk kimia (FR)

$$\begin{aligned}
 FR_t = & -0,64335 + 0,33359 (PA/PF)_t - 0,4152 LA_t + \\
 & (0,8568) \quad (0,5098) \quad (0,8725) \\
 & 0,717897 FR_{t-1} + 0,198748 (PA/PF)_{t-1} + \\
 & (0,0657) \quad (0,7002) \\
 & 1,587658 LA_{t-1} + 0,470786 DUMI \\
 & (0,3702) \quad (0,6473)
 \end{aligned}$$

R-Square = 0,6929; Adj R-SQ = 0,6127;
DW = 1,527; AIC = -32,92194

Kenaikan penggunaan pupuk 1% pada periode sebelumnya masih diikuti peningkatan penggunaan pupuk kimia sebesar 0,72% (*ceteris paribus*). Semakin besar penggunaan pupuk periode sebelumnya masih diikuti kenaikan penggunaan pupuk periode sama. Dalam penggunaan pupuk, petani tidak

dipengaruhi oleh rasio harga produk pertanian dengan harga pupuk kimia (PA/PF) dan tenaga kerja (LA) (Fulginity et. al., 1998).

Koefisien variabel dummy mengindikasikan bahwa, setelah periode tahun 1998 penggunaan pupuk kimia meningkat. Bisa jadi hal itu dipengaruhi oleh berbagai program pembangunan pertanian selama krisis seperti Gema Palagung, KUT, PKT, pemanfaatan lahan tidur, dan lain-lain. Program tersebut semuanya disertai dengan kemudahan petani dalam mengakses pupuk kimia baik dari sisi harga maupun ketersediaannya melalui subsidi dan skem kredit yang memberi insentif bagi petani untuk mendapatkan pupuk kimia secara lebih mudah. Sehingga preferensi petani untuk menggunakan pupuk kimia meningkat.

3. Konsumsi produk pertanian (CA)

$$\begin{aligned}
 Cat = & -0,25052 + 0,966687Y_t - 0,07983 (PCA/PC)_t \\
 & (0,912) \quad (0,2032) \quad (0,7378) \\
 & + 0,439765CA_{t-1} - 0,64188Y_{t-1} + \\
 & (0,0266) \quad (0,4194) \\
 & 0,157374 (PCA/PC)_{t-1} + 0,775739 DUMI \\
 & (0,5132) \quad (0,1076)
 \end{aligned}$$

R-Square = 0,5530; Adj R-SQ = 0,4365;
DW = 2,073; AIC = -57,04237

Meningkatnya konsumsi produk pertanian periode sebelumnya sebesar 1% akan juga meningkatkan konsumsi produk pertanian pada periode sama sebesar 0,44% (*ceteris paribus*). Rasio harga produk pertanian dengan harga konsumsi (PCA/PC) tidak terlalu mempengaruhinya.

Koefisien variabel Dummy nyata sampai pada taraf kepercayaan 85%. Mengkonfirmasi bahwa periode setelah tahun 1998 (masa krisis) justru terjadi konsumsi produk pertanian yang lebih banyak (0,78%). Ini menunjukkan bahwa sektor pertanian dengan produk pertanian terbukti sebagai katub pengaman dimasa krisis dimana setiap orang akan berpikir untuk memanfaatkan setiap jenis produk pertanian untuk menyambung hidup (Foster, et. al., 2004).

3. Ekspor produk pertanian (XA)

4.

$$\begin{aligned}
 XA_t = & -7,54823 - 1,34281 QA_t - 0,97484 GDPA_t - \\
 & (0,2972) \quad (0,1264) \quad (0,2949) \\
 & 0,12753ER_t + 0,046277 (PXA/PA)_t + \\
 & (0,6522) \quad (0,6324) \\
 & 0,708689 XA_{t-1} + 2,429181QA_{t-1} \\
 & (0,0001) \quad (0,0202) \\
 & + 0,477716 GDPA_{t-1} + 0,479309 ER_{t-1} \\
 & (0,495) \quad (0,0478) \\
 & - 0,20276 (PXA/PA)_{t-1} + 0,488979 DUMI \\
 & (0,1333) \quad (0,0274)
 \end{aligned}$$

