FAKTOR-FAKTOR YANG MEMPENGARUHI PRODUKSI, KONSUMSI DAN HARGA BERAS SERTA INFLASI BAHAN MAKANAN

A. Husni Malian, Sudi Mardianto dan Mewa Ariani

Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian Jl. A. Yani 70 Bogor

ABSTRACT

Rice price policy is one of the important instruments in order to create national food security. The aims of this research are to analyze the impact of factors on production and consumption of rice, also the change of domestic rice price and food index. The secondary data, especially from BPS, Department of Agriculture and Bulog, is analyzed in quantitative way using econometrics model. The government's basis paddy price policy, which was determined by Inpres No. 9, 2002 can't be implemented effectively because government doesn't maintain the compatible supporting policy. Factors that influence the paddy production are last year paddy harvest area, rice import, price of urea-based fertilizer, real exchange value, and domestic rice price. Factors that influence the rice consumption are numbers of population, domestic rice price, last year rice import, domestic corn price and real exchange value. Factors that influence the domestic rice price are real exchange value, domestic corn price and basic rice price. In the mean time, factors that influence inflation, which is represented by the price changing of food index are the domestic rice price, real exchange value, excess demand of rice. basic rice price, world rice price and paddy total production. Low rice price policy is not suggested because in fact can't push industrial sector to compete in the world market. Policy of domestic paddy/rice price stability, which is oriented on increasing farmer's income, is the package of policy needed by farmer nowadays.

Key words: production, consumption, rice price, inflation, food, rice

ABSTRAK

Kebijakan harga gabah dan beras merupakan salah satu instrumen penting dalam menciptakan ketahanan pangan nasional. Makalah ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi produksi dan konsumsi beras, serta perubahan harga beras domestik dan indeks harga bahan makanan. Data yang digunakan adalah data sekunder yang bersumber dari BPS, Deptan dan Bulog yang dianalisis dengan menggunakan model ekonometrik. Hasil analisis menunjukkan bahwa kebijakan harga dasar gabah tidak akan efektif apabila tidak diikuti dengan kebijakan perberasan lainnya. Faktor determinan yang teridentifikasi memberikan pengaruh adalah: (1) Produksi padi dipengaruhi oleh luas panen padi tahun sebelumnya, impor beras, harga pupuk urea, nilai tukar riil dan harga beras di pasar domestik; (2) Konsumsi beras dipengaruhi oleh jumlah penduduk, harga beras di pasar domestik, impor beras tahun sebelumnya, harga jagung pipilan di pasar domestik, dan nilai tukar riil; (3) Harga beras di pasar domestik

FAKTOR-FAKTOR YANG MEMPENGARUHI PRODUKSI, KONSUMSI DAN HARGA BERAS SERTA INFLASI BAHAN MAKANAN A. Husni Malian, Sudi Mardianto, dan Mewa Ariani dipengaruhi oleh nilai tukar riil, harga jagung pipilan di pasar domestik dan harga dasar gabah; dan (4) Indeks harga kelompok bahan makanan dipengaruhi oleh harga beras di pasar domestik, nilai tukar riil, excess demand beras, harga dasar gabah, harga beras dunia dan total produksi padi. Kebijakan harga beras murah tidak dianjurkan, karena bukti-bukti empiris menunjukkan bahwa kebijakan ini telah menyengsarakan petani padi dan tidak mampu mendorong sektor industri untuk mampu bersaing di pasar dunia. Kebijakan stabilitas harga beras di pasar domestik yang berorientasi pada peningkatan pendapatan petani, merupakan paket kebijakan yang sangat diperlukan petani padi saat ini.

Kata kunci: produksi, konsumsi, harga beras, inflasi, bahan makanan, beras

PENDAHULUAN

Produksi padi di Indonesia pada tahun 2001 mencapai hampir 50,5 juta ton gabah kering giling (GKG), atau menurun sebesar 1,4 persen dibandingkan dengan tahun 2000 yang mencapai 51,2 juta ton. Berdasarkan angka ramalan II dari Badan Pusat Statistik (BPS, 2003), produksi padi tahun 2003 sebesar 51,4 juta ton atau meningkat sebesar 0,04 persen dibandingkan tahun 2002. Pola produksi padi yang fluktuatif tersebut memberikan indikasi bahwa berbagai upaya peningkatan produksi yang telah ditempuh selama ini belum menunjukkan hasil yang memuaskan.

Masalah utama yang dihadapi dalam peningkatan produksi padi adalah masih mengandalkan Pulau Jawa sebagai penghasil utama beras di Indonesia. Sampai saat ini sekitar 56 persen produksi padi berasal dari Pulau Jawa, sedangkan selebihnya dihasilkan oleh Pulau Sumatra (22%), Sulawesi (10%), Kalimantan (5%) dan pulau-pulau lainnya (7%). Dengan pola sebaran produksi seperti itu, maka Pulau Jawa masih tetap berperan sebagai penyangga produksi beras nasional.

Luas panen padi di Pulau Jawa selama 1998 - 2001 menunjukkan kecenderungan yang menurun. Data BPS (2002) menunjukkan bahwa luas panen padi di Pulau Jawa telah turun dari 5.752 ribu ha pada tahun 1998 menjadi 5.663 ribu ha pada tahun 2001. Hasil studi Surono (2001) menunjukkan bahwa hambatan utama peningkatan produksi padi di Pulau Jawa disebabkan oleh pertambahan penduduk yang tinggi yang menyebabkan peningkatan permintaan terhadap lahan perumahan dan infrastruktur, dan pengembangan industri yang terkonsentrasi di Pulau Jawa yang memiliki fasilitas infrastruktur yang lebih baik.

Dari sisi produksi, terdapat empat ciri utama usahatani padi di Pulau Jawa (Suryana *et al.*, 2001), yaitu: (1) Rata-rata skala penguasaan lahan usahatani padi hanya 0,30 ha; (2) Sekitar 70 persen petani padi (khususnya buruh tani dan petani skala kecil) termasuk golongan masyarakat miskin atau berpendapatan rendah; (3) Sekitar 60 persen petani padi adalah *net consumer*

beras; dan (4) Rata-rata pendapatan rumah-tangga petani padi dari usahatani padi hanya sekitar 30 persen dari total pendapatan keluarga petani. Dengan karakteristik usahatani seperti itu, diperlukan kebijakan yang tepat untuk meningkatkan pendapatan petani padi.

Surono (2001) menyatakan bahwa berbagai kebijakan dalam usahatani padi yang telah ditempuh pemerintah pada dasarnya kurang berpihak pada kepentingan petani. Hal ini terlihat dari: (1) Kebijakan tarif impor beras yang rendah, sehingga mendorong membanjirnya beras impor yang melebihi kebutuhan di dalam negeri; (2) Penghapusan subsidi pupuk yang merupakan sarana produksi strategis dalam usahatani padi; (3) Pemerintah masih menggunakan indikator inflasi untuk mengendalikan harga pangan, dengan menekan harga beras di tingkat perdagangan besar; dan (4) Teknologi pasca panen di tingkat petani sudah jauh tertinggal, sehingga tingkat rendemen dan kualitas beras yang dihasilkan terus menurun.

Dari sisi konsumsi, berbagai hasil penelitian menunjukkan bahwa kelompok petani kecil di Indonesia merupakan *net consumer* dalam usahatani padi. Ikhsan (2001) menyatakan bahwa setiap kenaikan harga beras sebesar 10 persen akan menyebabkan pertambahan penduduk miskin sebesar satu persen, atau lebih dari dua juta orang. Disamping itu, kenaikan harga beras mengandung tiga dimensi distribusi yang tidak diinginkan, yaitu: (1) Terjadinya transfer pendapatan dari penduduk luar Jawa kepada penduduk di Jawa; (2) Terjadinya transfer pendapatan dari penduduk kota ke pada penduduk di desa; dan (3) Terjadinya transfer pendapatan dari penduduk di provinsi miskin kepada penduduk di provinsi kaya, atau dari penduduk miskin ke pada penduduk kaya. Sebaliknya, penurunan harga gabah dan beras ternyata menimbulkan dilema bagi pemerintah, karena kenaikan harga pupuk telah meningkatkan biaya produksi di tingkat petani.

Aspek lain yang akan terpengaruh oleh perubahan harga beras adalah tingkat inflasi dan pengeluaran rumah tangga. Sampai saat ini pangsa rata-rata pengeluaran rumah tangga untuk konsumsi beras mencapai 27,6 persen (Harianto, 2001), sehingga kenaikan harga beras akan mempengaruhi konsumsi rumah tangga. Dampak terhadap pengeluaran konsumsi tersebut akan makin besar, karena terjadinya disparitas harga antar musim dan antar daerah. Dengan demikian, stabilitas harga beras di pasar domestik sangat diperlukan. Stabilisasi harga tersebut tidak hanya ditujukan terhadap konsumen dan pengendalian inflasi, tetapi juga sebagai pendorong produsen untuk tetap bergairah menanam padi.

