

PIR/NES DAN RESPON PENAWARAN PRODUSEN KELAPA SAWIT DI INDONESIA

Ketut Sukiyono¹

ABSTRAK

Artikel ini mencoba mengkaji tingkah laku dua produsen utama kelapa sawit di Indonesia: yaitu perusahaan perkebunan negara dan perkebunan besar swasta, dalam merespon stimuli ekonomi dan non-ekonomi. 'Partial Adjustment and Adaptive Expectation Model' digunakan untuk menganalisa respon ke dua produsen ini. Model ini diestimasi dengan metode "maximum likelihood" dan "seemingly unrelated regression equation". Data yang digunakan adalah data time series mulai tahun 1966 sampai 1993. Hasil menunjukkan bahwa tidak terdapat perbedaan yang sangat nyata antara ke dua produsen tersebut dalam merespon stimuli-stimuli baik ekonomi maupun non-ekonomi. Hasil estimasi juga menunjukkan bahwa harga domestik kelapa sawit, upah tenaga kerja dan perubahan teknologi merupakan faktor penting yang berpengaruh terhadap luas areal yang akan ditanami. Meskipun ke dua produsen ini secara positif merespon program PIR/NES, namun tidak signifikan pada taraf kepercayaan 90 %.

Kata kunci : PIR, respon penawaran, partial adjustment and adaptive expectation, kelapa sawit

PENDAHULUAN

Di antara komoditi perkebunan, kelapa sawit merupakan salah satu komoditi terpenting dalam perekonomian Indonesia. Komoditi ini merupakan bahan mentah untuk minyak goreng. Oleh karena itu kontinuitas ketersediaan minyak sawit sangat penting untuk stabilitas harga minyak goreng. Sebagai produk utama pertanian, minyak sawit merupakan sumber devisa dan pajak baik untuk masa kini maupun masa akan datang. Menyadari peranan kelapa sawit dalam perekonomian nasional dan potensi yang besar untuk memproduksi kelapa sawit, pemerintah Indonesia se-nantiasa meningkatkan dukungannya dalam upaya pengembangan industri kelapa sawit dalam setiap Repelita. Salah satu kebijaksanaan yang telah diimplementasikan adalah proyek Per-

kebunan Inti Rakyat/*Nucleus Estate and Smallholder* (PIR/NES) pada tahun 1977/1978. Sejak saat itu, total areal kelapa sawit baik perkebunan rakyat, swasta besar, maupun negara meningkat dengan tajam dari tahun ke tahun. Sebelum 1978, perkebunan kelapa sawit hanya diusahakan oleh perkebunan swasta besar dan negara saja dimana kontribusi mereka adalah 35 % dan 65 % dari total areal. Akan tetapi pada tahun 1993, andil perkebunan rakyat dan swasta meningkat menjadi 33 % dan 43 %, sedangkan perkebunan negara turun menjadi 24 % dari total areal (11).

Sejalan dengan ekspansi perkebunan kelapa sawit, produksi kelapa sawit telah pula meningkat dengan tajam. Total produksi kelapa sawit meningkat dari 501 000 ton pada tahun 1978 menjadi 3 757 671 ton tahun 1993 (11). Pertumbuhan areal kelapa sawit di Indonesia yang cepat diduga akibat turunnya harga karet alam. Turunnya harga riil karet

1) Staf Pengajar Fakultas Pertanian Universitas Bengkulu, Jurusan Sosial Ekonomi Pertanian.

alam selama lebih dari 20 tahun terakhir ini telah mengurangi insentif untuk melakukan investasi pada karet alam. Faktor lain yang diduga mendorong petani untuk melakukan investasi pada perkebunan kelapa sawit adalah harga domestik kelapa sawit itu sendiri. Oleh karena itu, hal yang sangat menarik untuk diketahui adalah bagaimana produsen kelapa sawit Indonesia merespon berbagai faktor ekonomi dan non-ekonomi. Apakah kebijaksanaan pemerintah berpengaruh terhadap penawaran kelapa sawit? Atau, apakah penawaran kelapa sawit Indonesia dipengaruhi oleh harga kelapa sawit dan karet alam?

Artikel bertujuan untuk menganalisis penawaran kelapa sawit Indonesia dengan mengestimasi respon penawaran dua tipe produsen kelapa sawit secara terpisah. Termasuk dalam analisis ini adalah menentukan faktor-faktor yang mempengaruhi perkebunan swasta dan negara dalam membuat keputusan untuk investasi di kelapa sawit, mengevaluasi efek perubahan faktor ini pada penawaran kelapa sawit dan memberikan rekomendasi untuk pengembangan kelapa sawit di masa datang berdasarkan penemuan-penemuan dari analisis ini.

METODE PENELITIAN

Model empiris penawaran kelapa sawit Indonesia

Dua tipe produsen utama kelapa sawit Indonesia - perkebunan swasta dan negara - akan dianalisis dalam penelitian ini. Ada dua alasan kenapa perkebunan rakyat dikeluarkan dari analisis ini. Pertama, perkebunan swasta dan negara masih mendominasi produksi kelapa

sawit di Indonesia meskipun perkebunan rakyat dan swasta telah menggantikan dominasi perkebunan negara dalam areal yang diolah. Kedua, karena pengembangan perkebunan rakyat baru dimulai 15 tahun terakhir, maka ada keterbatasan data dalam periode ini.

Dalam spesifikasi respon penawaran produsen kelapa sawit Indonesia, model dasar yang digunakan adalah Partial Adjustment and Adaptive Expectation Model (PAAEM), atau juga dikenal dengan model Nerlove (*Nerlovian Model*). Model ini telah banyak digunakan dalam analisis respon penawaran baik untuk tanaman tahunan maupun musiman dimana lebih dari 600 versi telah digunakan untuk menganalisa respon penawaran produk-produk pertanian di berbagai negara (2). Dalam hal ini, bentuk fungsional linier yang akan digunakan untuk menganalisis penawaran kelapa sawit Indonesia. Tidak ada teori ekonomi satupun yang mendukung bentuk fungsional apakah yang dapat menggambarkan secara pasti hubungan antara penawaran dan faktor-faktor yang mempengaruhinya. Akan tetapi, banyak penelitian menggunakan bentuk linier untuk menganalisis respon penawaran tanaman tahunan (3, 1, 20, 6). Dalam spesifikasi model respon penawaran kelapa sawit Indonesia, baik untuk perkebunan swasta maupun negara, diasumsikan bahwa areal yang ingin ditanami merupakan fungsi dari ekspektasi harga kelapa sawit, harga karet alam pada tahun sebelumnya, upah riil tenaga kerja, kebijaksanaan pemerintah dan trend waktu. Secara umum model penawaran kelapa sawit Indonesia dalam jangka panjang dapat diekspresikan secara ekonometrik sebagai berikut :

$$A_t^P = \alpha_0 + \alpha_1 PO_t + \alpha_2 PR_{t-1} + \alpha_3 LW_t + \alpha_4 G_t + \alpha_5 t \quad 1$$

dimana, A_t^D = areal yang ingin ditanami pada tahun ke t , PO_t^e = ekspektasi harga kelapa sawit pada tahun ke t , PR_{t-1} = harga karet alam pada tahun ke $t-1$, LW_t = upah riil tenaga kerja tahun ke t , $G_t = 1, 2, 3, \dots$ untuk kebijaksanaan pemerintah (PIR/NES) sesudah 1978 dan 0 untuk periode yang lain, t = trend waktu linear yang menggambarkan perubahan teknologi di industri kelapa sawit Indonesia, dan a_0, a_1, \dots, a_5 = parameter yang akan diestimasi.

Pada Persamaan 1 terdapat variabel yang tidak terobservasi, yaitu A_t^D dan PO_t^e . Areal yang ingin ditanami (A_t^D) adalah luasan areal yang ingin ditanam oleh petani pada periode t yang mengikuti hipotesis Partial Adjustment (PA). Hipotesis ini menyatakan bahwa perubahan aktual pada areal yang ditanam adalah proporsi (h) dari perubahan areal yang diinginkan ditambah dengan simpangan baku. Hipotesis PA dapat diekspresikan sebagai berikut :

$$A_t - A_{t-1} = h(A_t^D - A_{t-1}) + u_t \quad 2$$

dimana, A_t = aktual areal yang ditanami pada tahun ke t , A_t^D = areal yang ingin ditanami pada tahun ke t , h = koefisien penyesuaian (*adjustment coefficient*), $0 < h \leq 1$.

Dengan menggunakan metode aljabar, Persamaan 2 dapat diubah menjadi:

$$A_t^D = \frac{1}{h} [A_t - (1-h)A_{t-1} - u_t] \quad 3$$

Kemudian Persamaan 3 disubstitusikan pada Persamaan 1, kita dapatkan :

$$A_t = a_0 h - (1-h)A_{t-1} + a_1 h PO_t^e + a_2 h PR_{t-1} + a_3 h LW_t \\ - a_4 h G_t + a_5 h t + u_t \quad 4$$

Ekspektasi harga kelapa sawit pada periode t , dimana diasumsikan mengikuti "Adaptive Expectation hypothesis", diformulasikan sebagai berikut:

$$PO_t^e - PO_{t-1}^e = b(PO_{t-1} - PO_{t-1}^e), \quad 0 < b \leq 1 \quad 5$$

dimana, PO_t^e = ekspektasi harga kelapa sawit pada tahun ke t , PO_{t-1}^e = aktual harga kelapa sawit pada tahun ke $t-1$, dan b = koefisien ekspektasi.

Dengan menggunakan manipulasi aljabar dan notasi operator lag (L), Persamaan 5 dapat dituliskan sebagai berikut:

$$[1 - (1-b)L] PO_t^e = bPO_{t-1} \\ PO_t^e + \frac{b}{[1 - (1-b)L]} PO_{t-1} \quad 6$$

untuk $0 < b \leq 1$, dapat dilihat bahwa

$$\frac{b}{[1 - (1-b)L]} = b[1 + (1-b)L + (1-b)^2L^2 + (1-b)^3L^3 + \dots] \\ = b \sum_{k=0}^{\infty} (1-b)^k L^k$$

Jadi dengan mengikuti Dhrymes (9), Persamaan 6 dapat dituliskan sebagai berikut:

$$PO_t^e = b \sum_{k=0}^{\infty} (1-b)^k PO_{t-k-1} \\ = b[\sum_{k=0}^{t-2} (1-b)^k PO_{t-k-1} + (1-b)\sum_{k=1}^{\infty} (1-b)^k PO_{t-k-1}] \quad 7$$

Kemudian, dengan mendefinisikan

$$Z_t = \sum_{k=0}^{t-2} (1-b)^k PO_{t-k-1} \quad \text{dan} \quad f_0 = \sum_{k=-1}^{\infty} (1-b)^k PO_{-k-1}$$

ekspektasi harga kelapa sawit dapat dispesifikasi sebagai berikut :

$$PO_t^e = bZ_t = bf_0(1-b)^t \quad 8$$

Dengan menggantikan Persamaan 8 ke dalam Persamaan 4, model dinamik penawaran jangka panjang untuk kelapa sawit Indonesia dapat dispesifikasi sebagai berikut :

$$\begin{aligned} A_t &= \alpha_0 h + (1-h)A_{t-1} + a_1 h[bZ_t + b f_o(1-b)^t] + a_2 h P R_{t-1} \\ &+ a_3 h L W_t + a_4 h G_t + a_5 h t + u_t \end{aligned} \quad 9$$

$$\begin{aligned} A_t &= \alpha_0 h + (1-h)A_{t-1} + a_1 h b Z_t + a_1 h b f_o(1-b)^t + a_2 h P R_{t-1} \\ &+ a_3 h L W_t + a_4 h G_t + a_5 h t + u_t \end{aligned}$$

Persamaan 9 dapat dituliskan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} A_t &= \alpha_0 + (1-h)A_{t-1} + \alpha_1 Z_t + f_o^*(1-b)^t + \alpha_2 P R_{t-1} \\ &+ \alpha_3 L W_t + \alpha_4 G_t + \alpha_5 t + u_t \end{aligned} \quad 10$$

dimana, $\alpha_0 = a_0 h$, $\alpha_1 = a_1 h b$, $f_o^* = a_1 h b f_o$, $\alpha_2 = a_2 h$,
 $\alpha_3 = a_3 h$, $\alpha_4 = a_4 h$ dan $\alpha_5 = a_5 h$

Teknik estimasi

Setelah model empiris penawaran kelapa sawit Indonesia dengan menggunakan model Partial Adjustment -Adaptive Expectation diformulasikan, langkah berikutnya adalah mengestimasi model ini. Prosedur estimasi dalam penelitian ini terdiri dari dua langkah. Pertama, tiap model diestimasi secara terpisah dengan menggunakan maksimum likelihoood (ML). Selanjutnya, kedua model ini baik model penawaran perkebunan swasta dan negara diestimasi secara bersama dengan menggunakan kerangka "Seemingly Unrelated Regression Equation".