R-Square = 0,9841; Adj R-SQ = 0,9757;
DW = 2,842; AIC = -107,11737

Peningkatan jumlah ekspor produk pertanian periode sebelumnya sebesar 1% akan meningkatkan jumlah ekspor periode sama sebesar 0,71% nyata sampai taraf kepercayaan 99%. Jumlah produk pertanian periode sebelumnya (QA_{t-1}) berpengaruh nyata sampai taraf kepercayaan 85%. Peningkatan 1% produk pertanian periode sebelumnya dapat meningkatkan ekspor produk pertanian pada periode sama sebesar 2,43%. Nilai tukar rupiah terhadap dollar USA periode sebelumnya (ER_{t-1}) nyata sampai taraf kepercayaan 95%. Dimana peningkatan nilai tukar rupiah terhadap dollar USA 1% periode sebelumnya dapat menurunkan jumlah ekspor produk pertanian pada periode sama sebesar 0,48% (*ceteris paribus*). Rasio harga ekspor produk pertanian terhadap harga produk pertanian pada periode sebelumnya berpengaruh nyata sampai taraf kepercayaan 85%. Koefisien variabel bertanda negatif, artinya setiap kenaikan rasio harga ekspor produk pertanian terhadap harga produk pertanian pada periode sebelumnya sebesar 1% akan berpengaruh pada penurunan jumlah ekspor produk pertanian periode sama sebesar 0,20% (*ceteris paribus*). Hal itu karena peningkatan harga riil domestik produk pertanian akan mendorong produk pertanian lebih menarik untuk dijual di pasar domestik. Sehingga jumlah ekspor periode berikutnya menurun (Gafar, 1997).

Koefisien dummy berpengaruh nyata dimana periode setelah 1997 ekspor produk pertanian Indonesia lebih besar (0,49%)

dibandingkan dengan periode sebelumnya. Ini terkait dengan kenyataan bahwa pada periode tersebut rupiah terdepresiasi sangat tajam sehingga malah menguntungkan ekspor produk pertanian sehingga jumlah ekspor meningkat.

5. Impor produk pertanian (MA)

$$\begin{aligned}
 MA_t = & -0,71113 - 0,14568 Y_t + 0,075702 CA_t + \\
 & (0,6219) \quad (0,7193) \quad (0,4606) \\
 & 0,040235 (PMA/PCA)_t + 0,103477 ER_t + \\
 & (0,6054) \quad (0,7128) \\
 & 0,709207 MA_{t-1} + 0,247335 Y_{t-1} - 0,0539 CA_{t-1} \\
 & (0,0001) \quad (0,5582) \quad (0,6286) \\
 & + 0,043472 (PMA/PCA)_{t-1} + 0,12341 ER_{t-1} + \\
 & (0,5884) \quad (0,6559) \\
 & 0,57581 DUMI \\
 & (0,0314)
 \end{aligned}$$

R-Square = 0,9690; Adj R-SQ = 0,9527;
DW = 1,858; AIC = -108,2708

Dari persamaan impor produk pertanian diketahui bahwa impor produk pertanian periode sebelumnya berpengaruh nyata sampai pada tingkat kepercayaan 99%. Dengan tanda koefisien positif berarti peningkatan impor produk pertanian periode sebelumnya sebesar 1% berpengaruh pada peningkatan impor produk pertanian pada periode yang sama sebesar 0,71% (*ceteris paribus*). Peningkatan jumlah impor produk pertanian ini diperkirakan untuk jenis produk pertanian olahan yang semakin banyak ditemukan di pasar domestik.

Koefisien dummy variabel berpengaruh nyata sampai taraf kepercayaan 95%, dengan tanda koefisien positif. Artinya, jumlah impor produk pertanian periode setelah tahun 1997 lebih besar (0,58%) dibandingkan dengan jumlah impor pertanian setelah periode 1997. Diperkirakan peningkatan impor produk pertanian tersebut merupakan jenis produk penolong atau bahan mentah/baku yang akan proses menjadi produk pertanian jadi, selanjutnya diekspor (seperti terjadi pada persamaan ekspor yang mengalami peningkatan) (Druska, 2004).

Model Kointegrasi

Peubah-peubah sektor pertanian mempunyai derajat integrasi satu atau I(1),

sehingga kointegrasi dari peubah-peubah tersebut dapat dinyatakan dengan CI(1). Nilai R^2 sistem persamaan untuk model kointegrasi sektor pertanian 68,38%.