Makalah ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi secara langsung dan tidak langsung terhadap produksi padi, konsumsi beras, harga beras di pasar domestik, dan perubahan indek harga bahan makanan.

METODE PENELITIAN

Model Analisis

Untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi produksi dan konsumsi beras, serta harga beras di pasar domestik dan perubahan indeks harga bahan makanan digunakan model ekonometrik. Sistem persamaan simultan yang dikembangkan dalam penelitian ini dapat dirumuskan sebagai berikut:

Luas Panen Padi :
$$HPD_t = f(PBD_t, CUP_t, PUR_t, MBR_t, HPD_{t-1}) \dots (1)$$

(+) (+) (-) (-) (+)

Produktivitas Padi :
$$YPD_t = f(PBD_t, TUR_t, IPS_t, YPD_{t-1})$$
 (2)
(+) (+) (+) (+)

Produksi Padi :
$$TPD_t = HPD_t * YPD_t$$
(3)

Impor Beras :
$$MBR_t = f(PBD_t, PBW_t, RER_t, TPD_t, MBR_{t-1})$$
 (4)
(+) (-) (-) (-) (+)

Konsumsi Beras :
$$CBR_t = f(POP_t, PBD_t, PJG_t, CBR_{t-1})$$
 (5)
(+) (-) (+) (+)

Harga Beras Domestik :
$$PBD_t = f(HDG_t, PBW_t, PJG_t, RER_t, TPD_t) \dots (6)$$

 $(+) (+) (+) (+) (-)$

Inflasi :
$$\triangle IBM_t = f(\triangle PBD_t, EDB_t, RER_t)$$
 (7)
(+) (+) (+)

di mana:

HPD = Luas panen padi (ha);

YPD = Produktivitas padi (kw/ha):

TPD = Total produksi padi (ton);

MBR = Impor beras (ton);

CBR = Konsumsi beras (ton);

 $\Delta IBM = Perubahan indek harga bahan makanan;$

HDG = Harga dasar gabah (Rp/kg);

PBD = Harga beras di pasar domestik (Rp/kg);

 ΔPBD = Perubahan harga beras di pasar domestik (Rp/kg);

PBW = Harga beras dunia kualitas Thai 15% *broken* fob Bangkok (US

\$/ton):

PJG = Harga jagung pipilan di pasar domestik (Rp/kg);

CUP = Total kredit usahatani padi (milyar Rp);

PUR = Harga pupuk Urea (Rp/kg);

TUR = Total penggunaan pupuk Urea dalam usahatani padi (kg/ha):

IPS = Proporsi luas areal intensifikasi padi sawah (%);

RER = Nilai tukar riil (Rp/US \$);

POP = Jumlah penduduk (juta orang); EDB = Excess demand beras (ton);

Pendugaan Model Empiris dan Uji Statistik

Sistem persamaan simultan yang dibangun dan dikembangkan dalam penelitian ini diduga dengan menggunakan metode Two-stage Least Squares (2SLS), karena metode ini dapat mengatasi timbulnya bias simultan. Secara lebih rinci, pilihan terhadap metode 2SLS dibandingkan dengan metode lainnya disebabkan oleh: (1) Penerapan sistem persamaan simultan dengan metode Ordinary Least Squares (OLS) akan menghasilkan koefisien yang bias, karena terjadi korelasi antara error term dengan peubah endogen yang ada di sisi kanan persamaan; (2) Dengan metode Instrumental Variables (IV) masalah tersebut dapat diatasi dan menghasilkan koefisien yang tidak bias, tetapi koefisien yang diperoleh tidak efisien karena terdapat lebih dari satu informasi; dan (3) Beberapa peubah dalam penelitian ini diperoleh melalui estimasi, sehingga memiliki potensi kesalahan pengukuran. Jika menggunakan metode 3SLS (Three-stage Least Squares), kesalahan spesifikasi dari satu persamaan akan merembet ke persamaan lain, sehingga koefisien yang diperoleh dari semua persamaan akan bias (Koutsoyiannis, 1981; Judge et al., 1985; Intriligator et al., 1996).

Untuk mengetahui validitas model yang digunakan, serta mengevaluasi persamaan yang diduga akan dilakukan beberapa uji statistik, yaitu:

Uji Stationary

Model penelitian ini merupakan suatu model yang menganalisis data deret waktu (*time series*). Data deret waktu umumnya bersifat non-stasioner dan diperoleh melalui proses *random walk*. Persamaan regresi yang menggunakan peubah-peubah yang non-stasioner akan mengarah kepada hasil yang palsu (*spurious*).

Dalam mengembangkan model deret waktu perlu dibuktikan, apakah proses stokastik yang menghasilkan data tersebut dapat diasumsikan tidak bervariasi karena waktu. Jika proses stokastik tetap dari waktu ke waktu, yang berarti prosesnya *stationary*, maka dapat disusun suatu model dengan persamaan yang menghasilkan koefisien tetap yang dapat diduga dari data waktu yang lalu.

Untuk membuktikan hal tersebut, diperlukan uji *unit root* terhadap Y_t yang tumbuh dari waktu ke waktu, dengan menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF):

$$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_i$$
 (8)

di mana $\Delta y_t = Y_t - Y_{t-1}$. Pengujian ini dilakukan dengan menggunakan Tabel Distribusi F untuk $(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$ yang dikembangkan oleh Dickey dan Fuller (1981), sebagaimana dikutip oleh Thomas (1997).

Uji Ko-integrasi

Suatu kombinasi peubah yang bersifat non-stasioner dan diperoleh melalui proses $random\ walk$ dapat membentuk kombinasi linear, di mana bentuk hubungan dari peubah-peubah itu selalu beriringan secara tetap (tidak saling menjauh atau mendekat). Untuk kasus dua peubah x_t dan y_t yang non-stasioner, maka persamaan :

$$Z_{t} = x_{t} - \lambda \quad y_{t} \quad (9)$$

adalah *stationary*, di mana λ merupakan parameter ko-integrasi. Dalam kasus ini, x_t dan y_t terintegrasi pada ordo pertama (*first-order cointegrated*), sehingga deret-deret Δx_t dan Δy_t yang dideferensiasi pertama adalah *stationary*.

Untuk menguji adanya ko-integrasi antara \boldsymbol{x}_t dan \boldsymbol{y}_t , maka dari persamaan:

$$x_t = \alpha + \beta \quad y_t + \varepsilon_t$$
 (10)

perlu di uji apakah residual dugaan (e_t) adalah *stationary*. Pengujian dilakukan dengan menggunakan statistik *Durbin-Watson* (D-W), yaitu:

D-W =
$$\frac{\sum (e_t - e_{t-1})^2}{\sum (e_t)^2}$$
 (11)

 e_t dikatakan non-stasioner, apabila nilai harapan ($e_t - e_{t-1}$) adalah 0, sehingga statistik D-W = 0. Nilai kritis untuk uji D-W = 0 pada tingkat signifikansi satu persen adalah 0,511 (Pindyck dan Rubinfeld, 1991; Thomas, 1997).

Mekanisme Koreksi Kesalahan

Suatu persamaan regresi yang diperoleh dari peubah yang berkointegrasi hanya menggambarkan terjadinya hubungan keseimbangan jangka panjang. Namun dalam jangka pendek mungkin tidak terjadi keseimbangan, sehingga *error term* dalam persamaan (10) dapat diperlakukan sebagai "galat keseimbangan". Penggunaan *error term* untuk melihat perilaku jangka pendek terhadap nilai jangka panjang ini dikenal dengan Mekanisme Koreksi Kesalahan (*Error Correction Mechanism* = ECM).

Model sederhana dari ECM adalah:

$$\Delta x_{t} = \alpha + \beta \Delta y_{t} + \gamma \epsilon_{t-1} + \mu_{t}$$
 (12)

di mana Δ menunjukkan diferensiasi pertama, ϵ_{t-1} adalah *lag* satu periode dari *error term* dalam persamaan (10) dan μ_t adalah *error term* dari persamaan (12).

Dalam model dengan prinsip ECM ini, Δy_t menunjukkan gangguan jangka pendek peubah y, dan koreksi kesalahan $\epsilon_{t\text{-}1}$ menunjukkan penyesuaian ke arah keseimbangan jangka panjang. Jika γ signifikan secara statistik, maka proporsi ketidakseimbangan x dalam suatu periode akan dikoreksi pada periode yang akan datang.

