

ISBN : 979-3566-04-3

MODEL PROYEKSI HARGA JANGKA PENDEK BEBERAPA KOMODITAS PANGAN DAN PERKEBUNAN DI INDONESIA



Pantjar Simatupang
Nizwar Syafa'at
Saktyanu K.D



Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian
Badan Penelitian dan Pengembangan Pertanian
2003

MODEL PROYEKSI HARGA JANGKA PENDEK BEBERAPA KOMODITAS PANGAN DAN PERKEBUNAN DI INDONESIA

**Pantjar Simatupang
Nizwar Syafa'at
Saktyanu K.D**



**PUSAT PENELITIAN DAN PENGEMBANGAN SOSIAL EKONOMI PERTANIAN
BADAN PENELITIAN DAN PENGEMBANGAN PERTANIAN
DEPARTEMEN PERTANIAN
2003**

KATA PENGANTAR

Buku ini merupakan hasil penelitian mengenai pengembangan Model Proyeksi Harga Jangka Pendek Beberapa Komoditas Pangan dan Perkebunan yang dilakukan penulis selama dua tahun. Model proyeksi harga jangka pendek tersebut ternyata memiliki ketepatan yang cukup tinggi untuk meramal harga tiga bulan kedepan. Mudah-mudahan model proyeksi harga ini bermanfaat bagi Departemen Pertanian dan pelaku agribisnis untuk menyusun informasi harga beberapa komoditas pangan dan perkebunan. *Software* model ini tersedia di Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian, Bogor. Bagi yang berminat untuk mendapatkan *software* tersebut dapat menghubungi penulis.

Penyajian buku ini memang sengaja dalam format akademik dengan tujuan agar para mahasiswa S_1 , S_2 dan S_3 dapat mempelajari secara lebih mendalam sehingga mereka setelah membaca buku ini diharapkan mampu mengembangkan model proyeksi lain yang lebih baik lagi.

Kepada Proyek PAATP yang telah membiayai penelitian ini penulis mengucapkan terima kasih. Kepada Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian yang telah menerbitkan buku ini, penulis menyampaikan penghargaan yang setinggi-tingginya. Ucapan yang sama juga di sampaikan kepada semua pihak yang telah membantu selesainya penyusunan buku ini.

Bogor, Oktober 2003

Penulis

KATA SAMBUTAN

Saya menyambut gembira dengan terbitnya buku "Model Proyeksi Harga Jangka Pendek Beberapa Komoditas Pangan dan Perkebunan di Indonesia" yang ditulis oleh Dr. Pantjar Simatupang, Dr. Nizwar Syafa'at dan Ir. Saktyanu K.D, MSi.

Penerbitan buku ini merupakan salah satu upaya diseminasi hasil-hasil penelitian yang dilakukan oleh Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian yang dirasakan sampai saat ini masih kurang. Dengan terbitnya buku ini, masyarakat umum terutama para pengambil kebijakan, praktisi agribisnis, mahasiswa, dosen dan peneliti merasakan manfaat dari hasil penelitian yang dilakukan lembaga ini.

Saya menyadari karena persiapan yang tergesa-gesa, buku ini masih mengandung banyak kekurangan. Oleh karena itu, saya mengundang masyarakat yang berminat atas buku ini ikut serta memberikan saran dan kritik untuk penyempurnaan buku ini.

Akhirnya saya mengucapkan banyak terima kasih kepada semua pihak yang telah membantu terlaksanannya penerbitan buku ini.

Bogor, Oktober 2003

Kepala Pusat Penelitian dan
Pengembangan Sosial Ekonomi
Pertanian

Dr. Ir. Pantjar Simatupang

DAFTAR ISI

Halaman

KATA PENGANTAR.....	iii
KATA SAMBUTAN	v
DAFTAR ISI	vii
I. PENDAHULUAN.....	1
II. KERANGKA TEORITIS PENGEMBANGAN MODEL PROYEKSI HARGA.....	3
III. MODEL PROYEKSI HARGA BERAS DAN GABAH	16
IV. MODEL PROYEKSI HARGA JAGUNG	30
V. MODEL PROYEKSI HARGA KEDELAI	44
VI. MODEL PROYEKSI HARGA GULA.....	58
VII. MODEL PROYEKSI HARGA TERIGU	70
VIII. MODEL PROYEKSI HARGA CPO	83
IX. MODEL PROYEKSI HARGA TEH.....	87
X. MODEL PROYEKSI HARGA KARET.....	91
XI. UJI VALIDASI MODEL PROYEKSI HARGA	95
XII. PENUTUP	107
DAFTAR PUSTAKA	112