1. Produksi Pertanian (QA_t)

Pada Tabel 1 menunjukkan; produksi pertanian dalam jangka pendek dan panjang meskipun tidak nyata namun koefisien variabel dari tenaga kerja dan pemakaian pupuk kimia konsisten positif. Dalam jangka panjang peningkatan penggunaan tenaga

kerja 1% akan dapat meningkatkan produksi pertanian sebesar 0,96%. Pengaruh ini lebih besar dibandingkan dengan pengatur jangka pendek sebesar 0,05%. Peningkatan penggunaan pupuk sebesar 1% dapat meningkatkan produk pertanian dalam jangka panjang sebesar 0,97%. Pengaruh inipun juga lebih besar dibandingkan dengan pengaruh pemakaian pupuk kimia terhadap peningkatan produk pertanian jangka pendek sebesar 0,03% (*ceteris paribus*) (selaras dengan temuan Huffman et.al., 2001 ; Muslim, 2002).

Tabel 1. Koefisien Kointegrasi Persamaan Produksi Pertanian

Persamaan Produksi Pertanian				
Variable	Parameter Estimate	Prob > T	Pengaruh Jangka Panjang	Evaluasi Model
INTERCEP	0,02540	0,2366		
VLA_t	-0,13604	0,4921		
VFR_t	-0,01083	0,5611		R-Square 0,6362
QA_{t-1}	-1,14337	0,0001		Adj R-SQ 0,5270
LA_{t-1}	0,04695	0,8694	0,9589	DW = 1,965
FR_{t-1}	0,02938	0,4740	0,9743	AIC = -163,9737
D1	0,01506	0,5004		

Sumber : Analisis Hasil Penelitian

2. Pemakaian pupuk kimia (FR_t)

Pada Tabel 2, diketahui bahwa baik rasio harga produk pertanian dan penggunaan tenaga kerja dalam jangka pendek dan panjang tidak berpengaruh nyata pada pemakaian pupuk kimia. Meskipun tidak nyata, indikasinya dalam jangka panjang kenaikan rasio harga produk pertanian terhadap harga pupuk kimia 1% akan meningkatkan pemakaian pupuk kimia sebesar 0,91%. Angka ini lebih kecil dibandingkan dengan pengaruh jangka pendek (0,06%). Pengaruh dari penggunaan tenaga kerja 1% akan meningkatkan penggunaan pupuk kimia jangka panjang sebesar 5,52% sedangkan untuk jangka pendek dapat menurunkan penggunaan pupuk kimia sebesar 2,88% (*ceteris paribus*) (Fulginity et. al., 1998).

Tabel 2. Koefisien Kointegrasi Persamaan Pemakaian Pupuk Kimia

Persamaan Pupuk Kimia				
Variable	Parameter Estimate	Prob > T	Pengaruh Jangka Panjang	Evaluasi Model
INTERCEP	0,51932	0,0268		
$\nabla(PA/PF)_t$	0,21775	0,6443		R-Square
$VLAt$	-1,85762	0,4467		0,3298
FR_{t-1}	-0,63771	0,2038		Adj R-SQ
$(PA/PF)_{t-1}$	0,05846	0,9369	0,9083	0,1287
LA_{t-1}	-2,88022	0,4069	5,5165	DW = 1,426
D1	-0,42343	0,0938		AIC = -30,39730

Sumber: Analisis Hasil Penelitian

3. Konsumsi produk pertanian (CA_t)

Pada Tabel 3. diketahui bahwa pendapatan nasional dan rasio harga produk pertanian terhadap indeks harga konsumen tidak berpengaruh nyata. Namun demikian indikasinya adalah pada jangka pendek, peningkatan pendapatan nasional 1% berpengaruh pada peningkatan konsumsi produk pertanian sebesar 1,71%. Sedangkan jangka panjang justru peningkatan pendapatan nasional 1% akan menurunkan

konsumsi produk pertanian sebesar 0.14%. Hal dimungkinkan dengan adanya pergeseran struktural ekonomi ke arah industri dan jasa (Foster et. al., 2004)

Sedangkan rasio harga produk pertanian terhadap indeks harga konsumen meningkat 1% dalam jangka pendek berpengaruh pada konsumsi produk pertanian sebesar 0,28% dan jangka panjang akan meningkatkan konsumsi produk pertanian sebesar 0,82%.