Standarisasi Koefisien

Untuk menganalisis pengaruh langsung dari setiap koefisien regresi dalam persamaan perilaku, dilakukan standarisasi koefisien (*standardized coefficients*) dengan rumus sebagai berikut (Pindyck dan Rubinfeld, 1991):

$$\hat{\beta}_{j}^{*} = \hat{\beta}_{j}^{\circ} - \frac{s_{\chi_{j}}}{\cdots}$$

$$s_{\gamma}$$
(13)

di mana:

 $\hat{\beta}_{i}^{\star}$ = koefisien baku dari X_i terhadap Y;

 $\beta_j \ = \ parameter \ dugaan \ dari \ peubah \ X_j;$

 s_{Xj} = standard deviation dari peubah bebas X_j ;

 $s_Y = standard deviation dari peubah tidak bebas Y.$

Pengaruh tidak langsung diperoleh dengan mengalikan koefisien baku mutlak (absolute standardized coefficients) dari setiap peubah yang saling berkaitan, sesuai dengan model sistem persamaan simultan yang dibangun

FAKTOR-FAKTOR YANG MEMPENGARUHI PRODUKSI, KONSUMSI DAN HARGA BERAS SERTA INFLASI BAHAN MAKANAN *A. Husni Malian, Sudi Mardianto, dan Mewa Ariani* dalam penelitian ini. Koefisien-koefisien yang memiliki nilai baku mutlak paling tidak 0,10 dianggap memberikan pengaruh langsung, tidak langsung atau total, mengikuti batasan yang digunakan oleh Ghozali (2000).

Pengaruh langsung dan tidak langsung dari peubah-peubah dalam sistem persamaan simultan terhadap peubah-peubah endogen, dihitung dari model jalur satu arah (*recursive path*). Sesuai dengan tujuan penelitian, model jalur satu arah yang akan dibahas dalam penelitian ini dibatasi pada empat peubah endogen, yaitu luas panen padi sebagai representasi dari produksi, konsumsi beras, harga beras di pasar domestik dan perubahan indeks bahan makanan sebagai representasi dari inflasi.

Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data tahunan dari tahun 1970-2002, dengan menggunakan harga dan biaya konstan 1993. Sumber data utama berasal dari Badan Pusat Statistik (BPS), Departemen Pertanian, dan Bulog.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Dampak Kebijakan Insentif Dalam Produksi Padi

Kebijakan insentif terhadap komoditas padi atau beras sampai saat ini masih memiliki arti yang sangat strategis, mengingat peranannya dalam sektor pertanian dan perekonomian Indonesia masih cukup besar. Ada tiga indikator yang dapat digunakan untuk menilai peranan tersebut, yaitu: (1) Permintaan terhadap komoditas beras terus meningkat seiring dengan pertambahan jumlah penduduk. Kasryno *et al.*, (2001) memperkirakan bahwa laju permintaan beras di Indonesia sebesar 2,3 persen/tahun; (2) Kemampuan komoditas ini dalam menciptakan kesempatan kerja masih cukup besar. Hasil penelitian FEM-IPB (2003) menunjukkan bahwa usahatani padi mampu menciptakan kesempatan kerja yang mencapai 10 persen dari tenaga kerja yang diserap oleh sektor pertanian; dan (3) Kontribusi pendapatan agregat komoditas padi terhadap PDB (Produk Domestik Bruto) Sektor Pertanian masih tinggi, misalnya pada tahun 1997 mencapai sekitar 27 persen.

Berbeda dengan produk industri yang menjadi komoditas andalan ekspor dan pengumpul devisa, kebijakan insentif terhadap komoditas padi makin dikurangi, khususnya setelah Indonesia mengalami krisis ekonomi sejak tahun 1997. Meskipun bukti empiris menunjukkan bahwa penghapusan subsidi pupuk dan penerapan tarif impor beras yang rendah telah menurunkan pendapatan petani produsen, tetapi para pengambil kebijakan ekonomi tetap mengikuti saran IMF (*International Monetary Fund*) untuk tidak menaikkan harga beras dalam kondisi perekonomian yang berada dalam taraf pemulihan.

Masalah tersebut makin diperparah dengan peningkatan proteksi oleh negaranegara produsen beras dunia, sehingga beras yang dihasilkan oleh petani Indonesia tidak mampu bersaing dengan beras impor di negerinya sendiri. Fenomena tersebut sesuai dengan hasil penelitian Gibson *et al.*, (2001) yang menyatakan bahwa proteksi yang dilakukan oleh suatu negara telah menyebabkan petani di negara itu mendapatkan keuntungan dari hambatan perdagangan yang diterapkan, sementara petani di negara lainnya mengalami kerugian akibat penurunan harga.

Secara umum, ada tiga kebijakan yang telah dilakukan pemerintah untuk mendorong peningkatan produksi padi di Indonesia, yaitu: (1) Kebijakan harga dasar yang ditempuh pemerintah sejak tahun 1969 dan masih berlangsung sampai sekarang; (2) Kebijakan subsidi harga sarana produksi yang ditujukan untuk merangsang petani meningkatkan mutu intensifikasi. Namun sejak 1 Desember 1998, pemerintah telah menghapuskan subsidi pupuk yang telah diberikan selama lebih dari tiga dasawarsa, sehingga harga pupuk di tingkat petani menunjukkan peningkatan; dan (3) Kebijakan tarif impor beras yang diberlakukan sejak 1 Januari 2000 sebesar Rp. 430/kg, sebagai respons pemerintah dari penurunan harga beras di pasar dunia dan penguatan nilai tukar rupiah.

Berbagai hasil penelitian menunjukkan bahwa faktor penting di belakang peningkatan produksi padi selama tiga Pelita adalah karena peran insentif harga dasar dan subsidi harga pupuk yang memberi kontribusi sebesar 40 persen. Sementara itu, faktor-faktor lain seperti benih unggul, irigasi dan peningkatan pengetahuan petani secara bersama-sama memberikan kontribusi sebesar 60 persen bagi peningkatan produksi padi. Hal ini dapat dilihat dari dinamika produksi padi selama 1970-2003.

Produksi padi di Indonesia meningkat dengan laju yang makin besar sampai Indonesia mencapai swasembada beras pada tahun 1984, namun setelah itu menunjukkan penurunan. Dalam periode 1970-1974, produksi padi menunjukkan penurunan dengan laju 2,55 persen/tahun. Penurunan ini sebagian besar disebabkan oleh terjadinya penurunan produktivitas yang mencapai 3,54 persen/tahun (Tabel 1). Setelah itu produksi padi terus meningkat, dengan laju 4,23 persen/tahun pada periode 1975-1979 dan 6,54 persen/tahun pada periode 1980-1984. Laju peningkatan produksi padi ini sebagian besar merupakan kontribusi dari kenaikan produktivitas, berupa terobosan teknologi biologi dan kimia (Revolusi Hijau). Sementara itu, peran peningkatan luas areal panen hanya sebesar 23 persen pada periode 1975-1979 dan 33 persen pada periode 1980-1984. Peningkatan luas areal panen yang ditempuh melalui pembangunan prasarana irigasi dan perluasan areal ini umumnya berlangsung di luar Pulau Jawa yang memiliki tingkat kesuburan tanah yang lebih rendah.

Dalam periode 1985-1989 produksi beras masih meningkat dengan laju 3,49 persen/tahun, namun dalam periode berikutnya (1990-1996) peningkatan

produksi hanya sebesar 2,15 persen/tahun. Dengan laju permintaan beras di dalam negeri sebesar 2,3 persen/tahun (Kasryno *et al.*, 2001), Indonesia kembali menjadi importir beras terbesar sejak tahun 1995 dengan volume impor mencapai lebih dari 3,0 juta ton. Penurunan laju peningkatan produksi padi di Indonesia ini terkait dengan mandegnya terobosan teknologi baru, sehingga selama periode 1990-1996 kontribusi produktivitas sebagai sumber pertumbuhan produksi menurun menjadi 21 persen.

Selama masa dan pasca krisis ekonomi di Indonesia (1997-2003) laju peningkatan produksi hanya 0,68 persen/tahun, di mana kontribusi peningkatan luas areal mencapai 70 persen dan peningkatan produktivitas hanya sebesar 30 persen. Gambaran kontribusi peningkatan luas areal panen yang besar ini cukup mengkhawatirkan, karena selama periode 1997-2003 pemerintah relatif tidak melakukan investasi baru untuk membangun jaringan irigasi atau pencetakan sawah baru.