BAB I PENDAHULUAN

Departemen Pertanian tengah melakukan kampanye nasional untuk memobilisir dukungan politik guna mewujudkan tercapainya konsensus nasional menjadikan pembangunan sistem agribisnis sebagai penggerak ekonomi nasional (Deptan, 2001). Gagasan "Pembangunan Sistem Agribisnis Sebagai Penggerak Ekonomi Nasional" tidak lain, ialah suatu paradigma atau strategi besar pembangunan ekonomi nasional yang menjadikan sistem agribisnis sebagai sektor andalan poros atau pemimpin bagi pembangunan sektor-sektor lainnya dalam perekonomian. Apabila dapat diterima sebagai konsensus nasional maka dengan strategi ini, kebijakan pembangunan nasional akan dititikberatkan pada pembangunan sistem dan usaha agribisnis.

Pengembangan agribisnis ini merupakan program pertanian lima tahunan, hal ini berarti bahwa dalam bidang ketahanan pangan dibutuhkan pengadaan pangan dalam jumlah dan mutu yang cukup, distribusi yang merata dan tingkat harga yang terjangkau oleh seluruh lapisan masyarakat sepanjang waktu (Simatupang, 1999). Dalam bidang kontribusi devisa, sektor perkebunan memiliki potensi cukup besar untuk memperkuat cadangan devisa negara yang akan memperkuat struktur perekonomian nasional.

Ketahanan pangan maupun dinamika perdagangan komoditas pangan merupakan isu aktual setiap waktu. Pangan merupakan kebutuhan pokok sehari-hari. Ketidakpastian dan fluktuasi harga komoditas pangan utama merupakan salah satu faktor resiko ketahanan pangan. Fluktuasi harga komoditas pangan utama merupakan salah satu masalah yang dapat berpengaruh negatif terhadap kecukupan ketersediaan pangan nasional, distribusi pangan antarwilayah dan akses keluarga terhadap pangan. Ketidakpastian fluktuasi harga juga merupakan masalah bagi para pengusaha (petani, pedagang, pengusaha industri) maupun konsumen karena menimbulkan resiko ekonomi. Secara umum, ketidakpastian dan fluktuasi harga komoditas pangan utama merupakan salah satu masalah penting yang dihadapi pemerintah maupun masyarakat umum sehingga perlu dimonitor setiap waktu. Dengan sendirinya monitoring, prakiraan dan pengendalian pasar komoditas jangka pendek merupakan salah satu pekerjaan rutin yang harus dilakukan pemerintah. Informasi harga merupakan salah satu komponen penting dari informasi pasar.

Sedangkan salah satu faktor utama penentu pertumbuhan agribisnis perkebunan ialah tingkat dan kepastian harga. Harga jual produk yang cukup tinggi merupakan rangsangan untuk berusaha. Harga jual produk yang tidak pasti merupakan faktor resiko berusaha yang tidak kondusif bagi kesehatan dan pertumbuhan perusahaan. Dengan perkataan lain, informasi harga yang cukup aktual dan akurat, esensial bagi pelaku agribisnis perkebunan.

Harga komoditas di pasar domestik sangat fluktuatif karena dua alasan pokok. Pertama, pasar domestik terintegrasi dengan pasar internasional. Interaksi ketidakpastian dan fluktuasi harga komoditas di pasar domestik dan fluktuasi kurs rupiah terhadap mata uang negara mitra dagang (khususnya terhadap dollar Amerika Serikat) ditransmisikan langsung ke pasar komoditas pangan domestik sehingga harga di pasar domestik fluktuatif dan tidak menentu pula. Kedua, dalam jangka pendek permintaan dan penawaran komoditas di pasar domestik bersifat fluktuatif dan tidak menentu sehingga harga komoditas tersebut berfluktuasi dan tidak menentu pula. Fluktuasi permintaan jangka pendek dapat terjadi misalnya karena pengaruh musiman (kebutuhan meningkat pada hari-hari raya nasional) dan pengaruh fluktuasi pendapatan. Ketidakpastian dan fluktuasi penawaran dapat terjadi misalnya karena pengaruh iklim terhadap produksi, fluktuasi impor-ekspor, dan pengaruh perubahan kebijakan pemerintah.