Tabel 3. Koefisien Kointegrasi Persamaan Konsumsi Produk Pertanian

Persamaan Konsumsi				
Variable	Parameter Estimate	Prob > T	Pengaruh Jangka Panjang	Evaluasi Model
INTERCEP	-0,22465	0,3570		
Y_t	1,04611	0,2010		
$\nabla(PCA/PC)_t$	-0,14986	0,4708		R-Square
CA_{t-1}	-1,49517	0,0001		0,8086
Y_{t-1}	1,70674 *	0,1043	-0,1415	Adj R-SQ
$(PCA/PC)_{t-1}$	0,27631	0,3859	0,8152	0,7512
D1	0,20027	0,3385		DW = 1,974
				AIC =
				-52,54061

Sumber: Analisis Hasil Penelitian

4. Ekspor produk pertanian (XA_t)

Pada Tabel 4 diketahui bahwa, baik jumlah produk pertanian, GDP USA nilai tukar, dan rasio harga ekspor terhadap harga produk pertanian tidak berpengaruh nyata pada jumlah ekspor produk pertanian. Indikasinya adalah, dalam jangka pendek kenaikan jumlah

produksi pertanian 1% akan menurunkan ekspor produk pertanian sebesar 1,70%. Ini dimungkinkan karena di dalam negeri masih terjadi kekurangan dalam pemenuhan produk pertanian, sehingga kenaikan produk tersebut dalam jangka pendek dipergunakan untuk memenuhi defisit kebutuhan domestik. Dalam

analisis regresi. Dalam analisis regresi apabila asumsi galat dipenuhi, berimplikasi ada hubungan jangka panjang yang digambarkan oleh model tersebut. Sehingga pendekatan kointegrasi relatif sama dengan analisis regresi, namun pada pendekatan kointegrasi mempunyai kelebihan, yaitu pengaruh jangka panjang dari peubah penjelasnya dapat diketahui (Hsiao, 1997).

KESIMPULAN DAN IMPLIKASI

Kesimpulan

1. Model VAR (1) struktural sektor pertanian mempunyai nilai R^2 sistem persamaan 97.66%. Pada sistem persamaan tersebut;
 - a. Produksi pertanian dipengaruhi secara nyata oleh produksi pertanian periode sebelumnya.
 - b. Pemakaian pupuk kimia dipengaruhi secara nyata oleh penggunaan pupuk kimia periode sebelumnya.
 - c. Konsumsi produk pertanian dipengaruhi secara nyata oleh konsumsi produk pertanian periode sebelumnya.
 - d. Ekspor produk pertanian dipengaruhi secara nyata oleh jumlah ekspor produk pertanian periode sebelumnya, produksi pertanian periode sebelumnya, nilai tukar rupiah terhadap dollar USA periode sebelumnya, rasio harga ekspor produk pertanian terhadap harga produk pertanian pada periode sebelumnya, dan variabel dummy yang menggambarkan perbedaan jumlah ekspor produk pertanian sebelum dan sesudah krisis (yang lebih besar).
 - e. Impor produk pertanian dipengaruhi secara nyata oleh impor produk pertanian periode sebelumnya, dan dummy variabel yang menggambarkan perbedaan jumlah impor produk pertanian sebelum dan sesudah krisis (yang lebih besar).
2. Model pendekatan kointegrasi sektor pertanian dengan nilai R^2 sistem persamaan 68.38%. Pada sistem persamaan tersebut;
 - a. Produksi pertanian dipengaruhi oleh penggunaan tenaga kerja periode sebelumnya dan penggunaan pupuk kimia periode sebelumnya dengan arah pengaruh yang konsisten positif baik jangka pendek maupun jangka panjang.
 - b. Pemakaian pupuk kimia dipengaruhi oleh rasio harga produk pertanian dengan harga pupuk kimia periode sebelumnya baik jangka pendek dan jangka panjang secara konsisten bertanda positif, sedangkan penggunaan tenaga kerja periode sebelumnya pada jangka pendek berpengaruh negatif sedangkan jangka panjang berpengaruh positif. Dummy variabel dalam jangka pendek berpengaruh negatif.
 - c. Konsumsi produk pertanian dipengaruhi oleh pendapatan nasional periode sebelumnya secara positif untuk jangka pendek dan negatif dalam jangka panjang. Rasio harga produksi pertanian terhadap harga barang konsumsi periode sebelumnya dalam jangka pendek maupun jangka panjang berpengaruh positif.
 - d. Ekspor produk pertanian dipengaruhi oleh produksi pertanian periode sebelumnya, GDP Amerika Serikat periode sebelumnya, nilai tukar rupiah terhadap dollar USA, dan rasio harga ekspor produk pertanian terhadap harga produk pertanian domestik. Empat variabel tersebut dalam jangka pendek berpengaruh negatif sedangkan untuk jangka panjang berpengaruh positif. Dummy variabel dalam jangka pendek berpengaruh positif.
 - e. Impor produk pertanian dipengaruhi oleh pendapatan nasional periode sebelumnya dan konsumsi produksi pertanian periode sebelumnya dengan arah positif untuk jangka pendek dan jangka panjang. Sedangkan pengaruh rasio harga impor produk pertanian terhadap harga produk pertanian dan nilai tukar rupiah terhadap dollar USA dalam jangka pendek negatif