Tabel 1. Perkembangan Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Padi serta Kontribusi Peningkatan Luas Panen dan Produktivitas di Indonesia, 1970-2003

Tahun	Luas panen (ha)	Produksi (ton)	Produktivitas (ton/ha)
Rata-rata			
1970-1974	8.275.129	24.193.227	2,93
1975-1979	8.591.231	24.206.590	2,82
1980-1984	9.260.282	33.889.862	3,66
1985-1989	10.094.540	41.047.931	4,06
1990-1996	10.928.244	47.682.181	4,36
1997	11.140.594	49.377.054	4,43
1998	11.730.325	49.236.692	4,20
1999	11.963.204	50.866.387	4,25
2000	11.793.475	51.179.412	4,34
2001	11.494.441	50.460.782	4,39
2002	11.530.675	51.379.103	4,46
2003	11.464.411	51.399.631	4,48
Laju (%)			
1970-1974	1,21 (25%)	-2,55	-3,54 (75%)
1975-1979	0,95 (23%)	4,23	3,25 (77%)
1980-1984	2,12 (33%)	6,54	4,39 (67%)
1985-1989	1,54 (45%)	3,49	1,91 (55%)
1990-1996	1,69 (79%)	2,15	0,44 (21%)

Jurnal Agro Ekonomi, Volume 22 No.2, Oktober 2004 : 119 - 146

1997-2003 0.51 (70%) 0.68 0.22 (30%)

Keterangan: angka di dalam tanda kurung menunjukkan kontribusi dalam peningkatan produksi.

Kebijakan peningkatan produktivitas melalui terobosan teknologi baru, investasi pembangunan prasarana irigasi, subsidi dan pengadaan sarana produksi (benih unggul, pupuk dan pestisida), kebijakan harga dan tata-niaga beras, serta penyediaan kredit bersubsidi; merupakan faktor-faktor utama yang menyebabkan Indonesia mencapai swasembada beras pada tahun 1984 (Rosegrant *et al.*, 1998). Namun, selama masa dan pasca krisis ekonomi semua kebijakan tersebut terhenti, karena pemerintah tidak memiliki dana yang cukup. Dengan demikian, apabila pemerintah ingin meningkatkan produksi padi sampai derajad *on trend* seperti yang pernah dicapai pada periode 1987-1993, maka peluang yang harus dimanfaatkan adalah melakukan re-orientasi program peningkatan produksi melalui kebijakan peningkatan produktivitas.

Hasil Analisis Stationary

Dalam tahap awal, dilakukan uji stasioner terhadap semua peubah yang termasuk dalam sistem persamaan simultan. Pengujian ini merupakan keharusan bagi model yang menggunakan data deret waktu (*time series*), karena data tersebut dicurigai atau dikhawatirkan bersifat non-stasioner dan diperoleh melalui proses *random walk*. Persamaan regresi yang menggunakan peubah-peubah yang non-stasioner akan mengarah ke hasil yang palsu (*spurious*) (Pindyck dan Rubinfeld, 1991; Intriligator *et al.*, 1996; Thomas, 1997).

Dari uji stasioner dengan menggunakan *ADF test* terlihat hanya 9 peubah yang stasioner, yaitu MBR, ΔIBM, ΔPBD, PJG, CUP, PUR, TUR, IPS dan EDB. Sedangkan 9 peubah lainnya non-stasioner, dan peubah-peubah itu baru stasioner pada perbedaan waktu ordo pertama (Tabel 2). Adanya peubah-peubah yang non-stasioner dalam sistem persamaan simultan dapat mengarahkan hasil regresi yang palsu, karena uji signifikansi konvensional seringkali mengindikasikan adanya hubungan antar peubah, meskipun dalam kenyataannya hubungan itu tidak ada. Sebagai jalan keluarnya perlu dilihat, apakah peubah-peubah yang bersifat non-stasioner dalam setiap persamaan memiliki kombinasi linier atau ko-integrasi, sehingga kombinasi linier dari peubah-peubah itu bersifat stasioner.

Dalam melakukan evaluasi terhadap kemungkinan terjadinya kointegrasi pada setiap persamaan perilaku digunakan statistik D-W, yang dibandingkan dengan nilai kritis 0,511. Hasil analisis menunjukkan bahwa statistik D-W yang diperoleh berkisar antara 1,90-2,44 (Tabel 3), yang berarti terjadi ko-integrasi dalam semua persamaan perilaku.

Hasil analisis yang dilakukan terhadap persamaan regresi yang peubahpeubahnya berkointegrasi hanya berlaku untuk jangka panjang (*long-run period*). Hasil analisis ini tidak dapat menangkap kemungkinan terjadinya ketidakseimbangan dalam jangka pendek (short-run period), sehingga diperlukan analisis lain yang dapat menjelaskan ketidakseimbangan tersebut. Alat analisis itu adalah Error Correction Mechanism (ECM), yang memperlakukan suku error term dari persamaan itu (persamaan jangka panjang) sebagai "galat keseimbangan" yang dimasukkan dalam model. Sedangkan untuk peubah-peubah lainnya digunakan observasi dari perbedaan waktu ordo pertama, karena semua persamaan dalam sistem persamaan simultan secara linier berkointegrasi.

Tabel 2. Hasil Uji Stasioner dengan *Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test* terhadap Setiap Peubah dalam Sistem Persamaan Simultan, 1970-2002

	Statistik ADF ¹⁾				
Peubah	f (0)	f (1)			
Endogen	·				
HPD_t	-0,6157 (NS)	-9,3176 (S)			
YPD _t	-1,5686 (NS)	-2,7715 (S)			
TPD _t	-1,1383 (NS)	-5,4080 (S)			
MBR _t	-3,0485 (S)	-9,4782 (S)			
CBR _t	-1,0481 (NS)	-8,7979 (S)			
PBD_t	-1,8148 (NS)	-3,8638 (S)			
ΔIBM_{t}	-3,9889 (S)	-7,4049 (S)			
Eksogen					
HDG_t	-1,9365 (NS)	-4,9090 (S)			
ΔPBD_t	-3,9226 (S)	-7,6037 (S)			
PBW _t	-1,7169 (NS)	-5,8724 (S)			
PJG _t	-2,2946 (S)	-4,4644 (S)			
CUP _t	-3,4385 (S)	-6,0571 (S)			
PUR_t	-2,3993 (S)	-5,0967 (S)			
TUR _t	-2,6129 (S)	-4,1361 (S)			
IPS _t	-2,8982 (S)	-5,8537 (S)			
RER _t	-0,9995 (NS)	-3,6485 (S)			
POP_t	-0,0362 (NS)	-3,5512 (S)			
EDB _t	-2,2883 (S)	-12,3481 (S)			

Keterangan: 1) Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test.

f (k) = Ordo autokorelasi;

 $(NS) = H_0$ diterima pada taraf 5 persen (Non-Stasioner);

(S) = H_0 ditolak pada taraf 5 persen (Stasioner).

Tabel 3. Hasil Uji Ko-integrasi dengan Statistik D-W terhadap Setiap Persamaan dalam Sistem Persamaan Simultan, 1970-2002

Peubah endogen	Predetermined variable dan peubah endogen	Statistik D-W 1)
HPD _t	PBD _t , CUP _t , PUR _t , MBR _t , HPD _(t-1)	2,11 (C)
YPD_t	PBD _t , TUR _t , IPS _t , YPD _(t-1)	2,44 (C)
MBR _t	PBD _t , PBW _t , RER _t , TPD _t , MBR _(t-1)	2,03 (C)
CBR _t	POP _t , PBD _t , PJG _t , CBR _(t-1)	2,16 (C)
PBD_t	HDG _t , PBW _t , PJG _t , RER _t , TPD _t	1,90 (C)

Jurnal Agro Ekonomi, Volume 22 No.2, Oktober 2004 : 119 - 146

Keterangan:

1) Uji Ko-integrasi :

 $(NC) = H_0$ diterima pada taraf 1 persen (Non-kointegrasi);

(C) = H₀ ditolak pada taraf 1 persen (Ko-integrasi).

Pengaruh Langsung dan Tidak Langsung

Hasil empiris pendugaan sistem persamaan simultan dalam jangka panjang setelah menambahkan peubah instrumen *autoregressive* (AR) memberikan statistik D-W yang berkisar antara 2,08-2,43, yang berarti masalah serial korelasi pada ordo pertama (*first-order serial correlation*) telah dapat diatasi. Dengan demikian, hasil analisis yang diperoleh terhindar dari *spurious regression* (Intriligator *et al.*, 1996; Thomas, 1997).

Koefisien determinasi (R²) yang diperoleh dari analisis jangka panjang untuk setiap persamaan perilaku berkisar antara 0,45-0,99. Persamaan perilaku yang memberikan R² yang kecil adalah persamaan MBR (impor beras) sebesar 0,45. Kecilnya R² untuk persamaan ini terkait dengan kebijakan monopoli impor beras yang diberikan kepada Bulog sampai tahun 1998, sehingga impor beras dapat dikendalikan dan pengaruh harga beras di pasar dunia dan pasar domestik dapat dikurangi.