Pada Persamaan 10 dapat dilihat bahwa Z_t dan $(1-b)^t$ dapat diamati untuk setiap nilai b dimana $0 < b \leq 1$. Dengan asumsi bahwa kesalahan pengganggu, u_t , terdistribusi normal dan bebas, metode OLS dapat digunakan untuk mendapatkan estimasi parameter dengan ML, kondisional untuk nilai b tertentu. Kemu-

dian, dengan menggunakan nilai $0 < b \leq 1$, dilakukan prosedur "search" dan estimasi ML tak terkondisi didapatkan pada nilai b yang memaksimumkan fungsi likelihoood (nilai b terletak di antara 0,05 dan 1,0 dengan 0,05 tahapan).

Akan tetapi, kesalahan pengganggu parameter yang didapatkan dari regresi yang berhubungan dengan maksimum likelihoood adalah bias karena nilai-nilainya adalah kondisional pada nilai b tertentu. Jadi, perkiraan nilai kesalahan pengganggu untuk ML estimasi harus dicari. Prosedur untuk mendapatkan kesalahan baku asimtotik (asymptotic) akan mengikuti metode yang disarankan Doran dan Griffiths (12).

Seemingly Unrelated Regression Equations (SURE) berhubungan dengan masalah yang dihadapi dalam mengestimasi sistem persamaan regresi dimana terdapat kesalahan pengganggu yang berhubungan secara simultan diantara persamaan-persamaan tersebut (21). Tipe korelasi ini sering merupakan asumsi yang beralasan sebab setiap penghilangan satu faktor aka mempengaruhi semua persamaan dalam sistem tersebut (8).

Lebih lanjut, metode SURE digunakan untuk mengestimasi secara bersamaan dua model penawaran berdasarkan tipe produsen. Untuk mengestimasi parameter regresi dengan kerangka SURE, *Estimated Generalised Least Square* (EGLS), seperti yang disarankan Zellner (21), akan digunakan. Untuk mendapatkan estimasi ini, langkah pertama adalah mengestimasi masing-masing persamaan dengan OLS. Kemudian dengan menggunakan residual OLS (u_t) estimator varian dan kovarian kesalahan pengganggu ($\alpha'_{i,j} S$) yang konsisten didapatkan dengan :

$$\alpha_{ij} = \frac{1}{T} u'_{i1} u_j \quad i, j = 1, 2$$

Srivastava dan Giles mengatakan bahwa estimator tidak bias dari $\sigma'_{ij}S$ dapat dicari dengan menggantikan $1/T$ dengan $1/(T-K)$ pada Persamaan 11 dimana K adalah jumlah total dari regresor (variabel bebas) yang jelas dalam satu model (19). Lebih jauh, mereka mengatakan bahwa estimator rerata kesalahan minimum kuadrat (invarian terbaik) dari $\alpha'_{i,j}S$ akan diperoleh jika $1/(T-K+2)$ disubstitusikan ke $1/T$ pada Persamaan 11. Kemudian estimator EGLS untuk parameter α dapat dihitung dengan formulasi sebagai berikut:

$$\alpha_{EGLS} = (X'S^{-1}X)^{-1}X'S^{-1}Y \quad 12$$

dimana, α = vektor dari koefisien regresi, X = matrix variable bebas, Y = vektor semua variabel tak bebas, S =

$$\sum \otimes I_T = \begin{matrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{matrix} \otimes I_T, \text{ dan } I_T \text{ adalah}$$

matrik indentitas.

Sumber data

Data tentang areal kelapa sawit pada tiga kategori produsen diperoleh dari Direktorat Jenderal Perkebunan dalam bentuk data berkala (*time series*) mulai 1966 sampai 1993, jadi ada 28 observasi. Data tentang harga kelapa sawit dan upah tenaga kerja diperoleh dari Biro Pusat Statistik sedangkan data tentang harga karet alam (harga cif di New York) didapatkan dari Food and Agricultural Organisation (FAO) Trade Yearbook. Data ini kemudian dideflasikan dengan menggunakan Consumer Price Index (CPI) nilai tukar rupiah per dollar Amerika dimana data ini diperoleh dari International Financial Statistics Yearbook, diterbitkan oleh International Monetary Fund.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Hasil estimasi model penawaran untuk dua kategori produsen

Hasil estimasi pada masing-masing model menunjukkan bahwa tanda dan perilaku koefisien harga karet alam dan kebijaksanaan pemerintah pada model penawaran perkebunan negara tanpa restriksi sesuai dengan ekspektasi, sedangkan untuk parameter ekspektasi harga kelapa sawit, upah riil tenaga kerja dan trend waktu tidak sesuai dengan harapan apriori. Ditinjau secara statistik, koefisien harga karet alam, upah riil tenaga kerja dan kebijaksanaan pemerintah tidak signifikan pada taraf 5 %. Model penawaran kelapa sawit untuk perkebunan negara tanpa restriksi adalah sebagai berikut :

$$\begin{aligned} A_{1,t} = & 51,146 + 0,307 A_{1,t-1} + 0,39913 Z_t + 6,7578 PR_{t-1} \\ & (10,72937) (0,1991105) (0,1117956) (9,366147) \\ & + 0,083658 LW_t + 0,32403 G - 0,69388 t \\ & (0,1410928) (0,3917646) (0,2322113) \end{aligned} \quad 13$$

$$b = 0,15(1,506256) \quad R^2=0,9894 \quad \alpha^2=2,1676 \quad Durbin-h=0,009314$$

Untuk perkebunan swasta, hasil estimasi menunjukkan bahwa tanda dan perilaku semua koefisien dalam model tanpa restriksi sesuai dengan ekspektasi. Hasil estimasi juga menunjukkan bahwa koefisien harga karet alam dan kebijaksanaan pemerintah tidak berbeda dengan nol sedangkan koefisien yang lain signifikan dengan menggunakan uji t asimtotik (*asymptotic t-test*). Lebih jauh, melihat nilai uji Durbin-h tampaknya korelasi serial tidak merupakan problem pada kedua model tersebut. Hasil estimasi model penawaran perkebunan swasta tanpa restriksi adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
 A_{2,t} = & 37,330 + 0,65908 A_{2,t-1} + 1,3493 Z_t + 1,8018 PR_{t-1} \\
 (15,12915) & (0,1329003) (0,454531) (11,91062) \\
 - 0,87018 LW_t + & 0,52576 G + 2,5098 t \\
 (0,3571674) & (0,5647919) (1,020853)
 \end{aligned}$$

14

$$b = 0,5(0,688507) \quad R^2 = 0,9903 \quad \alpha^2 = 4,9308 \quad Durbin-h = 0,00915$$

Untuk mendapatkan estimasi yang efisien, selanjutnya Persamaan 13 dan 14 diestimasi secara bersamaan dengan menggunakan kerangka SURE. Efisiensi akan meningkat jika korelasi simultan kesalahan pengganggu terjadi. Breush dan Pagan menyarankan Uji Lagrange Multiplier (LM) untuk menguji apakah matrik varian-kovarian diagonal atau tidak (5).

Dengan menggunakan uji LM, nilai hitung LM lebih kecil dari nilai kritis χ^2 pada setiap level signifikansi. Atas dasar nilai LR (*Likelihood Ratio*) juga didapatkan lebih kecil dari nilai kritis χ^2 (lihat Tabel 1). Hasil ini menunjukkan bahwa lebih efisien jika kedua model tersebut diestimasi secara terpisah dari pada dianalisis dalam bentuk suatu sistem.

Hasil estimasi secara bersamaan menunjukkan bahwa tidak terdapat perbedaan hasil yang nyata dengan menggunakan MLE untuk setiap individu model dan kerangka SURE. Tanda dan perilaku semua koefisien menunjukkan hasil yang sama baik menggunakan MLE maupun SURE. Nilai koefisien determinasi (R^2) hasil kedua estimator tersebut sama. Srivastava dan Giles mengatakan hasil estimasi secara terpisah akan identik dengan hasil estimasi bersama sebagai suatu sistem jika korelasi kesalahan simultan sama dengan nol (19, 8.). Dari hasil uji korelasi simultan (seperti didiskusikan di atas), korelasi ini tidak ada atau sama dengan nol. Jadi

adalah hal yang biasa jika kedua hasil estimasi menghasilkan nilai yang sama.

Uji hipotesa

Model penawaran untuk perkebunan negara

Lampiran (1) menunjukkan bahwa tanda dan perilaku dari koefisien kelapa sawit, upah riil tenaga kerja dan tren waktu tidak sesuai dengan harapan pada setiap alternatif model. Jadi pemilihan model terbaik yang didasarkan pada kriteria teori ekonomi tidak cukup. Dari hasil estimasi juga didapatkan bahwa koefisien kebijaksanaan pemerintah (PIR/NES) dan upah riil tenaga kerja pada hampir semua alternatif model tidak signifikan berbeda dengan nol. Berdasarkan penemuan-penemuan ini, uji LR akan digunakan untuk memilih model penawaran terbaik untuk perkebunan negara. Hasil uji ini disajikan pada Tabel 2.

Dilihat dari nilai LR, ada tiga model yang sesuai untuk menjelaskan variasi dalam penawaran kelapa sawit perkebunan negara (lihat Tabel 2). Atas hasil ini, maka perlu dilakukan uji model tanpa restriksi dengan mengaplikasikan tiga restriksi secara bersamaan. Dari hasil analisa didapatkan bahwa nilai LR lebih kecil dari nilai kritis Chi-kuadrat. Implikasi dari hasil ini adalah ketiga model tersebut tidak sufisien untuk menganalisa tingkah laku perkebunan negara dalam merespon perangsang ekonomi dan non-ekonomi. Jadi model terbaik adalah model dengan tiga restriksi, yaitu :

$$\begin{aligned}
 A_{1,t} = & 50,584 - 0,44439 Z_t - 14,014 PR_{t-1} + 0,09436 LW_t \\
 (2,86771) & (0,024596) (5,73157) (0,10949) \quad 15
 \end{aligned}$$

$$b = 0,15(0,97257) \quad R^2 = 0,9875 \quad \alpha^2 = 2,2026 \quad DW = 1,6608$$

dimana nilai kesalahan pengganggu asimtotik ada dalam tanda kurung.