sedangkan dalam jangka panjang positif.

Implikasi

Walaupun model VAR struktural dan model pendekatan kointegrasi mempunyai kelebihan dan kekurangan, akan tetapi model pendekatan kointegrasi layak untuk dipertimbangkan jika ingin mengetahui kontribusi jangka panjang suatu peubah.

DAFTAR PUSTAKA

- Druska, Viliam. and Horrace, William.C. 2004. 'Generalized Moments Estimation for Spatial Panel data: Indonesian Rice Farming'. *American Journal of Agricultural Economics*. 86(1):185-198.
- Enders, Walter. 2004. *Applied Econometrics Time Series*. Second Edition. John Wiley & Sons. Alabama.
- Foster, Andrew D and Rosenzweig, Mark R. 2004. 'Agricultural Produktivity Growth, Rural Economic Diversity, and Economic Reform: India, 1970-2000'. *Economic Development and Cultural Change*. 52(3): 509-541.
- Fuglie, Keith.O. 2004. 'Productivity Growth in Indonesian Agriculture, 1961-2000'. *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 40(2): 209-25.
- Fulginiti, Lilyan E. and Perrin, Richard K. 1998. 'Agricultural productivity in developing countries'. *Agricultural Economics*. 19: 45-51.
- Gafar, John. 1997. 'The supply response of aggregate agricultural output in Jamaica'. *Agricultural Economics*. 16: 205-217.
- Hsiao, C. 1997. Cointegration and Dinamic Simultaneous Equation Model. *Econometrica* 65(3):18-32. 1997.
- Huffman, Wallace E and, Evenson, Robert E. 2001. 'Structural and productivity change in US agriculture, 1950-1982'. *Agricultural Economics* 24: 127-147.
- Juanda, Bambang. 1994. *Traditional Econometric Modelling*. A Paper Presented in Seminar on Economic Theory. Department of Economic Theory and Policy. University of Innsbruck. Austria (Unpublished).
- _____. 2000. *Pertumbuhan Ekonomi dan Pergeseran Struktural Dalam Industrialisasi di Indonesia Pendekatan Model Dual - Economy*. Institut Pertanian Bogor.
- _____. 2001. *Pertumbuhan Ekonomi dan Pergeseran Struktural dalam Industrialisasi di Indonesia : Pendekatan Model Dual-economy*. Laporan Penelitian Hibah Bersaing. IPB Bogor.
- Muslim, Ahmad. 2002. *Agricultural Sector of Indonesia, Structural Adjustment in Agriculture in Asia and the Pacific*. Asian Productivity Organization, Tokyo.
- Siregar, Hermanto. 2001. *Empirical Evaluation of Rival Theories of The Business Cycle: Application of Structural VAR Models to New Zealand Economy*. Ph.D. Thesis. Lincoln University, Canterbury.
- Stern, I.D. 1998. *A Multivariate Cointegration Analysis of The Role of Energy in The U.S. Macroeconomy*. <http://cres.anu.edu.au/~dstern/anzsee/EEP.html>.
- Thomas, R.L. 1997. *Modern Econometrics an Introduction*. Addison-Wesley, Harlow.
- Wei, W.W.S. 1990. *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*. Addison Wesley Pub, California