Hasil pendugaan dalam jangka pendek dengan prinsip ECM dan metode 2SLS juga memberikan hasil yang cukup baik. Koefisien R^2 yang diperoleh berkisar antara 0,41-0,85 dan statistik D-W antara 1,30-2,24. Koefisien R^2 yang kecil ini berkaitan dengan data yang digunakan adalah data perbedaan waktu ordo pertama (*first order differentiation*), di mana data tersebut memiliki sifat yang hampir serupa dengan data *cross section*. Dengan sifat data seperti itu, maka koefisien R^2 yang lebih besar dari 0,30 dipandang telah cukup memadai.

Berikut ini akan dibahas setiap persamaan perilaku yang terkait dengan produksi, konsumsi dan harga beras, serta perubahan indeks harga bahan makanan.

Luas Panen Padi

Luas panen padi merupakan agregasi dari luas panen padi sawah dan luas panen padi ladang. Dalam persamaan perilaku luas panen padi (HPD), diperoleh koefisien R^2 dan statistik D-W untuk analisis jangka panjang sebesar 0,95 dan 2,24; sedangkan untuk analisis jangka pendek sebesar 0,41 dan 2,24 (Lampiran 1 dan 2). Tanda yang diperoleh untuk analisis jangka panjang yang tidak sesuai dengan harapan adalah total kredit usahatani padi (CUP) dan impor beras (MBR), sementara untuk analisis jangka pendek adalah perubahan impor beras (Δ MBR). Namun peubah tersebut memiliki *probability* yang besar, sehingga secara statistik tidak akan memberikan pengaruh terhadap hasil analisis dalam jangka panjang dan jangka pendek.

Dari hasil analisis yang disajikan dalam Lampiran 1 dan 2 terlihat bahwa luas panen padi (HPD) dalam jangka panjang secara signifikan dipengaruhi oleh luas panen padi tahun sebelumnya (HPD_(t-1)). Sedangkan dalam jangka pendek, tidak ada peubah eksogen yang mempengaruhi luas panen padi. Disamping itu, dalam jangka pendek terjadi proses penyesuaian mengikuti koreksi kesalahan sendiri (*auto error correction*), dengan koefisien sebesar -0,91. Dengan demikian, luas panen padi dalam jangka pendek akan mengalami perubahan, apabila peubah-peubah eksogen secara bersama-sama berubah dari titik keseimbangannya. Ketidakseimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian luas panen padi dalam jangka pendek pada tahun berikutnya.

Hasil analisis dalam Tabel 4 menunjukkan bahwa peubah-peubah yang memberikan pengaruh langsung terhadap produksi padi yang direpresentasikan dengan luas panen padi (HPD) adalah *lagged* luas panen padi tahun sebelumnya (HPD_(t-1)) dengan koefisien baku mutlak 0,88; harga pupuk Urea (PUR) dengan koefisien baku mutlak 0,15; dan impor beras (MBR) dengan koefisien baku mutlak 0,12. Sementara itu, peubah-peubah yang memberikan pengaruh tidak langsung terhadap luas panen padi (HPD) adalah nilai tukar riil (RER) dengan koefisien baku mutlak 0,14 dan harga beras di pasar domestik (PBD) dengan koefisien baku mutlak 0,11. Dengan demikian, peubah-peubah yang memberikan pengaruh total terhadap luas panen padi adalah *lagged* luas panen padi tahun sebelumnya (HPD_(t-1)) dengan koefisien baku mutlak 0,88; harga pupuk Urea (PUR) dengan koefisien baku mutlak 0,14; harga beras di pasar domestik (PBD) dengan koefisien baku mutlak 0,13; dan impor beras (MBR) dengan koefisien baku mutlak 0,12.

Tabel 4. Pengaruh Langsung, Tidak Langsung dan Total dari Peubah-peubah dalam Sistem Persamaan Simultan terhadap Luas Panen Padi (HPD), 1970-2002.

Predetermined variable -	Nilai koefisien baku mutlak				
	Pengaruh	Pengaruh	Pengaruh		
dan peubah endogen	Langsung	Tidak Langsung	Total		
PBD _t	0,0290	0,1055	0,1345		
CUP _t	0,0043	-	0,0043		

PUR_t	0,1535	-	0,1535
MBR_t	0,1155	-	0,1155
$HPD_{(t-1)}$	0,8772	-	0,8772
HDG_t	-	0,0399	0,0399
PBW_t	-	0,0345	0,0345
RER _t	-	0,1356	0,1356

Pengaruh tidak langsung dari harga beras di pasar domestik (PBD), bersama-sama dengan harga beras dunia (PBW) dan nilai tukar riil (RER) akan mempengaruhi impor beras (MBR), yang selanjutnya mempengaruhi luas panen padi (HPD). Sementara itu, pengaruh tidak langsung dari nilai tukar riil (RER) bersama-sama dengan harga beras dunia (PBW) dan harga dasar gabah (HDG) akan mempengaruhi harga beras di pasar domestik (PBD), dan bersama-sama dengan harga dasar gabah (HDG) akan mempengaruhi harga pupuk Urea (PUR) yang pada gilirannya akan berpengaruh terhadap luas panen padi (HPD) (lihat Gambar 1).

Besarnya pengaruh perubahan nilai tukar riil (RER) terhadap impor beras (MBR) bersifat elastis dengan angka elastisitas sebesar -1,45, sedangkan pengaruh harga beras di pasar domestik (PBD) terhadap nilai tukar riil (RER) bersifat in-elastis dengan angka elastisitas sebesar 0,22. Dengan demikian, penguatan nilai tukar riil (RER) sebesar 10 persen akan meningkatkan impor beras (MBR) sebesar 14,5 persen dan menurunkan harga beras di pasar domestik (PBD) sebesar 2,2 persen. Implikasi ekonomi dari hasil analisis ini adalah perlunya proteksi yang lebih besar terhadap harga beras di pasar domestik, karena pemulihan ekonomi (*economic recovery*) akan memberikan dampak terhadap penguatan nilai tukar rupiah.

Konsumsi Beras

Konsumsi beras merupakan agregasi dari konsumsi beras di pedesaan dan perkotaan di seluruh Indonesia. Persamaan perilaku konsumsi beras (CBR) menghasilkan koefisien R² dan statistik D-W sebesar 0,97 dan 2,24 untuk analisis jangka panjang, serta 0,56 dan 1,94 untuk analisis jangka pendek (Lampiran 1 dan 2). Tanda yang diperoleh untuk analisis jangka panjang dan jangka pendek sesuai dengan yang diharapkan.

Dari hasil analisis yang disajikan dalam Lampiran 1 dan 2 terlihat bahwa konsumsi beras (CBR) dalam jangka panjang secara signifikan dipengaruhi oleh jumlah penduduk (POP), harga beras di pasar domestik (PBD), harga jagung pipilan di pasar domestik (PJG) dan konsumsi beras tahun sebelumnya (CBR $_{(t-1)}$). Sedangkan dalam jangka pendek, perubahan konsumsi beras (Δ CBR) dipengaruhi oleh perubahan jumlah penduduk (Δ POP) dan perubahan konsumsi beras tahun sebelumnya (Δ CBR $_{(t-1)}$). Disamping itu, dalam jangka pendek juga terjadi proses penyesuaian mengikuti koreksi kesalahan sendiri, dengan koefisien sebesar -1,56. Dengan demikian, konsumsi beras dalam

jangka pendek akan mengalami perubahan, apabila jumlah penduduk (Δ POP) berubah dari titik keseimbangannya. Ketidakseimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian konsumsi beras dalam jangka pendek pada tahun berikutnya.

Peubah-peubah yang memberikan pengaruh langsung terhadap konsumsi beras (CBR) adalah jumlah penduduk (POP) dengan koefisien baku mutlak 0,59; *lagged* impor beras tahun sebelumnya (CBR_(t-1)) dengan koefisien baku mutlak 0,40; harga beras di pasar domestik (PBD) dengan koefisien baku mutlak 0,18 dan harga jagung pipilan di pasar domestik (PJG) dengan koefisien baku mutlak 0,14. Sedangkan peubah-peubah yang memberikan pengaruh tidak langsung terhadap konsumsi beras (CBR) adalah nilai tukar riil (RER) dengan koefisien baku mutlak 0,15 dan harga jagung pipilan di pasar domestik (PJG) dengan koefisien baku mutlak 0,11 (Tabel 5). Dari hasil analisis ini terlihat bahwa peubah-peubah yang memberikan pengaruh total terhadap konsumsi beras (CBR) adalah jumlah penduduk (POP) dengan koefisien baku mutlak 0,59; *lagged* impor beras tahun sebelumnya (CBR_(t-1)) dengan koefisien baku mutlak 0,40; harga jagung pipilan di pasar domestik (PJG) dengan koefisien baku mutlak 0,24; harga beras di pasar domestik (PBD) dengan koefisien baku mutlak 0,18 dan nilai tukar riil (RER) dengan koefisien baku mutlak 0,15.