Tabel 1. Hasil estimasi model penawaran perkebunan negara dan swasta tanpa restrisi secara bersamaan*Table 1. Results of joint estimation of the unrestricted state owned and privateholder supply models*

Parameter <i>Parameters</i>	Perkebunan negara <i>State-owned</i>	Perkebunan swasta <i>Privateholder</i>
Konstanta (<i>Constant</i>)	50.836*** (15.404)	-39.597*** (15.283)
A_{t-1}	0.3031** (0.16863)	0.63645*** (0.12186)
Z_t	-0.39988*** (0.10543)	1.4233*** (0.46357)
PR_{t-1}	-7.1245 (8.2726)	-1.0046 (12.703)
LW_t	0.082121 (0.093321)	-0.90352*** (0.28687)
G	0.29255 (0.67251)	0.55635 (0.50981)
t	-0.65508 (0.72334)	2.6306*** (0.83211)
R^2	0.9894	0.9903
α^2	1.5256	3.4752
Nilai LM (<i>LM value</i>)		0.95721
Nilai LR (<i>LR value</i>)		1.0137
χ^2		3.84

Catatan : *, ** dan *** adalah signifikansi pada tingkat 10, 5 dan 1 persen Nilai dalam kurung menunjukkan standar error asimtotik.

Note: *, ** and *** are respectively 10, 5 and 1 percent level of significance. Asymptotic standard error appears in parentheses.

Tabel 2. Hasil uji hipotesis restriksi pada model penawaran perkebunan negara*Table 2. Results of hypothesis testing for state-owned supply restrictions*

Hipotesis dalam kata <i>Hypothesis in word</i>	Restriksi parameter <i>Parameters restrictions</i>	Nilai hitung (LR value) <i>Test value (LR value)</i>	Nilai tabel Table value (χ^2) 5% <i>Table value (χ^2) 5%</i>	Keputusan <i>Decision</i>
Perubahan teknologi dikeluarkan dari model (<i>Technical change variable is excluded</i>)	$\alpha_5 = 0$	0.557	3.84	Terima H_o Accept H_o
Variabel kebijaksanaan pemerintah dikeluarkan dari model (<i>Government variable is excluded</i>)	$\alpha_4 = 0$	0.1906	3.84	Terima H_o Accept H_o
Penyesuaian spontan (<i>Instantaneous adjustment</i>) (<i>Adaptive Expectation Model</i>)	$h = 1$	2.7886	3.84	Terima H_o Accept H_o
<i>Adaptive expectation</i> tidak ada (<i>does not exist</i>) (<i>Partial Adjustment Model</i>)	$b = 1$	8.874	3.84	Tolak H_o Reject H_o
Variabel penyesuaian spontan, kebijaksanaan pemerintah dan perubahan teknologi dikeluarkan dari model (<i>Instantaneous adjustment and government policy and technical change variables are excluded</i>)	$\alpha_4 = \alpha_5 = (1 - h) = 0$	4.3908	7.81	Terima H_o Accept H_o

Karena Persamaan 15 berasal dari Persamaan 1, 2 dan 5, kemudian dengan menggunakan manipulasi aljabar (18), maka model penawaran untuk perkebunan negara sebagai berikut:

$$A_{1,t}^P = 50,584 - 2,9626 PO_t^e - 14,014 PR_{t-1} + 0,094936 LW_t \quad 16$$

(2,867715) (0,0390675) (5,73157) (0,10949)

$$A_{1,t} - A_{1,t-1} = 1 (A_{1,t}^P - A_{1,t-1}), \text{ dan } A_{1,t} = A_{1,t}^P \quad 17$$

dan

$$PO_t^e - PO_{t-1}^e = 0.05 (PO_{t-1} - PO_{t-1}^e) \quad 18$$

(1,06257)

dimana nilai kesalahan penganggu asimtotik ada dalam tanda kurung.

Jika dilihat Persamaan 13 dan 16, tanda dan perilaku dari koefisien variabel harga kelapa sawit, upah tenaga kerja dan tren waktu tidak konsisten dengan ekspektasi apriori. Ditinjau dari signifikansi, semua koefisien adalah signifikan berbeda dengan nol, kecuali upah tenaga kerja. Selanjutnya, ketika penyesuaian langsung (*instantaneous adjustment, h*) diterapkan pada model tanpa restriksi, nilai LR lebih kecil dari nilai kritisnya. Ini berarti bahwa lag penyesuaian tidak terjadi dalam perkebunan negara.

Model penawaran untuk perkebunan swasta

Seperti halnya model penawaran perkebunan negara, beberapa restriksi juga diterapkan pada model penawaran perkebunan swasta yang tanpa restriksi untuk memberikan beberapa alternatif model. Dari berbagai alternatif ini, model penawaran terbaik akan dipilih berdasarkan nilai LR-nya. Tabel 3 menyajikan hasil uji hipotesa pada model perkebunan swasta.

Pada Tabel 3 tampak bahwa ketika variabel PIR/NES dikenakan pada model tanpa restriksi, hasilnya adalah tidak signifikan. Hasil ini menyarankan bahwa variabel kebijaksanaan pemerintah sebaiknya dikeluarkan dari model. Dari hasil estimasi didapatkan bahwa nilai LR kurang dari nilai kritis Chi-square pada level kepercayaan 5 persen. Jadi dapat disimpulkan bahwa model terbaik untuk perkebunan swasta adalah model tanpa variabel kebijaksanaan pemerintah, yaitu :

$$A_{2,t} = - 109,89 + 0,57427 A_{t-1} + 1,0846 Z_t \quad 19$$

(13,99408) (0,04804868) (0,1371846)

$$- 6,7311 PR_{t-1} - 0,54428 LW_t + 4,9881 \quad 19$$

(8,540497) (0,1955184) (0,3457725)

$$b = 0,2(0,769636) R^2 = 0,9902 \alpha^2 = 4,7488 Durbin-h = 0,6664$$

dimana nilai kesalahan penganggu asimtotik ada dalam tanda kurung.

Mengikuti prosedur dalam mendapatkan model penawaran terestimasi untuk perkebunan negara, maka model penawaran terestimasi untuk perkebunan swasta termasuk persamaan *Partial Adjustment* dan *Adaptive Expectation* didapatkan sebagai berikut:

$$A_{2,t}^P = - 258,21134 + 12,73812 PO_t^e - 15,81073 PR_{t-1} \quad 20$$

(100,11414) (4,98928) (20,75788)

$$- 1,27846 LW_t + 11,71658 \quad 20$$

(0,49072) (4,0933)

$$A_{2,t} - A_{2,t-1} = 0,42573 (A_{2,t}^P - A_{2,t-1}) \quad 21$$

(0,04804868)

$$PO_t^e - PO_{t-1}^e = 0.20 (PO_{t-1} - PO_{t-1}^e) \quad 22$$

(0,769636)

dimana nilai kesalahan penganggu asimtotik ada dalam tanda kurung.

Jika dilihat Persamaan 14 dan 20 jelas bahwa semua koefisien mempunyai tanda dan perilaku seperti yang diharap-

kan. Akan tetapi koefisien harga karet alam tidak signifikan. Alasan yang dapat diberikan untuk penemuan ini adalah mungkin harga karet alam tidak berdasarkan *naive expectation* (mungkin dalam bentuk *adaptive expectations* atau format yang lain). Atas dasar nilai Durbin-h, korelasi serial tampaknya bukan suatu masalah dalam model terpilih ini. Jadi, cukup beralasan menggunakan model ini untuk menerangkan variasi dalam penawaran kelapa sawit oleh perkebunan swasta.

Interpretasi hasil secara ekonomi

a. Lag dalam penyesuaian

Berdasarkan hasil Persamaan 16, koefisien variabel lag dalam areal adalah sama dengan nol (atau koefisien penyesuaian, h , sama dengan satu). Ini berarti lag penyesuaian pada areal kelapa sawit perkebunan negara tidak terjadi. Dengan kata lain bahwa perkebunan negara dapat menyesuaikan areal yang diinginkan secara langsung dalam merespon perangsan ekonomi dan non-ekonomi. Hasil yang menarik adalah lag penyesuaian terjadi pada perkebunan swasta. Dari persamaan (19), koefisien lag dalam areal ($1-h$) untuk perkebunan swasta adalah 0,57427. Dengan menggunakan angka ini, tingkat penyesuaian dapat dihitung sebagai berikut :

$$\begin{aligned} (1-h) &= 0,57427 \\ h &= 1 - 0,57427 \\ &= 0,42573 \approx 0,43 \end{aligned}$$

Angka ini dapat diinterpretasikan bahwa perkebunan kelapa sawit swasta dapat menyesuaikan 43 % dari areal kelapa sawit yang diinginkan per tahun dalam merespon perubahan harga kelapa sawit dan variabel penjelas lainnya, ceteris paribus. Dengan mengikuti Kmenta (15, 16), panjang waktu yang diperlukan

untuk menyesuaikan 95 persen dari areal yang diinginkan dapat dihitung sebagai berikut :

$$\begin{aligned} (1-h)^N &= (1 - 0,95) \\ (0,57427)^N &= 0,05 \\ N &= \log(0,05) / \log(0,57427) \\ &= 5,40106 \approx 5,4 \text{ tahun} \end{aligned}$$

Angka ini menunjukkan bahwa perkebunan swasta membutuhkan 5,4 tahun untuk memenuhi 95 persen penyesuaian areal. Temuan ini cukup beralasan karena perkebunan swasta mungkin kesulitan dalam mendapatkan areal baru atau kredit yang cukup, sedangkan perkebunan negara tampaknya tidak dibatasi dalam hal ini.

b. Respon terhadap harga kelapa sawit dan karet alam

Koefisien harga kelapa sawit untuk perkebunan swasta sangat nyata. Tanda dan perilakunya juga konsisten dengan ekspektasi, yaitu mempunyai tanda positif. Temuan ini cukup beralasan karena perkebunan swasta pada dasarnya perusahaan yang berorientasi komersial dan memaksimumkan keuntungan. Jadi hipotesis yang menyatakan bahwa harga kelapa sawit mempunyai efek yang nyata pada penawaran kelapa sawit harus diterima.

Untuk perkebunan negara, koefisien ekspektasi harga kelapa sawit hasilnya ternyata cukup mengejutkan. Koefisien variabel ini selain mempunyai tanda negatif juga secara signifikan berbeda dengan nol. Hasil ini mengarah pada penolakan hipotesis bahwa perkebunan negara merespon secara positif terhadap perubahan harga kelapa sawit. Tanda negatif mengandung arti bahwa perkebunan negara mungkin berperilaku tidak rasional terhadap perubahan harga kelapa sawit. Temuan ini mungkin dapat diterima untuk dua alasan. Pertama,

ketersediaan kelapa sawit sangat penting untuk menstabilkan harga kopra dan menuhi peningkatan permintaan CPO untuk minyak goreng dan industri lain. Jadi, pemerintah akan tetap memperluas areal kelapa sawit - meskipun harga kelapa sawit menurun - dengan tujuan untuk menyediakan bahan dasar minyak goreng dan industri lain meskipun *irrational* dipandang dari sudut komersial. Kedua, pemerintah terus mendukung upaya pencarian alternatif bahan mentah untuk minyak goreng sejalan dengan pertumbuhan produksi kopra yang lambat. Kelapa sawit adalah bahan substitusi terbaik sebab dibandingkan dengan minyak nabati lainnya, kelapa sawit secara relatif mempunyai produktivitas per hektar yang tinggi (18).