Buku ini memuat tentang hasil penelitian yang dilakukan penulis mengenai pengembangan model proyeksi harga jangka pendek meliputi beberapa komoditas pangan yaitu beras, jagung, kedelai, gula dan terigu; dan komoditas perkebunan yaitu kelapa sawit (CPO), teh dan karet.

BAB II KERANGKA TEORITIS PENGEMBANGAN MODEL PROYEKSI HARGA

Pendekatan Trasmisi Harga Hierarkis

Seluruh komoditas yang diteliti merupakan barang dagangan (*tradeable goods*) yang dapat diperdagangkan baik lintas negara dalam tatanan pasar internasional maupun antarwilayah dalam tatanan pasar domestik. Kebijakan deregulasi perdagangan luar negeri maupun domestik yang dilakukan pemerintah sejak tahun 1980-an dan lebih-lebih sejak krisis ekonomi tahun 1997 telah membuat pasar komoditas pangan semakin terpadu secara spasial, baik antara pasar domestik dengan pasar dunia maupun antara pasar-pasar lokal di dalam negeri. Keterpaduan pasar ini direfleksikan dalam keterkaitan harga (*price linkages*) antar pasar secara spasial (Blyn, 1973; Ravallion, 1986; Heytens, 1986; Timmer, 1987; Golleti and Christina-Tsigas, 1995; Mendoza and Rosegrant, 1995; Tschirley, 1995) karena harga mengandung informasi tentang kondisi pasar dan sekaligus menjadi salah satu variabel penyesuaian keseimbangan pasar. Peningkatan harga, misalnya, menunjukkan (informasi) bahwa telah terjadi kelebihan permintaan dan harga peningkatan harga tersebut merupakan mekanisme menuju tercapainya keseimbangan baru.

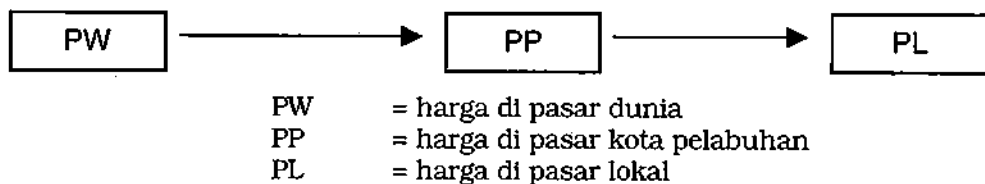
Pola hubungan spasial antara dua pasar dapat bersifat hierarkis dan dapat pula bersifat simetris. Pola hubungan hierarkis ditunjukkan oleh adanya pasar sentral (pemimpin) dan pasar cabang (pengikut). Tingkat harga di pasar cabang (pengikut) ditentukan searah oleh harga di pasar sentral (pemimpin), sedangkan harga di pasar sentral (pemimpin) tidak dapat dipengaruhi oleh harga di pasar cabang (pengikut). Pola hubungan simetris dicirikan oleh kesetaraan kekuatan, tidak ada pasar sentral (pemimpin) dan pasar cabang (pengikut). Harga di kedua pasar saling pengaruh mempengaruhi (Ravallion, 1986). Dengan demikian, hubungan pasar spasial sangat menentukan terhadap proses pembentukan harga di masing-masing pasar. Penentu utama pola hubungan antarpasar spasial tersebut ialah kekuatan atau ukuran relatif antarpasar dalam menentukan tingkat harga.

Dalam perspektif perdagangan global komoditas pangan yang diliput dalam penelitian ini, kiranya dapat diasumsikan bahwa Indonesia adalah "negara kecil" yang berarti tidak dapat mempengaruhi harga di pasar dunia. Asumsi ini berarti bahwa hubungan spasial antara pasar dunia dan pasar domestik bersifat hierarkis: pasar dunia merupakan pasar sentral (pemimpin), sedangkan pasar domestik bertindak sebagai pasar cabang (pengikut). Dengan perkataan lain, harga di pasar domestik (pelabuhan impor/ekspor) ditentukan oleh harga di pasar dunia, sedangkan harga di pasar domestik tidak dapat mempengaruhi harga di pasar dunia.