Tabel 5. Pengaruh Langsung, Tidak Langsung dan Total dari Peubah-peubah dalam Sistem Persamaan Simultan terhadap Konsumsi Beras (CBR), 1970-2002

Predetermined variable —	Nilai koefisien baku mutlak					
dan peubah endogen	Pengaruh langsung	Pengaruh tidak langsung	Pengaruh total			
POP _t	0,5851	-	0,5851			
PBD_t	0,1824	-	0,1824			
PJG_{t}	0,1355	0,1064	0,2419			
CBR _(t-1)	0,3991	-	0,3991			
HDG _t	-	0,0817	0,0817			
PBW_t	-	0,0123	0,0123			
RER _t	-	0,1505	0,1505			

Pengaruh tidak langsung dari harga jagung di pasar domestik (PJG) akan mempengaruhi harga beras di pasar domestik (PBD), yang bersama-sama dengan harga beras dunia (PBW), nilai tukar riil (RER) dan harga dasar gabah (HDG) selanjutnya mempengaruhi konsumsi beras (CBR). Disamping itu, pengaruh tidak langsung dari nilai tukar riil (RER) akan mempengaruhi harga jagung pipilan di pasar domestik (PJG), yang bersama-sama dengan harga dasar gabah (HDG) akan mempengaruhi konsumsi beras (CBR) (Gambar 2).

Angka elastisitas harga beras di pasar domestik (PBD) terhadap konsumsi beras (CBR) sebesar -0,35, yang berarti setiap kenaikan harga beras di pasar domestik (PBD) sebesar 10 persen akan mengurangi konsumsi beras

agregat (CBR) sebesar 3,5 persen. Implikasi ekonomi dari hasil analisis ini adalah perlunya stabilitas harga beras di pasar domestik, karena tingkat partisipasi konsumsi beras di Indonesia masih mencapai sekitar 97 persen (Erwidodo *et al.*, 1996; Ariani *et al.*, 2000).

Hasil analisis pada Tabel 4 dan 5 juga menunjukkan bahwa harga dasar gabah (HDG) dan harga beras dunia (PBW) tidak memberikan pengaruh terhadap luas panen padi dan konsumsi beras. Hal ini diduga terkait dengan kebijakan monopoli impor beras yang diberikan ke pada Bulog sampai tahun 1998 yang mampu menciptakan "ketenangan" berusaha bagi petani padi, karena adanya jaminan harga jual gabah yang dihasilkan. Namun setelah dibebaskannya impor beras ke pada pihak swasta, pemerintah tidak memberikan perlindungan yang cukup bagi petani, sehingga tujuan berusaha yang diterapkan oleh petani berubah dari mendapatkan keuntungan menjadi menjaga ketahanan pangan keluarga. Dalam konteks ini, perbaikan kualitas gabah melalui pemberian pupuk yang berimbang kurang mendapat perhatian, yang tercermin dari penurunan rendemen padi menjadi 63,2 persen sejak tahun 1998.

Harga Beras Domestik

Harga beras domestik merupakan harga rata-rata beras kualitas medium pada berbagai pasar di Indonesia. Koefisien R^2 dan statistik D-W yang diperoleh dari persamaan perilaku harga beras domestik (PBD) sebesar 0,84 dan 2,11 untuk analisis jangka panjang, serta 0,70 dan 1,69 untuk analisis jangka pendek (Lampiran 1 dan 2). Tanda yang diperoleh untuk analisis jangka panjang sesuai dengan yang diharapkan, sementara untuk analisis jangka pendek terdapat satu peubah yang tidak sesuai dengan harapan, yaitu perubahan total produksi padi (Δ TPD). Namun peubah tersebut memiliki probability yang besar, sehingga secara statistik tidak akan memberikan pengaruh terhadap hasil analisis.

Hasil analisis dalam Lampiran 1 dan 2 menunjukkan bahwa harga beras di pasar domestik (PBD) dalam jangka panjang secara signifikan dipengaruhi oleh harga dasar gabah (HDG), harga jagung pipilan di pasar domestik (PJG), nilai tukar riil (RER) dan total produksi padi (TPD). Sedangkan dalam jangka pendek, perubahan harga beras di pasar domestik (Δ PBD) dipengaruhi oleh perubahan harga dasar gabah (Δ HDG) dan harga jagung pipilan di pasar domestik (Δ PJG). Disamping itu, dalam jangka pendek juga terjadi proses penyesuaian mengikuti koreksi kesalahan sendiri, dengan koefisien sebesar -1,08. Dengan demikian, harga beras di pasar domestik dalam jangka pendek akan mengalami perubahan, apabila harga dasar gabah (Δ HDG) dan harga jagung pipilan di pasar domestik (Δ PJG) berubah dari titik keseimbangannya. Ketidakseimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian harga beras di pasar domestik dalam jangka pendek (tahun berikutnya).

Peubah-peubah yang memberikan pengaruh langsung terhadap harga beras di pasar domestik (PBD) adalah harga jagung pipilan di pasar domestik (PJG) dengan koefisien baku mutlak 0,58, nilai tukar riil (RER) dengan koefisien baku mutlak 0,47 dan harga dasar gabah (HDG) dengan koefisien baku mutlak 0,25. Sementara itu, peubah-peubah yang memberikan pengaruh tidak langsung adalah nilai tukar riil (RER) dengan koefisien baku mutlak 0,16 (Tabel 6). Dengan demikian, peubah-peubah yang memberikan pengaruh total terhadap harga beras di pasar domestik (PBD) adalah nilai tukar riil (RER) dengan koefisien baku mutlak 0,62, harga jagung pipilan di pasar domestik (PJG) dengan koefisien baku mutlak 0,58 dan harga dasar gabah (HDG) dengan koefisien baku mutlak 0,34.

Pengaruh tidak langsung dari nilai tukar riil (RER) akan mempengaruhi harga jagung pipilan di pasar domestik (PJG), yang bersama-sama dengan harga dasar gabah (HDG) selanjutnya memberikan pengaruh terhadap harga beras di pasar domestik (PBD) (Gambar 3). Disamping itu, nilai tukar riil (RER) juga akan mempengaruhi harga pupuk Urea (PUR), yang bersama-sama dengan harga dasar gabah (HDG) akan mempengaruhi total penggunaan pupuk Urea (TUR) dan proporsi areal intensifikasi (IPS). Total penggunaan pupuk Urea (TUR), proporsi areal intensifikasi (IPS) dan harga dasar gabah (HDG) ini akan

mempengaruhi total produksi padi (TPD) yang selanjutnya akan berpengaruh terhadap harga beras di pasar domestik (PBD).

Tabel 6. Pengaruh Langsung, Tidak Langsung dan Total dari Peubah-peubah dalam Sistem Persamaan Simultan terhadap Harga Beras Domestk (PBD), 1970-2002

Predetermined variable -	Nilai koefisien baku mutlak					
dan peubah endogen	Pengaruh	Pengaruh	Pengaruh			
dan peuban endogen	Langsung	Tidak Langsung	Total			
HDG _t	0,2526	0,0862	0,3388			
PBW _t	0,0673	-	0,0673			
PJG_{t}	0,5831	-	0,5831			
RER_t	0,4653	0,1582	0,6235			
TPD _t	0,0371	-	0,0371			
PUR_t	-	0,000	0,0000			
TUR _t	-	0,0003	0,0003			
IPS _t	-	0,0001	0,0001			

Angka elastisitas harga dasar gabah (HDG) terhadap harga beras di pasar domestik (PBD) sebesar 0,27, yang mengandung makna bahwa setiap kenaikan harga dasar gabah sebesar 10 persen akan menyebabkan kenaikan harga beras di pasar domestik sebesar 2,7 persen. Hasil penelitian Ikhsan (2001) menunjukkan bahwa setiap kenaikan harga beras sebesar 10 persen akan menyebabkan pertambahan penduduk miskin sebesar satu persen. Dengan demikian, apabila pemerintah menaikkan harga dasar gabah sebesar 10 persen, maka harga beras di pasar domestik akan meningkat 2,7 persen dan

jumlah penduduk miskin hanya bertambah sebesar 0,27 persen. Pertambahan ini sangat kecil dibandingkan dengan jumlah petani padi yang mencapai 21 juta kepala keluarga (KK), sehingga masih dapat diatasi dengan Program RASKIN misalnya.

Perubahan Indeks Harga Bahan Makanan

Kontribusi perubahan harga beras terhadap laju inflasi diukur dari perubahan indeks harga bahan makanan (Δ IBM). Dalam persamaan inflasi diperoleh koefisien R² dan statistik D-W sebesar 0,62 dan 2,43 untuk analisis jangka panjang, serta 0,85 dan 1,30 untuk analisis jangka pendek (Lampiran 1 dan 2). Tanda yang diperoleh untuk analisis jangka panjang yang tidak sesuai dengan harapan adalah excess demand beras (EDB), sementara untuk analisis jangka pendek semua peubah sesuai dengan harapan. Tanda yang tidak sesuai dari peubah EDB terkait dengan kemampuan Bulog untuk mengendalikan permintaan beras di pasar domestik, sehingga tidak terjadi lonjakan yang dapat meningkatkan indeks harga kelompok bahan makanan (Δ IBM) dalam proporsi yang besar.