Persamaan 16 menunjukkan bahwa koefisien variabel harga karet alam tidak signifikan pada setiap level kepercayaan meskipun mempunyai tanda negatif seperti yang diharapkan. Ditinjau dari sudut ekonomi, tanda negatif mengandung arti bahwa petani akan mengalokasikan tanahnya untuk karet alam jika harga karet alam meningkat, ceteris paribus. Dari sudut hasil statistik, implikasi dari hasil ini adalah harga karet alam bukanlah faktor penting yang mempengaruhi keputusan petani dalam hubungannya dengan alokasi lahan mereka. Akan tetapi, kesimpulan ini harus diinterpretasikan kembali. Fakta bahwa harga karet alam bukan faktor penting dalam pengambilan keputusan alokasi lahan oleh perkebunan swasta bukan berarti bahwa karet alam bukan tanaman kompetisi bagi kelapa sawit. Dirjen Perkebunan (10) melaporkan bahwa areal karet alam yang diusahakan perkebunan swasta menurun kira-kira 20 persen dimana areal kelapa sawit meningkat lebih dari 700 % selama periode 1968-1989. Lebih jauh, temuan ini

masih cukup beralasan karena karet dan kelapa sawit adalah investasi jangka panjang. Petani akan menunggu apakah peningkatan harga karet alam tetap atau tidak sebelum membuat keputusan.

Persamaan 15 menunjukkan bahwa harga karet alam dalam model penawaran perkebunan negara mempunyai tanda yang diharapkan dan signifikan pada taraf 5 %. Temuan ini mengindikasikan bahwa perkebunan negara berperilaku rasional dalam merespon kenaikan harga karet alam.

Untuk mengukur tingkat respon areal kelapa sawit terhadap perubahan harga kelapa sawit, elastisitas harga jangka pendek dan panjang terhadap penawaran akan diestimasi. Demikian juga elastisitas silang, baik jangka pendek maupun jangka panjang dalam merespon perubahan harga karet alam, perlu dihitung. Hasil estimasi disajikan pada Tabel 4.

Pada Tabel 4, dapat disimpulkan bahwa elastisitas harga terhadap areal kelapa sawit adalah inelastik dalam jangka pendek. Sedangkan elastisitas harga dalam jangka panjang mengindikasikan beberapa keabnormalan, yaitu, mempunyai nilai lebih tinggi dari yang diharapkan. Di sisi lain, elastisitas harga silang jangka pendek dan panjang adalah sama dan inelastik untuk perkebunan negara. Untuk perkebunan swasta, elastisitas harga sendiri dan harga silang adalah inelastik dalam jangka pendek dan elastik dalam jangka panjang. Hendaknya lebih berhati-hati dalam menggunakan nilai elastisitas ini untuk tujuan perumusan kebijaksanaan. Elastisitas ini diukur dari nilai rerata variabel-variabelnya dimana nilai ini akan berbeda pada nilai yang tinggi dan rendah daripada nilai reratanya.

Tabel 3. Hasil uji hipotesis restriksi pada model penawaran perkebunan negara*Table 3. Results of hypothesis testing for privateholder supply restrictions*

Hipotesis dalam kata <i>Hypothesis in word</i>	Restriksi parameter <i>Parameters restrictions</i>	Nilai hitung (LR value) <i>Test value (LR value)</i>	Nilai tabel Table value (χ^2) 5% <i>Table value (χ^2) 5%</i>	Keputusan <i>Decision</i>
Perubahan teknologi dikeluarkan dari model (<i>Technical change variable is excluded</i>)	$\alpha_5 = 0$	6.2802	3.84	Tolak H_o Reject H_o
Variabel kebijaksanaan pemerintah dikeluarkan dari model (<i>Governmet variable is excluded</i>)	$\alpha_4 = 0$	0.3692	3.84	Tolak H_o Reject H_o
Penyesuaian Spontan (<i>Instantaneous adjustment</i>) (Adaptive Expectation Model)	$h = 1$	7.891	3.84	Tolak H_o Reject H_o
<i>Adaptive expectation</i> tidak ada (<i>does not exist</i>) (Partial Adjustment Model)	$b = 1$	5.9326	3.84	Tolak H_o Reject H_o

Tabel 4. Perkiraan Elastisitas harga dan elastisitas silang areal kelapa sawit pada nilai rata-rata*Table 4. Estimated own-price and cross-price elasticities of palm oil area in Indonesia at sample means*

Elastisitas <i>Elasticity</i>	Perkebunan negara <i>State-owned</i>	Perkebunan swasta <i>Privateholder</i>
Elastisitas harga sendiri (<i>Own-price Elasticity</i>)		
Jangka Pendek (<i>Short-run</i>)	-0.22319	0.57124
Jangka Panjang (<i>Long-run</i>)	-4.46391	6.70891
Elastisitas silang atas harga karet alam (<i>Cross-price elasticity with respect to rubber price</i>)		
Jangka Pendek (<i>Short-run</i>)	0.06018	0.05777
Jangka Panjang (<i>Long-run</i>)	0.06018	0.1357

Tabel 5. Elastisitas penawaran jangka pendek dan panjang terhadap perubahan upah riil tenaga kerja*Table 5. Short-run and long-run elasticities of supply with respect to changes in labour wages*

Elastisitas upah tenaga kerja <i>Labour-wages elasticities</i>	Perkebunan negara <i>State-owned</i>	Perkebunan swasta <i>Privateholder</i>
Jangka Pendek (<i>Short-run</i>)	0.12421	-0.65967
Jangka Panjang (<i>Long-run</i>)	0.12421	-1.54951

c. Respon terhadap upah tenaga kerja

Pada model penawaran perkebunan swasta, koefisien upah tenaga kerja berbeda nyata pada taraf 5 %. Parameter ini juga mempunyai tanda negatif seperti yang diharapkan. Hasil ini dapat diartikan bahwa petani kelapa sawit, khususnya perkebunan swasta, berperilaku rasional dalam merespon perubahan upah tenaga kerja. Jika upah riil tenaga kerja meningkat, *ceteris paribus*, petani akan mengurangi areal yang akan ditanami kelapa sawit. Hasil ini bukanlah hal yang luar biasa karena investasi dalam perkebunan kelapa sawit jangka panjang dan upah tenaga kerja adalah bagian terpenting dari biaya investasi. Jadi petani akan mempertimbangkan tingkat upah buruh dalam biaya investasi mereka.

Koefisien upah tenaga kerja pada perkebunan negara tidak signifikan pada setiap level signifikansi. Koefisien ini juga mempunyai tanda positif yang kelihatannya tidak sesuai. Dipandang dari teori statistik dan ekonomi, hasil ini menunjukkan bahwa upah tenaga kerja bukanlah faktor penting untuk menerangkan variasi dalam areal kelapa sawit milik negara. Akan tetapi, hasil ini masih dapat diterima untuk dua alasan. Pengembangan industri kelapa sawit di Indonesia tidak hanya untuk memenuhi kebutuhan domestik CPO untuk industri minyak goreng, tetapi juga untuk memperluas kesempatan kerja. Untuk perkebunan negara, tujuan terakhir tampaknya relatif lebih penting. Sehingga meskipun terjadi kenaikan harga buruh, pemerintah akan tetap membangun perkebunan kelapa sawit. Lebih jauh, pengembangan industri kelapa sawit di Indonesia juga diintegrasikan dengan program transmigrasi (PIR-Trans), jadi dengan ekspansi areal kelapa sawit, lebih banyak penduduk dapat dipindahkan dan

ini berarti bahwa masalah kependudukan sedikit banyak dapat dipecahkan. Sehingga masih beralasan bagi pemerintah untuk memperluas areal kelapa sawit meskipun upah tenaga kerja meningkat.

Tabel 5 menunjukkan hasil estimasi elastisitas upah tenaga kerja untuk jangka pendek dan panjang. Dari hasil estimasi, elastisitas upah tenaga kerja atas areal kelapa sawit perkebunan negara adalah inelastik baik untuk jangka pendek maupun jangka panjang. Akan tetapi, untuk perkebunan swasta, elastisitas perubahan upah tenaga kerja atas penawaran kelapa sawit adalah inelastis untuk jangka pendek dan panjang.

d. Respon terhadap kebijaksanaan pemerintah

Dari hasil estimasi seperti yang disajikan pada Persamaan 15 dan 19, koefisien variabel yang mewakili kebijaksanaan pemerintah telah dikeluarkan dari model tanpa restriksi sebab variabel ini selalu menghasilkan hasil yang tidak signifikan (meskipun variabel ini mempunyai tanda seperti yang diinginkan, yaitu positif) ketika dimasukkan dalam model. Untuk itu, interpretasi ekonomi dari variabel ini akan didasarkan pada Persamaan 13 dan 14 untuk perkebunan negara dan swasta. Dari persamaan ini, variabel dukungan pemerintah mempunyai tanda yang sesuai dengan ekspektasi apriori, meskipun tidak signifikan. Hasil ini mengindikasikan bahwa meskipun pemerintah telah memberikan dukungan untuk pengembangan kelapa sawit sejak tahun 1978, dukungan ini tidak secara nyata mengubah keseluruhan struktur industri kelapa sawit di Indonesia. Temuan ini juga mengindikasikan bahwa kebijaksanaan pemerintah yang diwakili oleh variabel dummy bukanlah faktor penting dalam menjelaskan variasi keseluruhan areal kelapa sawit Indonesia.

Jadi hipotesis yang menyatakan bahwa kebijaksanaan pemerintah mempunyai effek positif terhadap pengembangan industri perkebunan kelapa sawit di Indonesia harus ditolak.

Akan tetapi dalam sudut ekonomi, temuan ini sebaiknya dijelaskan lebih hati-hati. Dari data yang dikeluarkan Dirjen Perkebunan jelas bahwa terdapat perubahan yang nyata dalam areal yang ditanami kelapa sawit. Dirjen Perkebunan melaporkan bahwa pada awal pelaksanaan proyek PIR, areal kelapa sawit didominasi oleh perkebunan negara (68 % dari total areal) dimana perkebunan swasta dan rakyat hanya menguasai 38% dan 1% dari total areal kelapa sawit. Angka-angka ini berubah secara drastis pada tahun 1993. Perkebunan swasta telah menggantikan dominasi perkebunan negara dalam areal yang ditanami, yaitu 43 % dari total areal kelapa sawit yang ada di Indonesia. Perkebunan rakyat menguasai 33 % dan sisanya, 24 %, dikuasai perkebunan negara. Dari data ini dapat disimpulkan bahwa kebijaksanaan pemerintah mungkin merupakan perangkat kebijaksanaan yang penting dalam pengembangan industri kelapa sawit di Indonesia (11).

e. Perubahan teknologi

Seperti yang dinyatakan dalam metode penelitian, variabel trend waktu digunakan untuk mengukur perubahan teknologi yang terjadi dalam industri kelapa sawit di Indonesia. Hasil estimasi koefisien trend waktu untuk model penawaran perkebunan swasta adalah berbeda sangat nyata pada taraf 1 persen dan mempunyai tanda positif. Hasil ini menunjukkan bahwa perubahan teknologi mempunyai effek yang nyata dalam perluasan areal kelapa sawit yang

dikuasai perkebunan swasta. Interpretasi effek perubahan teknologi terhadap areal kelapa sawit tidaklah mudah karena kurangnya data yang mendukung temuan ini. Akan tetapi, dilihat dari tingkat produktivitas, hasil ini tidaklah mengherankan karena terdapat kenaikan tingkat produktivitas. CIC melaporkan bahwa produksi kelapa sawit per hektar meningkat 3,48 % selama periode 1984-1989. Selama periode ini, produktivitas perkebunan swasta adalah 4,01 ton/ha/tahun (7).