Dari hasil analisis dalam Lampiran 1 dan 2 terlihat bahwa perubahan indeks harga bahan makanan (Δ IBM) dalam jangka panjang secara signifikan dipengaruhi oleh perubahan harga beras di pasar domestik (Δ PBD), excess demand beras (EDB) dan nilai tukar riil (RER). Sedangkan dalam jangka pendek, perubahan indeks harga bahan makanan (Δ IBM) hanya dipengaruhi oleh perubahan harga beras di pasar domestik (Δ PBD). Disamping itu, dalam jangka pendek juga terjadi proses penyesuaian mengikuti koreksi kesalahan sendiri, dengan koefisien sebesar -1,42. Dengan demikian, perubahan indeks harga bahan makanan (Δ IBM) dalam jangka pendek akan mengalami perubahan, apabila harga beras di pasar domestik (Δ PBD) berubah dari titik keseimbangannya. Ketidakseimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian perubahan indeks harga bahan makanan dalam jangka pendek pada tahun berikutnya.

Peubah-peubah yang memberikan pengaruh langsung terhadap perubahan indeks harga bahan makanan (ΔIBM) adalah perubahan harga beras di pasar domestik (ΔPBD) dengan koefisien baku mutlak 0,75, excess demand beras (EDB) dengan koefisien baku mutlak 0,64 dan nilai tukar riil (RER) dengan koefisien baku mutlak 0,33. Sementara itu, peubah-peubah yang memberikan pengaruh tidak langsung adalah excess demand beras (EDB) dengan koefisien baku mutlak 0,36, harga dasar gabah (HDG) dengan koefisien baku mutlak 0,35, nilai tukar riil (RER) dengan koefisien baku mutlak 0,35 dan harga beras dunia (PBW) dengan koefisien baku mutlak 0,19 (Tabel 7). Dengan demikian, peubah-peubah yang memberikan pengaruh total terhadap perubahan indeks harga kelompok bahan makanan (ΔIBM) adalah excess demand beras (EDB) dengan koefisien baku mutlak 0,99, perubahan harga beras di pasar domestik

(ΔPBD) dengan koefisien baku mutlak 0,75, nilai tukar riil (RER) dengan koefisien baku mutlak 0,68, harga dasar gabah (HDG) dengan koefisien baku mutlak 0,35 dan harga beras dunia (PBW) dengan koefisien baku mutlak 0,19.

Tabel 7. Pengaruh Langsung, Tidak Langsung, dan Total dari Peubah-peubah dalam Sistem Persamaan Simultan terhadap Perubahan Indeks Harga Kelompok Bahan Makanan (ΔIBM), 1970-2002

Predetermined variable —	Nilai koefisien baku mutlak				
dan peubah endogen	Pengaruh	Pengaruh	Pengaruh		
dan pedban endogen	Langsung	Tidak Langsung	Total		
ΔPBD _t	0,7479	-	0,7479		
EDB_t	0,6380	0,3569	0,9949		
RER _t	0,3281	0,3480	0,6761		
HDG_{t}	-	0,3493	0,3493		
PBW_t	-	0,1904	0,1904		
TPD_t	-	0,0879	0,0879		

Pengaruh tidak langsung dari excess demand beras (EDB) dan nilai tukar riil (RER) yang bersama-sama dengan harga beras dunia (PBW), harga

dasar gabah (HDG) dan total produksi padi (TPD) akan memberikan pengaruh terhadap perubahan harga beras di pasar domestik (ΔPBD), yang selanjutnya akan menyebabkan perubahan indeks harga bahan makanan (ΔIBM). Dari hasil analisis juga diperoleh bahwa perubahan harga beras di pasar domestik (ΔPBD) memberikan pengaruh yang besar terhadap perubahan indeks harga bahan makanan (ΔIBM), dengan elastisitas sebesar 1,54. Meskipun hasil penelitian Simatupang (2002) menunjukkan bahwa sumbangan beras terhadap laju inflasi di Indonesia telah menurun tajam dari 57,5 persen pada periode 1970-1979 menjadi 31,2 persen pada periode 1990-1998, tetapi kontribusi tersebut masih cukup signifikan dalam menentukan laju inflasi. Dengan demikian, jika pemerintah ingin mengendalikan inflasi pada suatu tingkat tertentu, maka diperlukan suatu kebijakan yang bersifat komprehensif dan mampu menjaga stabilitas harga beras di pasar domestik.

KESIMPULAN DAN IMPLIKASI KEBIJAKAN

Kebijakan insentif berupa penetapan harga dasar yang dilanjutkan dengan Harga Dasar Pembelian Pemerintah (HDPP) tidak akan terlaksana secara efektif, apabila pemerintah tidak menetapkan kebijakan pendukung yang *kompatible* dengan HDPP. Tidak efektifnya kebijakan harga dasar yang terjadi bersamaan dengan penghapusan subsidi pupuk, telah menurunkan pendapatan petani produsen dan mutu intensifikasi yang diterapkan oleh petani padi.

Faktor-faktor yang mempengaruhi produksi (yang direpresentasikan dari luas panen) padi adalah luas panen padi tahun sebelumnya, harga pupuk Urea,

nilai tukar riil, harga beras domestik dan impor beras. Sementara itu, faktor-faktor yang mempengaruhi konsumsi beras adalah jumlah penduduk, impor beras tahun sebelumnya, harga jagung pipilan di pasar domestik, harga beras domestik, dan nilai tukar riil.

Faktor-faktor yang mempengaruhi harga beras di pasar domestik adalah nilai tukar riil, harga jagung pipilan di pasar domestik, dan harga dasar gabah. Sedangkan faktor-faktor yang mempengaruhi perubahan indeks harga bahan makanan adalah *excess demand* beras, perubahan harga beras di pasar domestik, nilai tukar riil, harga dasar gabah dan harga beras dunia.

Kebijakan harga beras murah tidak dianjurkan, karena bukti-bukti empiris menunjukkan bahwa kebijakan ini telah menyengsarakan petani padi dan tidak mampu mendorong sektor industri untuk mampu bersaing di pasar dunia. Kebijakan stabilitas harga beras di pasar domestik yang berorientasi pada peningkatan pendapatan petani, merupakan suatu paket kebijakan yang diperlukan oleh petani padi saat ini. Dalam konteks ini perlu ditekankan bahwa penurunan harga jual gabah petani bukan merupakan masalah yang bersifat sementara dan *spatial* (spesifik daerah), tetapi telah terjadi pada semua sentrasentra produksi padi di Indonesia.

DAFTAR PUSTAKA

- Ariani, M., H.P. Saliem, S. Hastuti, Wahida dan M.H. Sawit. 2000. *Dampak Krisis Ekonomi terhadap Konsumsi Pangan Rumah Tangga*. Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian, Bogor.
- Badan Pusat Statistik. 2002. Statistik Indonesia 2001. Badan Pusat Statistik (BPS). Jakarta.
- Badan Pusat Statistik. 2003. Berita Singkat BPS Juli 2003. Badan Pusat Statistik (BPS). Jakarta.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. P.1057-1072. Journal of Econometrica, Vol. 49, June 1981.
- Erwidodo, T. Sudaryanto, A. Purwoto, M. Ariani dan K.S. Indraningsih. 1996. *Telaahan Trend Konsumsi Beras di Indonesia*. Kerjasama Puslit Sosial Ekonomi Pertanian dan Proyek Diversifikasi Pangan dan Gizi Deptan, Jakarta.
- Fakultas Ekonomi dan Manajemen IPB (FEM-IPB). 2003. Rancangan Pembangunan Pertanian Jangka Panjang Tahun 2005-2020. Kerjasama FEM-IPB dan Biro Perencanaan dan Keuangan Deptan, Bogor
- Ghozali, A. 2000. Pengaruh Latar Belakang Keluarga dan Faktor Sekolah terhadap Keberhasilan Lulusan SLTA, hal. 173-205. Jurnal Pendidikan dan Kebudayaan, No. 024, Tahun ke-6, Juli 2000.
- Gibson, P., J. Wainio, D. Whitley and M. Bohman. 2001. *Profiles of Tariffs in Global Agricultural Markets*. Market and Trade Economics Division, Economic

- Research Service, U.S. Department of Agriculture. Agricultural Economic Report No. 796.
- Harianto. 2001. Pendapatan, Harga dan Konsumsi Beras, hal. 103 110. Dalam Bunga Rampai Ekonomi Beras, A. Suryana dan S. Mardianto (Penyunting). Lembaga Penyelidikan Ekonomi dan Masyarakat, Fakultas Ekonomi, Universitas Indonesia.
- Ikhsan, M. 2001. *Kemiskinan dan Harga Beras*, hal. 173 210. *Dalam* Bunga Rampai Ekonomi Beras, A. Suryana dan S. Mardianto (Penyunting). Lembaga Penyelidikan Ekonomi dan Masyarakat, Fakultas Ekonomi, Universitas Indonesia.
- Intriligator, M., R. Bodkin and C. Hsiao. 1996. *Econometric Models, Techniques, and Applications; Second Edition*. Prentice-Hall International Editions, New Yersey.
- Judge, G.G., W.E. Griffiths, R.C. Hill, H. Lutkepohl and T.C. Lee. 1985. *The Theory and Practice of Econometrics. Second Edition.* John Wiley and Sons, Inc., Canada.
- Kasryno, F., P. Simatupang, E. Pasandaran dan S. Adiningsih. 2001. Reformulasi Kebijaksanaan Perberasan Nasional, hal. 1-23. Forum Penelitian Agro Ekonomi, Vol. 19, No. 2, Desember 2001.
- Koutsoyiannis, A. 1981. Theory of Econometrics: An Introductory Exposition of Econometric Methods; Second Edition. The Macmillan Press Ltd., London.
- Pindyck R.S. and D.L. Rubinfeld. 1991. *Econometric Models and Economic Forecasts*. Third Edition. McGraw-Hill, Inc., Singapore.
- Rosegrant, M.W, F. Kasryno and N.D. Perez. 1998. *Output Response to Prices and Public Investment in Agriculture: Indonesian Food Crops.* Journal of Development Economics, Vol. 55 (1998), Elsevier Holland.
- Simatupang, P. 2002. *Kelayakan Pertanian Sebagai Sektor Andalan Pembangunan Ekonomi Indonesia*, hal. 95-108. *Dalam* Sudaryanto et al., Analisis Kebijakan: Pembangunan Pertanian Andalan Berwawasan Agribisnis. Monograph Series No. 23. Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian, Bogor.
- Surono, S. 2001. Perkembangan Produksi dan Kebutuhan Impor Beras serta Kebijakan Pemerintah untuk Melindungi Petani, hal. 41-58. Dalam Bunga Rampai Ekonomi Beras (Penyunting: A. Suryana dan S. Mardianto). Penerbit LPEM-UI, Jakarta.
- Suryana, A. S. Mardianto dan M. Ikhsan. 2001. *Dinamika Kebijakan Perberasan Nasional: Sebuah Pengantar*, hal. xix-xxxiii. *Dalam* Bunga Rampai Ekonomi Beras, A. Suryana dan S. Mardianto (Penyunting). Lembaga Penyelidikan Ekonomi dan Masyarakat, Fakultas Ekonomi, Universitas Indonesia.
- Thomas, R.L. 1997. *Modern Econometrics: An Introduction*. Addison-Wesley Longman Limited, Edinburgh Gate, England.

Lampiran 1. Hasil Pendugaan Sistem Persamaan Simultan dalam Jangka Panjang, 1970-2002

Persa- maan	Peubah	Para- meter	Koefisien	t-stat	Prob	R^2	D-W
HPD	Intersep	α_1	1425559	1,48	0,15	0,95	2,24
	PBD	β_{11}	313,23	0,27	0,79		
	CUP	β_{12}	-10,34	-0,06	0,95		
	PUR	β_{13}	-1487,48	-1,71	0,10		
	MBR	β_{14}	135,88	1,75	0,09		
	HPD(-1)	eta_{15}	0.88	15,88	0,00		
YPD	Intersep	α_2	7,99	3,68	0,00	0,99	2,40
	PBD	β_{21}	-0,00	-2,10	0,04		
	TUR	β_{22}	0,04	2,35	0,03		
	IPS	β_{23}	-2,17	-0,54	0,59		
	YPD(-1)	β_{24}	0,76	11,38	0,00		
MBR	Intersep	α_3	-6020,86	-2,35	0,03	0,44	2,08
	PBD	eta_{31}	8,38	3,20	0,00		
	PBW	β_{32}	-0,82	-0,84	0,41		
	RER	β_{33}	-0,90	-1,72	0,10		
	TPD	β_{34}	0,00	1,89	0,07		
	MBR(-1)	β_{35}	0,27	1,60	0,12		
CBR	Intersep	α_4	-7311508	-1,73	0,09	0,97	2,24
	POP	β41	0,15	3,19	0,00		
	PBD	β_{42}	-12162,0	-2,65	0,01		
	PJG	β_{43}	196,28	1,99	0,05		
	CBR(-1)	β44	0,40	2,20	0,04		
PBD	Intersep	α_5	36,94	0,27	0,79	0,84	2,11

FAKTOR-FAKTOR YANG MEMPENGARUHI PRODUKSI, KONSUMSI DAN HARGA BERAS SERTA INFLASI BAHAN MAKANAN A. Husni Malian, Sudi Mardianto, dan Mewa Ariani

	HDG	β_{51}	0,54	3,04	0,00		
	PBW	β ₅₂	0,03	0,50	0,62		
	PJG	β ₅₃	0,01	5,39	0,00		
	RER	β_{54}	0,09	3,83	0,00		
	TPD	β_{55}	-0,00	-2,27	0,03		
ΔΙΒΜ	Intersep	α_6	-47,09	-2,91	0,01	0,62	2,43
	ΔPBD	β_{61}	0,17	6,25	0,00		
	EDB	β_{62}	-0,00	-3,83	0,00		
	RER	β_{63}	-0,02	-2,01	0,05		

Lampiran 2. Hasil Pendugaan Sistem Persamaan Simultan dalam Jangka Pendek, 1970-2002

Persa- maan	Peubah	Para- meter	Koefisien	t-stat	Prob	R^2	D-W
ΔHPD	Intersep	α_1	25736,00	0,37	0,71	0,41	2,24
	ΔPBD	β_{11}	286,90	0,33	0,74		
	ΔCUP	β ₁₂	30,87	0,20	0,84		
	ΔPUR	β ₁₃	-818,52	-0,79	0,44		
	Δ MBR	β ₁₄	141,64	1,55	0,13		
	$\Delta HPD(-1)$	β_{15}	0,60	1,61	0,12		
	€ _{1(t-1)}	β ₁₆	-0,91	-2,53	0,02		
ΔYPD	Intersep	α_2	-0,04	-0,22	0,83	0,53	1,81
	ΔPBD	β_{21}	-0,00	-1,66	0,11		
	ΔTUR	β ₂₂	0,03	1,68	0,10		
	ΔIPS	β ₂₃	2,04	0,76	0,45		
	$\Delta YPD(-1)$	β_{24}	0,74	3,49	0,00		
	€2(t-1)	β_{25}	-1,19	-4,30	0,00		
Δ MBR	Intersep	α_3	-160,65	-0,77	0,45	0,53	1,72
	ΔPBD	β_{31}	7,17	2,95	0,01		
	ΔPBW	β ₃₂	-0,43	-0,50	0,62		
	Δ RER	β_{33}	-0,31	-0,50	0,62		
	Δ TPD	β_{34}	0,00	1,74	0,09		
	Δ MBR(-1)	β_{35}	0,36	1,51	0,14		
	€3(t-1)	β_{36}	-1,15	-3,82	0,00		
ΔCBR	Intersep	α_4	-734157	-1,39	0,18	0,56	1,94
	ΔΡΟΡ	β ₄₁	0,28	2,12	0,04		
	ΔPBD	β ₄₂	-161,38	-0,04	0,97		

Jurnal Agro Ekonomi, Volume 22 No.2, Oktober 2004 : 119 - 146

	ΔPJG	β_{43}	61,36	0,88	0,39		
	$\Delta CBR(-1)$	β44	0,87	3,40	0,00		
	€4(t-1)	β_{45}	-1,56	-5,00	0,00		
ΔPBD	Intersep	α_5	-8,44	-0,58	0,56	0,70	1,69
	Δ HDG	β_{51}	0,48	2,10	0,04		
	ΔPBW	β_{52}	0,06	1,15	0,26		
	ΔPJG	β_{53}	0,01	4,81	0,00		
	Δ RER	β_{54}	0,03	0,78	0,45		
	Δ TPD	β_{55}	0,00	0,65	0,52		
	€5(t-1)	β_{56}	-1,08	-4,74	0,00		
ΔΙΒΜ	Intersep	α_6	0,34	0,07	0,94	0,85	1,30
	ΔPBD	β_{61}	0,19	9,02	0,00		
	ΔEDB	β_{62}	0,00	0,13	0,90		
	Δ RER	β_{63}	-0,01	-0,52	0,61		
	€6(t-1)	β_{64}	-1,42	-5,99	0,00		