Tanda negatif variabel trend waktu dalam perkebunan negara berlawanan dengan semua ekspektasi apriori. Padahal, ada beberapa halai penelitian kelapa sawit telah didirikan oleh perkebunan negara untuk menyediakan teknologi baru untuk mendukung pengembangan industri kelapa sawit. CIC juga melaporkan bahwa selama periode 1984 -1989, tingkat produkvitas perkebunan negara juga meningkat 4,92 % / tahun. Jadi tidaklah mudah untuk menginterpretasi temuan ini dan tidak ada penjelasan khusus tentang temuan ini. Satu alasan yang masuk akal untuk menjelaskan temuan ini adalah bahwa perkebunan negara tidak mempunyai insentif untuk meningkatkan produktivitas.

KESIMPULAN DAN IMPLIKASI KEBIJAKSANAAN

Hasil dari studi ini mengindikasikan bahwa tingkah laku perkebunan swasta sedikit berbeda dengan perkebunan negara dalam merespon faktor-faktor ekonomi dan non-ekonomi. Akan tetapi, memperlakukan mereka secara terpisah dalam implementasi perangkat kebijaksanaan adalah tidak begitu perlu. Memberikan perlakuan yang sama

kepada ke dua tipe produsen ini akan mengarah pada kompetisi yang lebih baik diantara mereka dan pengembangan industri kelapa sawit di Indonesia yang lebih baik.

Studi ini juga mengindikasikan bahwa areal kelapa sawit di Indonesia telah meningkat dengan cepat selama periode penelitian ini. Hasil dari studi mengkonfirmasikan bahwa harga kelapa sawit, upah tenaga kerja dan perubahan teknologi merupakan faktor penting yang mempengaruhi areal yang akan ditanam. Untuk itu, rekomendasi kebijaksanaan untuk mencapai tujuan pembangunan perkebunan (meningkatkan pendapatan petani dan penyediaan lapangan kerja) harus memperimbangkan faktor-faktor ini.

Hasil empiris menunjukkan bahwa harga kelapa sawit mempengaruhi secara nyata keputusan petani dalam areal yang ditanami. Implikasi hasil ini adalah ekspansi yang cepat areal kelapa sawit akan dicapai jika didukung oleh kebijaksanaan harga yang tepat. Padahal, harga yang ditetapkan oleh pemerintah selama periode studi tidak selalu memberikan hasil terbaik dalam stabilisasi harga. Untuk itu, membiarkan harga terbentuk oleh kekuatan pasar perlu dilakukan daripada ditetapkan oleh pemerintah yang biasanya tertinggal harga pasar. Dengan membiarkan harga terbentuk oleh kekuatan pasar, jarak antara harga domestik dan internasional dapat dikurangi bahkan dihilangkan sehingga produsen kelapa sawit akan memperoleh signal harga yang relevan. Rekomendasi lain yang berhubungan dengan harga adalah ekspansi pasar kelapa sawit. Indonesia sebaiknya tidak bergantung pada pasar tradisionil untuk kelapa sawit Indonesia, yaitu Economic Union. Rekomendasi ini juga relevan

untuk pencapaian tujuan lain dari pembangunan perkebunan, yaitu meningkatkan devisa dan GDP.

Memberlakukan tarif impor untuk menjaga harga domestik kelapa sawit di atas harga impor atau dunia sebaiknya dipertimbangkan dengan hati-hati. Sebagai anggota GATT, Indonesia harus menghilangkan atau mengurangi hambatan tarif dan non-tarif dan membuka akses pasarnya. Jadi penerapan tarif impor kelapa sawit sebaiknya perlu dikaji lebih lanjut. Seperti halnya tarif impor, kebijaksanaan subsidi ekspor kelapa sawit untuk membuang kelebihan kelapa sawit di dalam negeri kelihatannya menjadi perangkat kebijaksanaan yang kurang relevan dimasa datang. Strategi terbaik adalah meningkatkan daya saing kelapa sawit Indonesia untuk berkompetisi baik dengan kelapa sawit dari luar maupun dengan sumber minyak nabati lainnya. Peningkatan daya saing kelapa sawit Indonesia dapat dilakukan dengan peningkatan kualitas CPO, pelayanan perdagangan dan diversifikasi vertikal.

Studi ini juga menunjukkan bahwa perubahan teknologi adalah faktor penting lainnya mempengaruhi penawaran kelapa sawit Indonesia. Salah satu implikasi dari hasil ini adalah peningkatan areal kelapa sawit dapat dicapai dengan introduksi teknologi baru. Untuk itu, Penelitian dan Pengembangan (R&D) kelapa sawit harus mendapat dukungan, khususnya dalam hal pendanaan. Pada saat ini, dana penelitian kelapa sawit tampaknya masih berasal dari anggaran pemerintah. Dengan keterbatasan anggaran pemerintah dalam penelitian dan pengembangan, cukup beralasan untuk mencari dana penelitian dari ke dua tipe produsen utama kelapa sawit di Indonesia, perkebunan negara dan swasta. Hal ini dapat dilakukan dengan penerapan

pajak pada ke dua produsen ini. Jadi kelanjutan aktivitas penelitian dan pengembangan kelapa sawit dapat dijaga.

Issu lain yang relevan untuk dipertimbangkan adalah hasil terakhir putaran GATT. Sebagai anggota GATT, Indonesia harus membuka pasarnya untuk komoditas pertanian yang berkompetisi dengan kelapa sawit. Kedele, bunga matahari, rapeseed dan kelapa sawit dari negara lain mungkin akan masuk dan berkompetisi dengan kelapa sawit Indonesia di dalam pasar domestik. Untuk itu, industri kelapa sawit Indonesia sebaiknya mempersiapkan diri dengan memperkuat basis produksi. Upaya ini meliputi peningkatan efisiensi produksi, standardisasi kualitas dan menjamin kesinambungan produksi.

DAFTAR PUSTAKA REFERENCES

1. ARAK, M. 1969. Estimation of Asymmetric Long-run Supply Functions: The case of Coffee. Canadian Journal of Agricultural Economics, 17:15-22.
2. ASKARI, HOSSIEN and J.T. CUMMINGS. 1977. Estimating Agricultural Supply Response With Nerlove Model: A Survey. International Economic Review, 18(2):257-92.
3. BATEMAN, M. J. 1965. Aggregate and Regional Supply Function For Ghanaian Cocoa, 1946-1962. Journal of Farm Economics, 47(2):384-401.
4. BERHMAN, J. R. 1968. Monopolistic Cocoa Pricing. American Journal of Agricultural Economics, 50(3): 702-19.
5. BREUSCH, T. S. and A.R. PAGAN 1980. The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. Review Economics Studies, 47:239-53.
6. CALASEWAKA 1991. Supply Response of Pepper in Indonesia M.Ec. Thesis. University of New England. Armidale.
7. CAPRICORN INDONESIA CONSULT, INC. 1990. Studi Tentang Perkebunan dan Pemasaran Kelapa Sawit Indonesia 1990. PT. Capricorn Indonesia Consult Inc., Jakarta.
8. DEPARTMENT OF ECONOMETRICS 1992. Applied Econometrics A: Study Guide Book 1, Department of Econometrics The University of New England, Armidale.
9. DHRYMES, P. J. 1981. Distributed lags: Problem of Estimation and Formulation. North Holland. Amsterdam.
10. DIREKTORAT JENDERAL PERKEBUNAN. 1990. Statistik Perkebunan Indonesia 1990. Direktorat Jenderal Perkebunan. Jakarta.
11. DIREKTORAT JENDERAL PERKEBUNAN. 1994. Statistik Perkebunan Indonesia: Kelapa Sawit 1991 - 1993. Direktorat Jenderal Perkebunan. Jakarta.
12. DORAN, H.E. and W.E. GRIFFITHS. 1978. Inconsistency of the OLS Estimator of the Partial Adjustment-Adaptive Expectations Model. Journal of Econometrics, 7:133-146.
13. FAO. FAO Production Yearbooks (various years).
14. FAO. FAO Trade Yearbooks (various years).
15. JAFORULLAH, MOHAMMAD. 1985. Supply Response of Sugarcane in the Mill Zones of Bangladesh: an Econometric Study. MEC Dissertation. University of New England, Australia.
16. KMENTA, J. 1986. Element of Econometrics. Second Edition. MacMillan Publishing Company. New York.
17. OIL WORLD 1988. Oil World 1958 - 2007. ISTA Mielke GmbH. Hamburg.
18. SOETRISNO, LOEKMAN and RETNO WINAHYU. 1991. Kelapa Sawit: Kajian Sosial-Ekonomi. Aditya Media. Yogyakarta.
19. SRIVASTAVA, V. K. and DAVID E.A. GILES. 1987. Seemingly Unrelated Regression Equations Models: Estimation and Inference. Marcel Dekker, Inc., New York.
20. WICKENS, M.R. and J.N. GREENFIELD. 1973. The Econometrics of Agricultural Supply: An Application to the World Coffee Market. Review of Economics and Statistics, 55(4):433-440.
21. ZELLNER, A. 1962. An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Test for Aggregation Bias. Journal of The American Statistical Association, 57:348-368.

Lampiran 1.
Appendix I.

Estimasi maksimum Likelihood pada tiap model penawaran kelapa sawit
Single equation maximum Likelihood estimation of palm oil supply model

$$A_{i,t} = \alpha_0 + (1-h)A_{i,t-1} + \alpha_1 Z_t + \alpha_2 PR_{t-1} + \alpha_3 LW_{t-1} + \alpha_4 G + \alpha_5 T + u_t$$

Retriksi Restricion	Konstanta Constant	$A_{i,t}$	Z_t	PR_{t-1}	LW_t	G_t	t	b	R^2	α^2	Nilai LR LR value
a. Model penawaran perkebunan negara											
<i>State-owned supply model</i>											
Tanpa restrksi <i>Unrestricted</i>	51.146*** (10.72937)	0.307* (0.1991105)	-0.39913*** (0.1117956)	-6.7578 (9.366147)	0.0823658 (0.1410228)	0.32403 (0.3917646)	-0.6938*** (0.2322113)	0.115 (1.506256)	0.9894 2.1676	0	
$\alpha_3 = 0$	28.849*** (6.968237)	0.33735* (0.1981169)	-0.40525*** (0.09967864)	-11.084* (8.092353)	0.0055815 (0.1143551)	0.15041 (0.2471158)	0.25 (1.26465)	0.9891 2.1031	0.557		
$\alpha_4 = 0$	77.656*** (5.762277)	0.3015* (0.1740918)	-0.39952*** (6.0406086)	-7.5572 (6.562906)	0.07779 (0.1362286)	-1.0694*** (0.219155)	-1.0694*** (1.445593)	0.110 0.10	0.9893 2.0738	0.1906	
$(1-h) = 0$	103.66*** (9.525179)	-	-0.50893*** (0.0969446)	-9.2199 (8.87873)	0.12261 (0.1375904)	0.39005 (0.65529211)	-1.596*** (0.24285)	0.10 (1.180016)	0.9882 2.2833	2.7886	
$b = 1$	0.13405 (2.3821)	0.57828*** (0.198533)	-0.21121* (0.133)	5.3965 (8.1562)	0.35982** (0.20349)	0.44497 (0.38145)	0.14432 (0.26756)	0.9836 0.115	2.7887 0.9875	8.874	
$\alpha_4 = \alpha_5 = 0$	50.584*** (2.86771)	-0.44439*** (0.024596)	-14.014*** (5.73157)	-0.094936 (0.10949)	-	-	-	-	2.2026	4.3908	
$(1-h) = 0$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
b. Model penawaran perkebunan swasta											
<i>Privateholder supply model</i>											
Tanpa restrksi <i>Unrestricted</i>	-37.330** (15.12015)	0.65908*** (0.1329003)	1.3493*** (0.4543310)	-1.8018 (11.91062)	-0.87018** (0.3571674)	0.52576 (0.5647919)	2.5098** (1.0202833)	0.5 (0.688307)	0.9903 4.9308	0	
$\alpha_3 = 0$	8.5970** (3.975357)	0.93345*** (0.0913796)	0.043327 (0.1930985)	-4.6519 (12.76529)	-0.48285** (0.2780938)	0.9840** (0.5165948)	-0.95 (18.379)	0.9878 0.95	5.9110 5.9110	6.2802	
$\alpha_4 = 0$	-109.89*** (13.99408)	0.57427*** (0.04801868)	1.0846*** (0.1371846)	-6.7311 (8.540497)	-0.54428** (0.1955184)	4.9881*** (0.3457725)	-0.52 (0.769636)	0.2 0.9902	4.7488 4.7488	0.3692	
$(1-h) = 0$	-110.13*** (14.85094)	-	1.6576*** (0.1802211)	-0.69012 (16.01432)	-0.60242*** (0.2115731)	0.33623 (1.753986)	27.320*** (1.115632)	0.05 (0.059521)	0.9870 0.9870	6.2744 7.891	
$b = 1$	4.4364 (3.5708)	0.91093*** (0.092439)	0.30945* (0.22467)	-11.898 (11.874)	-0.36604* (0.45761)	0.62146* (0.43739)	0.43739 (0.42752)	0.9879 0.05	5.8354 0.9870	5.9326 5.9864	
$\alpha_4 = (1-h) = 0$	-1102.4*** (7.517657)	-	1.6301*** (0.0407685)	-2.7327 (10.78432)	-0.60497*** (0.02065577)	27.613 (0.1023196)	0.05 (0.582938)	0.9870 0.9870	5.9864 7.9396		

Nilai standar error asimtotik ada dalam kurung (Asymptotic standard error appears in parentheses)

* , ** , dan *** adalah tingkat signifikansi 10, 5 dan 1 persen (*, **, and *** are 10, 5 and 1 percent level of significance respectively)

PIR/NES and supply response of palm oil producers in Indonesia

Ketut Sukiyono¹⁾

Abstract

This article is aimed at investigating the behaviour of two main palm oil producers in Indonesia, state-owned and private estates, in respond to economic and non-economic stimuli. Partial Adjustment and Adaptive expectation Model is used to analyze supply response of those producers. This model is estimated using Maximum Likelihood and Seemingly Unrelated Regression Equation framework. Time Series data from 1966 to 1993 is used. Results showed that there are slightly different kind of behaviour between two producers in response to economic and non-economic stimuli. Estimated results also indicate that domestic price of palm oil, labor wage and technological change are important factors to influence desired area that would be cultivated. Even though these two producers respond positively to PIR/NES program, it is insignificant at 90 %.

Key words : PIR/NES, supply response, partial adjutment and adaptive expectation, palm oil

INTRODUCTION

Among estate commodities, palm oil is an important commodity in the Indonesian economy. This commodity is a raw material for cooking oil, so that, the continuity of palm oil supply is crucial for stabilising the cooking oil price. As a primary agricultural product, palm oil is a source of foreign exchange and tax revenue in the present and future. Considering the importance of palm oil in the national economy and a great potential for palm oil production, the Indonesian government increased support for development of palm oil industries in its five year plan. One policy that has been implemented is Perkebunan Inti Rakyat/Nucleus Estate and Smallholder (PIR/NES) Project in 1977/1978. Since then, the total area planted whether by smallholder, privateholder or state-owned have increased rapidly from year to year. Before 1978, there were no

smallholder plantations. Palm oil was cultivated only by state-owned and privateholder which shared 65 and 35 percent respectively. In 1993, however, the share of smallholders and privateholders increased to 33 and 43 percent of total area, respectively, while the state-owned plantation decreased to 24 percent (11).

In line with palm oil estate expansion, palm oil production has also increased dramatically. Total palm oil production increased from 501 000 tonnes in 1978 to 3 757 671 tonnes in 1993 (DGE, 1994). Rapid growth of palm oil area in Indonesia was also due to decrease in the natural rubber price. The price of natural rubber over the past twenty years has declined in real term, thereby reducing incentives to invest in natural rubber trees. Another possible factor is the domestic price of palm oil which could be the main factor that encourages farmers to cultivate it. Thus, it is interesting to understand how

1) Lecture in Agricultural Faculty of Bangkok University, Agricultural Social Economic Dept.

Indonesian palm oil producers, particularly state-owned and privateholders, respond to various economic and non economic factors. Does government policy affect palm oil supply in Indonesia? or, Is the supply of Indonesian palm oil responding to palm oil price and to changes in natural rubber prices?.

This paper is aimed at analysing Indonesian palm oil supply by estimating the supply response of two types of palm oil producers separately. This analysis involves an investigating factors that affect the private and state-owned planting decision, an evaluate the effects of changes in these factors on palm oil supply, and providing policy recommendations for better palm oil development in the future based on the first objective findings.

RESEARCH METHOD

Empirical model of Indonesian palm oil supply

Two main types of palm oil producer in Indonesia - the privateholder and the state-owned estates - are considered in this study. Smallholders are excluded from analysis for two reasons. First, private and state-owned estates are selected since these producers dominate palm oil production in Indonesia even though smallholder and private area planted have replaced the domination of the state-owned estates in recent years. Second, since the development of smallholder plantation started just 15 years ago, data availability is limited to this period

In specifying the supply response of the two main producers of Indonesian Palm Oil, the basic model used is the

Partial- Adjustment and Adaptive Expectation model (PAAEM), also called the *Nerlovian model*. This model is widely used in the analysis of supply response, whether with annual or perennial crops with more than 600 versions used to analyse agricultural supply response for many crops and in countries. In this case, linear functional form is used for analysing the supply of Indonesian palm oil. There is no economic theory regarding what the best functional form depicting the relationships between the supply and its determinants should be. However, many studies have been based on the linear form for analysing the supply response of perennial crops (3, 1, 20, 6). In determining the supply response model for Indonesian palm oil, it is assumed that the desired area planted by both private and state-owned estates is a function of the expected price of palm oil, price of natural rubber (at time $t-1$), real price of labour, government support and a time trend. Therefore, the general form of the long-run supply model for Indonesian palm oil can be expressed econometrically as follows :

$$A_t^D = a_0 + a_1 PO_t^e + a_2 PR_{t-1} + a_3 LW_t + a_4 G_t + a_5 t \quad 1$$

where, A_t^D = desired planted area of palm oil in year t , PO_t^e = expected price of palm oil in year t , PR_{t-1} = natural rubber price in year $t-1$, LW_t = real labour wages, $G_t = 1, 2, 3, \dots$ for government support after 1978 and zero elsewhere, t = a linear time trend representing technological progress in the Indonesian Palm Oil Industry, and a_0, a_1, \dots, a_5 = parameters to be estimated.

Equation 1 contains the unobservable variables, namely, A_t^D and PO_t^e .

The desired area (A_t^D) is the acreage the farmer would plant in period t which follows the Partial Adjustment hypothesis (PA). This hypothesis states that the actual change in area planted is some proportion (h) of the desired change, plus a random disturbance term. PA hypothesis can be expressed mathematically as follows :

$$A_t - A_{t-1} = h(A_t^D - A_{t-1}) + u_t \quad 2$$

where, A_t = actual acreage planted in year t , A_t^D = desired planted area of palm oil in year t , h = adjustment coefficient, $0 < h \leq 1$.

Equation 2, the Partial Adjustment hypothesis can be rearranged as:

$$A_t^D = \frac{1}{h}(A_t - (1-h)A_{t-1} - u_t) \quad 3$$

Then by substituting Equation 3 into Equation 1, we obtain:

$$\begin{aligned} A_t = & a_0 h + (1-h)A_{t-1} + a_1 h P O_t^e + a_2 h P R_{t-1} + a_3 h L W_t \\ & + a_4 h G_t + a_5 h t + u_t \end{aligned} \quad 4$$

The expected price of palm oil in period t , which is assumed to follow the Adaptive Expectation hypothesis, is given by:

$$P O_t^e - P O_{t-1}^e = b(P O_{t-1} - P O_{t-1}^e), \quad 0 < b \leq 1 \quad 5$$

where, $P O_t^e$ = expected price of palm oil in year t , $P O_{t-1}$ = actual price of palm oil in year $t-1$, and b = coefficient of expectation.

Using algebraic manipulation and the lag-operator notation (L), Equation 5 can be written as:

$$\frac{[1 - (1-b)L] P O_t^e - b P O_{t-1}}{P O_t^e - \frac{b}{[1 - (1-b)L]} P O_{t-1}} = 5 \quad 6$$

for $0 < b \leq 1$, it can be seen that

$$\begin{aligned} \frac{b}{[1 - (1-b)L]} &= b[1 + (1-b)L + (1-b)^2L^2 + (1-b)^3L^3 + \dots] \\ &= b \sum_{k=0}^{\infty} (1-b)^k L^k \end{aligned}$$

Thus, following Dhrymes (9), Equation 6 can be written as:

$$\begin{aligned} P O_t^e &= b \sum_{k=0}^{\infty} (1-b)^k P O_{t-k-1} \\ (7) \quad &= b \left[\sum_{k=0}^{\infty} (1-b)^k P O_{t-k-1} + (1-b) \sum_{k=1}^{\infty} (1-b)^k P O_{t-k-1} \right] \end{aligned}$$

Then, by defining

$$Z_t = \sum_{k=0}^{t-2} (1-b)^k P O_{t-k-1} \quad \text{dan} \quad f_o = \sum_{k=1}^{\infty} (1-b)^k P O_{t-k-1}$$

the expected price of palm oil can be specified as:

$$P O_t^e = b Z_t = b f_o (1-b)^t \quad 8$$

By substituting equation (8) into equation (4), the dynamic long-run supply model for Indonesian palm oil can be specified as:

$$\begin{aligned} A_t = & a_0 h + (1-h)A_{t-1} + a_1 h [b Z_t + b f_o (1-b)^t] + a_2 h P R_{t-1} \\ & + a_3 h L W_t + a_4 h G_t + a_5 h t + u_t \end{aligned}$$

$$A_t = a_0 h + (1-h)A_{t-1} + a_1 h b Z_t + a_1 h b f_o (1-b)^t + a_2 h P R_{t-1} \quad 9$$

$$+ a_3 h L W_t + a_4 h G_t + a_5 h t + u_t$$

or, it can be written as:

$$A_t = a_0 + (1-h)A_{t-1} + a_1 Z_t + f_o (1-b)^t + a_2 P R_{t-1} \quad 10$$

$$+ a_3 L W_t + a_4 G_t + a_5 h t + u_t$$

$$\begin{aligned} \text{where, } a_0 &= a_0 h, \quad a_1 = a_1 h b, \quad f_o = a_1 b h f_o, \quad a_2 = a_2 h \\ a_3 &= a_3 h, \quad a_4 = a_4 h, \quad \text{dan} \quad a_5 = a_5 h \end{aligned}$$

Estimation techniques

Having specified an empirical model for the Indonesian palm oil supply using the Partial Adjustment - Adaptive Expectation model, the next step is to estimate this model. The estimation procedure in this study involves two steps.

First, estimating each of those two equations separately using maximum-likelihood estimation, and, second, estimating both privateholder and state-owned supply models jointly using the SURE framework.

From Equation 10 it can be noted that Z_t and $(1 - b)^t$ are observable for values of b where $0 < b \leq 1$. Under the assumption that the disturbance terms, u_t , are normally distributed and independent, the OLS estimator may be used to obtain ML estimates for the parameters, *conditional on the particular value of b*. Then, using the condition that $0 < b \leq 1$, a search procedure is conducted and the unconditional ML estimates are obtained at that value of b which (over a range of values of b between 0.05 and 1.0 with insteps of 0.05) maximises the likelihood function. However, the standard error of the parameters obtained from regression corresponding to the maximum likelihood value are not unbiased since their values are conditional on the value of b . Thus, an approximate standard error for ML estimates should be obtained. The procedure for obtaining an asymptotic standard error will follow procedures suggested by Doran and Griffiths (12).

Seemingly Unrelated Regression Equations (SURE) is concerned with the problem encountered in the estimation of a system of regression equations which have contemporaneously correlated random disturbances across equations (21). This type of correlation is often a reasonable assumption since it is likely that any omitted factor will effect all the equations in any system (8).

Further, the SURE method is used to jointly estimate the two supply models by producer category. To estimate the

parameters of the SURE model, Estimated Generalised Least Square (EGLS) as proposed by Zellner (21) will be employed. To obtain these estimates, the first step is estimating the equations by OLS. Then using the OLS residuals (u_i), consistent estimators of the variances and covariance of disturbances ($\sigma'_{ij}S$) are obtained by:

$$\alpha_{ij} = \frac{1}{T} u'_1 u_j \quad i, j = 1, 2 \quad 11$$

Srivastava and Giles (19) notice that an unbiased estimator of $\sigma'_{ij}S$ can be obtained by replacing $1/T$ by $1/(T-K)$ in Equation 11 where K is the total number of distinct regressors in the full model. In addition, they state that the minimum mean squared error (best invariant) estimator of $\sigma'_{ij}S$ may be obtained if $1/(T-K+2)$ is substituted for $1/T$ in the definition of σ_{ij} . Then, the EGLS estimator for parameter α , is given by:

$$\alpha_{EGLS} = (X'S^{-1}X)^{-1} X'S^{-1}Y \quad 12$$

where, α = vector of coefficient regressions, X = a matrix of explanatory variables, Y = a vector of observations on all dependent variable,
 $S = \sum \otimes I_T = \begin{matrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{matrix} \otimes I_T$, and I_T is a identity matrix.

Source of data

Data on the area under palm oil on the basis of three producer categories were obtained from the Directorate General of Estates (DGE) in the form of yearly time series data from 1966 to 1993. Thus, there are 28 years of observations. Data on palm oil price and labour wages were collected from the Indonesian Statistical Bureau publication in various issues, whilst data on the

natural rubber price (a New York cif price) were gathered from the Food and Agricultural Organisation (FAO) Trade Yearbook (various issues). These data were deflated using the Consumer Price Index (CPI) and exchange rate of Indonesian currency per US dollar which were collected from the International Financial Statistics Yearbook, published by the International Monetary Fund.

RESULTS AND DISCUSSIONS

Results of estimated supply models for the two producer categories

The results of the individual equation estimates show that the signs and magnitudes of the coefficients on natural rubber price and government policy parameters in the unrestricted supply model for state-owned estates conform with expectations, while the signs and magnitudes on the coefficients of expected palm oil price, labour wages and time trend do not conform with *a priori* expectations. In terms of statistical significance, the coefficients of natural rubber price, labour wages and government policy are insignificant at the five percent of significance. The unrestricted supply model for state-owned farms is as follows:

$$A_{1,t} = 51.146 + 0.307 A_{1,t-1} + 0.39913 Z_t + 6.7578 PR_{t-1}$$

$$(10.72937) (0.1991105) (0.1117956) (9.366147)$$

$$+ 0.083658 LW_t + 0.32403 G - 0.69388$$

$$(0.1410928) (0.3917646) (0.2322113) \quad 13$$

$$b = 0.15 (1.506256) \quad R^2 = 0.9894 \quad \alpha^2 = 2.1676 \quad Durbin-h = 0.009314$$

The estimation results of the privateholder supply model show that the signs and magnitudes of all coefficients in the unrestricted model conform with the expectations. These results also show that the coefficient of the natural

rubber price and government policy are not significantly different from zero while other coefficients are significant using the asymptotic *t-test*. In addition, looking at the value of the *Durbin-h* test, serial correlation does not appear to be a problem in the unrestricted model for both privateholder and state-owned farms. The unrestricted model of privateholder supply is as follows:

$$A_{2,t} = 37.330 + 0.65908 A_{2,t-1} + 1.3493 Z_t + 1.8018 PR_{t-1}$$

$$(15.12915) (0.1329003) (0.454531) (11.91062)$$

$$- 0.87018 LW_t + 0.52576 G + 2.5098$$

$$(0.3571674) (0.5647919) (1.020853) \quad 14$$

$$b = 0.5 (0.688507) \quad R^2 = 0.9903 \quad \alpha^2 = 4.9308 \quad Durbin-h = 0.00915$$

To obtain an efficient estimation, Equations 13 and 14 are estimated jointly using the SURE framework. Efficiency is improved if contemporaneous correlation of disturbances occurs. Breush and Pagan (1980) suggest a Lagrange Multiplier (LM) test for testing whether the variance-covariance matrix is diagonal. Using the LM test, the value of LM is lower than its critical value X_1^2 at any reasonable level of significance. On the basis of the LR value, it is also found that the value of the LR is less than the critical value of X_1^2 (see Table 1). These results suggest that it is sufficient to estimate the models separately rather than as a system of equations.

The results of joint estimation show that there are no major differences in results using MLE for single estimation and the SURE framework. The sign and magnitude of the coefficients are similar whether using the MLE or the SURE framework. Also, the value of the coefficient of determination (R^2) resulting from these two estimators is similar. Srivastava and Giles state that for

single estimation to be identical to joint estimation as a system contemporaneous correlation of the errors must be zero (19, 8). From contemporaneous correlation testing (as discussed before), this correlation does not exist or equals zero. Thus, it is not surprising that both the single equation MLE and SURE estimators yield similar results.

Testing of hypotheses

The state-owned supply model

Appendix (1) shows that the signs and magnitudes of coefficients on palm oil price, labour wages and the time trend do not coincide with the expectations in all of the alternative models. Thus, the choice of the preferred model on the basis of economic criteria is insufficient. It is also found that the coefficient of government policy and labour wages in most alternatives models are not significantly different from zero. On the basis of these findings, the LR test will be used to select the preferred state-owned supply model. The results of the LR test are presented in Table 2.

Looking at the LR value, there are three plausible models for explaining the variation in the palm oil supply from state-owned producers (see Table 2). On the basis of these results, it is necessary to test the unrestricted model by imposing three restrictions jointly on it. The results of these restrictions shows that the LR value is less than its critical Chi-Square value. This implies that three earlier models for analysing the behaviour of state-owned estates in response to economic and non-economic changes, are not sufficient. Thus, the preferred model is a model with three restrictions. That is,

$$A_{1,t} = 50.584 - 0.44439 Z_t - 14.014 PR_{t-1} + 0.09436 LW_t \quad (15)$$

$$b = 0.15(0.97257) \quad R^2 = 0.9875 \quad \alpha^2 = 2.2026 \quad DW = 1.6608$$

where asymptotic standard errors appear in parentheses.

Since Equation 15 is derived from Equations 1, 2 and 5, then using algebraic manipulation (8) the estimated state-owned estate supply equation is given by

$$A_{1,t}^S = 50.584 - 2.9626 PO_t^S - 14.014 PR_{t-1} + 0.09436 LW_t \quad (16)$$

$$A_{1,t} - A_{1,t-1} = 1 (A_{1,t}^S - A_{1,t-1}), \quad \text{and} \quad A_{1,t} = A_{1,t}^S \quad (17)$$

$$PO_t^S - PO_{t-1}^S = 0.05 (PO_{t-1} - PO_{t-1}^S) \quad (1.06257) \quad (18)$$

where asymptotic standard errors appear in parentheses.

Looking at Equations 13 and 16, the signs and magnitudes of the coefficients on the palm oil price, labour wages and time trend variables are inconsistent with *a priori* expectations. In terms of significance, all coefficients are significantly different from zero with the exception of labour wages. In addition, when instantaneous adjustment is imposed on the unrestricted model of state-owned supply, the LR value is less than its critical value. This means that lags in adjustment do not occur in state-owned estates.

The privateholder supply model

As well as in the state-owned supply model, several constraints are also imposed on the unrestricted supply model of privateholder estates in order to give alternative models. From these al-

ternatives, the best supply model of privateholder estates is selected on the basis of LR value. Table 3. depicts the results of hypothesis testing on supply the restrictions.

From Table 3., it appears that when government policy is imposed on the unrestricted model, the result is insignificant. This suggests that the government policy variable should be excluded from the model. From the estimation, it is found that LR value is less than critical Chi-Square value at 5 percent level of significance. Thus it is concluded that the preferred supply model for private estates is a model without a government policy variable.

That is,

$$\begin{aligned} A_{2t} &= -109.89 + 0.57427 A_{2t-1} + 1.0846 Z_t \\ (13.99408) &\quad (0.04804868) \quad (0.1371846) \\ \\ &- 6.7311 PR_{t-1} - 0.54428 LW_t + 4.9881, \\ (8.540497) &\quad (0.1955184) \quad (0.3457725) \end{aligned} \quad 19$$

$$b = 0.2(0.769636) \quad R^2 = 0.9902 \quad \alpha^2 = 4.7488 \quad Durbin-h = 0.6664$$

where an asymptotic standard error appears in parentheses.

Following the procedures in obtaining the estimated state-owned supply model, the estimated private supply model, including their partial adjustment and adaptive expectation equations, can also be obtained as follows:

$$\begin{aligned} A_{2t}^P &= -258.21134 + 12.73812 PO_t^* - 15.81073 PR_{t-1} \\ (100.11414) &\quad (4.98928) \quad (20.75788) \\ - 1.27846 LW_t &+ 11.71658, \\ (0.49072) &\quad (4.0933) \end{aligned} \quad 20$$

$$A_{2t} - A_{2t-1} = 0.42573 \quad (A_{2t} - A_{2t-1}) \\ (0.04804868) \quad 21$$

$$PO_t^* - PO_{t-1}^* = 0.20 \quad (PO_{t-1}^* - PO_{t-2}^*) \quad 22$$

where the number in parentheses represents an approximate standard error.

Looking at equations (14) and (20), it is clear that all coefficients have the expected signs and magnitudes. However, the coefficient for natural rubber price is not significantly different from zero. The possible reason for this finding is that natural rubber price might not be based on naive expectations, as hypothesised in this study (it could be in the form of adaptive expectations, or some other formats). On the basis of the Durbin-h value, serial correlation does not appear to be a problem in this preferred model. Thus, it is reasonable to use this model to explain variation in the supply of palm oil by privateholder estates.

Economic interpretation of the results

a. Lags in adjustment

Based on the results of equation (16), the coefficient on the lagged area variable is restricted to be equal to zero (or the coefficient of adjustment, h , is unity). This suggests that lags in adjustment in the palm oil area in state-owned do not occur. In other words, state growers in Indonesia are able to adjust their desired area instantaneously in response to economic and non-economic stimuli. An interesting result is that partial adjustment does occur for the privateholders. From equation (19), the coefficient of lagged area ($1-h$) for privateholder is 0.57427. Using this figure, the rate of adjustment can be calculated as follows:

$$\begin{aligned} (1-h) &= 0.57427 \\ h &= 1 - 0.57427 \\ &= 0.42573 \approx 0.43 \end{aligned}$$

This figure can be interpreted as private palm oil growers in Indonesia adjusting 43 percent of their desired change in the palm oil area in a single year in response to a change in the palm

oil price and other explanatory variables, *ceteris paribus*.

Following Kmenta and Jofrullah (16, 15), the length of time required for 95 percent adjustment in desired area can be calculated as follows:

$$\begin{aligned}(1 - h)^N &= (1 - 0.95) \\(0.57427)^N &= 0.05 \\N = \log(0.05) / \log(0.57427) &= 5.40106 \approx 5.4 \text{ years}\end{aligned}$$

This figure means that private estates require 5.4 years to complete 95 percent of area adjustment. This finding is reasonable since privateholders may not have access to new land or to sufficient credit, while the state-owned estates are unlikely to be constrained in this way.

b. Responses to palm oil and natural rubber prices

The coefficient of palm oil price for privateholders is highly significant. Its sign and magnitude are consistent with expectations. That is, the coefficient has a positive sign. This finding is not surprising since private estates are basically commercial in orientation and profit maximising firms. Thus, the hypothesis that palm oil price has a significant effect on the palm oil supply, has to be accepted.

The estimated coefficient of expected palm oil price for the government estate is surprising (see Equation 15). It has a negative sign and is significantly different from zero. This leads to rejection of the hypothesis that state-owned estates respond positively to palm oil prices. The negative sign implies that the state-owned estates may not behave 'rationally' with respect to changes in

palm oil price. This finding may be acceptable, for two reasons. First, the availability of palm oil is very important to stabilise the price of copra and to meet increasing demand of CPO for cooking oil and other industries. Thus, the government will increase its palm oil area - even though the price of palm oil decreases - in order to provide raw material for cooking oil and other industries even if it is irrational from a private commercial stand-point. Second, the government has been encouraged to search for alternative sources of oil to meet a rapid increase in vegetable oil consumption in Indonesia along with slow growth of coconut production. Palm oil is the best substitute source of oil since, compared to other vegetables, palm oil trees have relatively high productivity per hectare (18).

Equation (16) shows that the coefficient on the natural rubber price variable is not significant at any level of significance even though it has the expected negative sign. In terms of economic significance, the negative sign of the coefficient on the natural rubber price indicates that farmers will allocate their land for natural rubber when the price of natural rubber increases, *ceteris paribus*. Looking at a statistical result, this result implies that the price of natural rubber is not an important factor affecting farmers in decision making related to land allocation. However, these conclusions need to be reinterpreted. The fact that natural rubber price is not an important factor affecting privateholders in land allocation decisions, does not necessarily mean that natural rubber is not a competitive crop with palm oil. The DGE reports that the area of rubber under privateholders decreased approximately 20 percent whereas the palm oil area increased more than 700 percent during

the period of 1968 to 1989. Furthermore, this finding is still reasonable because palm oil and natural rubber investments are long-term investments. Farmers will wait to see whether increases in natural rubber prices are permanent or not before making decisions (8).

Equation 15 shows that the coefficient of natural rubber price in the state-owned supply model has the expected sign and is significant at the five percent level. This indicates that the state-owned growers behave rationally in response to changes in natural rubber price.

In order to measure responsiveness of palm oil area with respect to changes in palm oil price, short-run and long-run own-price elasticities of supply are estimated. It is also important to estimate cross-price elasticities for the short run and the long run in order to provide objective measures of palm oil producer responses to changes in the natural rubber price. The results of these estimations are presented in Table 4.

From Table 4., it can be concluded that the own-price elasticity of palm oil area is inelastic in the short run. The own-price elasticity of palm oil in the long run indicates some abnormalities, that is, the elasticity values are higher than expected. On the other hand, the short-run and the long-run cross-price elasticity of palm oil area with respect to changes in natural rubber price is the same and inelastic both for state-owned. For privateholder estates, the own- and cross-price elasticities of palm oil area are inelastic in the short run and elastic in the long run. It is necessary to be careful using these price elasticities for policy purposes. These elasticities are estimated at the mean values of the variables; they will be different at higher or lower values than the mean.

c. Responses to labour wages

The coefficients of labour wages for private-holders is significant at the 5 percent level. It also has the expected negative sign. These results suggest that palm oil growers, particularly privateholders, behave rationally in response to changes in labour wages. If the real price of labour increases, *ceteris paribus*, the growers will decrease area planted with palm oil. This result is not surprising since investment in palm oil estates is a long-term investment and labour wages are a significant portion of the costs of investment. Thus, growers will take account of the level of labour wages in their investment decisions.

The coefficient of labour wages for government estates is insignificant at any level of significance. It has a positive sign, which seems inappropriate. In statistical and economic terms, this result means that labour wages are not important variable for explaining the variation in government area of palm oil. However, this result is also reasonable for two reasons. The development of the palm oil industry in Indonesia is not only to fulfil the domestic demand of CPO for the cooking oil industry but also to provide job opportunities. For the government, the latter objective is relatively more important. Hence, even though the price of labour increases, the government will establish palm oil estates. Furthermore, the development of palm oil in Indonesia is integrated with the transmigration program (PIR-Trans), thus by expansion of the palm oil area, more people can be moved to less densely populated areas and this means that the population problem can be solved. Therefore, it is reasonable for the government to expand palm oil area even though labour wages increase.

Table 5. shows the estimated results of the labour-wages elasticity for the short run and the long run. From the estimates, the labour-wages elasticity of palm oil area for state-owned estates is inelastic both in the short run and the long run. However, for the private estates, the elasticity of palm oil supply with respect to changes in labour wages is inelastic in the short run and elastic in the long run.

d. Responses to government support

From the estimates presented in Equations 15 and 19, the coefficient on the variable representing government support has been excluded from the unrestricted model because this variable always gave an insignificant result (even though it has an expected positive sign) when included in the model. Therefore, the economic interpretation of government support will be based on Equations 13 and 14 for state-owned and privateholder respectively. From these equations, the government support variable has a sign that conforms with a *priori* expectation, but it is not significant. This result indicates that although the government has given support for palm oil development since 1978, this support did not significantly change the overall structure of the Indonesian palm oil industries. This finding also suggests that the government support represented by the dummy variable is not an important factor in explaining the variation in overall area of Indonesian palm oil. Thus, the hypothesis that government support has a positive effect in the development of palm oil plantation industries in Indonesia should be rejected.

However, in economic terms, this finding should be clarified carefully. From the data on area published by DGE, it is clear that there is significant change

in the area planted. DGE reports that in the beginning of the implementation of the NES Project, the palm oil area is dominated by the government estates, with 68 percent of total area, whereas privateholder and smallholder areas have 31 and one percent respectively. These figures changed dramatically by 1993. The privateholder has replaced the domination of state-owned estates in the area planted, that is, 43 percent of total palm oil area in Indonesia. Smallholders possess 33 percent whereas the remainder, 24 percent, was on state-owned estates. Hence, from this figure it can be concluded that government support is probably an important policy measure for developing the palm oil industry in Indonesia (11).

e. Technological change

As stated in research method, a time trend variable is included to represent technical change in the Indonesian palm oil industry. The estimated coefficient on the time trend in privateholder model is significantly different from zero at the one percent level and has a positive sign. This result shows that technological change has a significant effect on the privateholder area. It is difficult to interpret the effect of technological change on palm oil area since there is no evidence to support this finding. However, looking at the level of productivity, this result is not surprising since there is an increase in the level of productivity. CIC (1990) reports that the palm oil yield per hectare has increased 3.48 percent in total during the period of 1984 to 1989. During that period the productivity of the private estates was 4.01 tonnes/ha/year (7).

The negative sign on the trend variable in the state-owned estates is against all *a priori* expectations. In fact,

there is a research institute for palm oil established by state-owned estates to provide new technology for supporting development in the palm oil industry. CIC also reported that during the period of 1984 to 1989, the level of productivity of state-owned estates increased 4.92 % / year. Thus, it is difficult to interpret this finding and there is no specific explanation for it. One possible reason for this finding is that the government plantations have no incentive to improve productivity (7).

CONCLUSIONS AND POLICY IMPLICATIONS

The results of this study indicate that there are slightly different kinds of behaviour between of state-owned and private estates in response to economic and non-economic factors. However, it is not necessary to treat them differently in the implementation of policy measures. Treating both types of plantations equally will also lead to better competition between them and better development of palm oil industries in Indonesia.

The study indicates that there was a rapid increase in palm oil area in Indonesia during the period of this study. Results from this study confirm that the price of palm oil, labour wages and technological change are important factors influencing the area planted. Thus, the policy recommendations for achieving plantation development objectives (increasing farmers' income and providing jobs) should take account of these three factors.

The empirical results show that palm oil price significantly influences farmers' decision on area planted. This implies that the rapid expansion of palm oil area will be achieved if it is supported by an appropriate price policy. In fact, the price fixed by government does not

always gives the best results in stabilising prices. Thus, it is necessary to allow price formation to be based on market forces rather than being fixed by the government which lags behind market development. By allowing the price to be determined by market forces, the gap between domestic price and international market price can be decreased or eliminated. Hence, the palm oil producer will receive the most relevant price signals. Another recommendation related to price is the expansion of the palm oil market. Indonesia should not rely only on the traditional market for Indonesian palm oil, that is, the Economic Union. These recommendations are also relevant for achieving the other objectives of plantation development, i.e., increasing foreign exchange and Gross Domestic Product (GDP).

Imposing tariffs on imports to maintain the internal price of palm oil above import or world prices should be considered carefully. As a member of GATT, Indonesia should eliminate or reduce tariff and non-tariff barriers and increase market access. Thus, the implementation of a tariff on palm oil imports in Indonesia needs to be reviewed. As well as tariffs on imports, subsidies on palm oil exports to dispose of domestic surpluses of palm oil is likely to become a less relevant policy measure in the future. The best overall strategy would appear to be to increase the competitiveness of Indonesian palm oil in order to compete either with foreign palm oil or with other vegetable oil sources. Increasing the competitiveness of Indonesian palm oil can be achieved by increasing the quality of CPO, improving trade services and through vertical diversification.

This study has also revealed that technological change is another important factor influencing supply of palm

oil in Indonesia. One of implications of this result is that increases in palm oil area may be achieved by introducing new technology. Therefore, research and development of palm oil should be supported, particularly in terms of funding. At the present time, funding for palm oil research comes mainly from the government budget. With limits on the government budget on research and development, it is reasonable to look for research funds from the two main palm oil producers in Indonesia, state-owned and private estates. This can be done by imposing taxes on those producers. Thus, the continuity of research and development activities in palm oil can be

maintained.

Another relevant issue that should be considered is the result of the latest GATT round. As a member of GATT, Indonesia has to open its markets for agricultural commodities that compete with palm oil. Soybean, sunflower, rape-seed and palm oil from other countries will enter and compete with Indonesian palm oil in the domestic market. Thus, the Indonesian palm oil industry should be preparing by strengthening the production basis. This could include improving efficiency of production, standardisation of quality and ensuring continuity of supply.

ooOoo