Berdasarkan pandangan di atas, pasar di kota pelabuhan impor/ekspor merupakan pasar sentral (pemimpin) untuk kawasan regionalnya. Dengan perkataan lain, untuk tataran pasar domestik, pasar di

kota pelabuhan impor/ekspor merupakan pasar sentral (pemimpin), sedangkan lokal adalah pasar cabang (pengikut). Harga di pasar lokal ditentukan oleh harga di kota pelabuhan impor/ekspor terdekat (yang paling mudah dan murah diakses pasar lokal tersebut). Sudah barang tentu, pelabuhan impor/ekspor adalah juga pelabuhan perdagangan antarpulau atau antarkawasan. Di samping itu, pelabuhan impor/ekspor yang ada kemungkinan besar berbeda aksesibilitasnya dengan pasar dunia. Dengan demikian, pasar komoditas pangan di kota-kota pelabuhan impor/ekspor bisa jadi saling terpadu langsung secara spasial, tanpa perantara (tidak langsung) melalui pasar dunia. Pola hubungan spasial antarpasar di kota-kota pelabuhan impor/ekspor dapat bersifat hierarkis dan dapat pula bersifat simetris.

Berdasarkan uraian di atas dapatlah disimpulkan bahwa proses pembentukan harga di pasar domestik didasarkan pada pendekatan transmisi harga secara berjenjang (Gambar 2.1). Pertama, harga ditentukan di pasar dunia yang dipandang sebagai induk pasar komoditas yang diteliti. Kedua, harga yang telah terbentuk di pasar dunia ditransmisikan ke pasar di kota-kota pelabuhan impor/ekspor di dalam negeri. Pasar di kota-kota pelabuhan impor/ekspor tersebut dapat saja terintegrasi langsung (tidak hanya melalui perantara pasar dunia) secara spasial baik dalam pola hubungan hierarkis maupun dalam pola hubungan simetris. Bentuk pola hubungan spesifik merupakan obyek penelitian empiris. Ketiga, harga di kota-kota pelabuhan impor/ekspor selanjutnya ditransmisikan ke pasar-pasar lokal lingkup kawasan pasarnya. Dalam tataran pasar domestik, pasar di kota-kota pelabuhan impor/ekspor merupakan pusat pasar (pemimpin), sedangkan pasar lokal di sekitarnya merupakan pasar cabang (pengikut).



Gambar 2.1. Skema Hierarki Transmisi Harga

Proses Pembentukan Harga

Berbagai penelitian menunjukkan bahwa pasar komoditas pangan dunia tidaklah bersaing sempurna, tetapi bersifat oligopolistik (Alauze, Watson, and Stugess, 1978). Negara atau perusahaan eksportir memiliki kekuatan untuk mempengaruhi pasar dan memanfaatkannya untuk meningkatkan keuntungannya dengan melakukan praktek pengenaan pajak ekspor atau diskriminasi harga (Abel, 1966; Wong, 1978; Pick and Park, 1991; Pick and Carter, 1994). Di samping karena memang struktur pasar didominasi oleh beberapa eksportir saja, pasar dunia komoditas pangan, juga mengalami distorsi karena besarnya intervensi yang dilakukan berbagai pemerintah, baik negara eksportir maupun importir, dalam rangka

melindungi konsumen atau petaninya masing-masing (Timmer and Falcon, 1973; Falcon and Monke, 1979/1980; Love and Murniningtyas, 1992). Dalam kondisi demikian, paradigma pasar persaingan sempurna tidak sesuai dijadikan landasan dalam proses pembentukan harga komoditas pangan di pasar dunia. Hal inilah salah satu alasan kenapa pendekatan "hukum satu harga" atau "*the law of one price*" (LOP) tidak sesuai untuk transmisi pengaruh harga dan nilai tukar sehingga sudah mulai ditinggalkan para peneliti sejak pertengahan tahun 1980'an.

Model transmisi harga dan nilai tukar yang dipandang lebih cocok pada pasar yang oligopolistik ialah "*Pricing to Market*" (PTM). Model PTM dikembangkan oleh Krugman (1987) yang kemudian dikembangkan dan digunakan secara luas dalam penelitian empiris (Knetter, 1989, 1993; Froot and Klemperer, 1989; Pick and Carter, 1994; Pick and Park, 1991; Yumkella, Unnevehr and Garcia, 1994; Klitgaard, 1999). Ulasan rinci mengenai model ini dan perbandingannya dengan model-model lain dapat dibaca dalam Goldberg and Knetter (1997) dan Abbott, Patterson, and Rea (1993). Berikut adalah model PTM untuk pasar dunia dimana terdapat dua eksportir dominan hasil sintesis dari model yang dikembangkan Pick and Carter (1994) dan Klitgaard (1999). Misalkan fungsi permintaan domestik dan ekspor terhadap komoditas yang diteliti adalah sebagai berikut:

$$DD_i = f(PD_i, CPI_i, Y_i) \dots \dots \dots (1)$$

$$DE_i = F(PX_i, Y_w) \dots \dots \dots (2)$$

DD_i = permintaan domestik

PD_i = harga domestik

CPI_i = indeks harga konsumen

Y_i = peubah penentu permintaan domestik lainnya

DE_i = permintaan ekspor

PX_i = harga barang ekspor

Y_w = peubah penentu permintaan ekspor lainnya

Misalkan pula fungsi biaya adalah non-linier dalam total output:

$$C_i = C_i(Q_i), \quad Q_i = DD_i + DE_i \dots \dots \dots (3)$$

C_i = biaya total produksi di negara eksportir

Masalah maksimisasi laba adalah menentukan alokasi optimal volume jual di dalam negeri dan ekspor:

$$\text{Maksimumkan } Li = PD_i \cdot DD_i + E_i \times PX_i \cdot DE_i - C_i$$

E = nilai tukar mata uang negara i

Syarat maksimisasi laba ialah:

$$PD_i = MC_i \left(\frac{N_i}{1-N_i} \right) \dots\dots\dots (4)$$

$$E_i * PX_i = MC_i \left(\frac{X_i}{1-X_i} \right) \dots\dots\dots (5)$$

MC = biaya marginal

N = elastisitas permintaan domestik

X = elastisitas permintaan ekspor

Dari persamaan (4) dan (5) terlihat jelas bahwa eksportir yang memiliki kekuatan monopolistik akan melakukan praktek diskriminasi harga (*price discrimination*) apabila elastisitas permintaan produk di dalam negeri berbeda dengan di pasar dunia (ekspor). Harga jual ekspor di pasar dunia akan ditetapkan lebih tinggi daripada harga jual di dalam negeri apabila elastisitas permintaan ekspor lebih tinggi daripada elastisitas permintaan di dalam negeri. Dengan demikian, praktek diskriminasi harga komoditas pangan yang dilakukan negara-negara eksportir sesungguhnya merupakan tindakan rasional untuk memanfaatkan kekuatan pasar dalam rangka memperoleh laba maksimum. Tindakan ini jelas tidak dapat disebut sebagai praktek "*dumping*".

Jika elastisitas permintaan domestik tidak konstan, tetapi tergantung pada PD_i , CPI dan Y_i , sementara elastisitas permintaan ekspor tergantung pada PX_1 , PX_2 dan Y_w maka persamaan (4) dan (5) dapat dituliskan menjadi:

$$PD_i = MC_i(Q_i) * N_i(PD_i, CPI, Y_i) \dots\dots\dots (6)$$

$$E_i * PX_i = MC_i(Q_i) * X_i(PX_1, PX_2, Y_w) \dots\dots\dots (7)$$

Dari persamaan (6) dan (7) akan dapat diperoleh:

$$E_i * PX_i = PD_i * X_i(PX_1, PX_2, Y_w) / N(PD_i, CPI, Y_w) \dots\dots\dots (8)$$

$$PX_i = G(PX_j, E_i, Q_i, CPI, Y_i, Y_w) \dots\dots\dots (9)$$

Dalam bentuk turunan (*reduced form*) akan diperoleh:

$$PX_i = H_i(E_1, E_2, CPI_1, CPI_2, Y_1, Y_2, Y_w, Q_1, Q_2) \dots\dots\dots (10)$$

Persamaan (9) merupakan fungsi reaksi harga, yaitu fungsi perilaku respon harga jual ekspor suatu negara eksportir terhadap harga jual ekspor negara pesaing, nilai tukar, harga di dalam negeri dan peubah-peubah penentu elastisitas permintaan. Secara ekonometrik, persamaan ini dapat

pula disebut persamaan "*semi reduced form*". Dengan demikian, persamaan perilaku harga dunia dapat diduga dengan tiga alternatif sistem persamaan:

- (1) Sistem persamaan struktural lengkap (persamaan (6) dan (7))
- (2) Sistem persamaan "*semi reduced form*" (persamaan (9))
- (3) Sistem persamaan "*reduced form*" (persamaan (10))

Bagaimanakah harga dunia ditransmisikan ke harga di dalam negeri? Dalam hal ini diasumsikan bahwa importir atau eksportir bisa jadi memiliki kekuatan monopolistik. Permintaan impor atau penawaran ekspor merupakan "residual" dari selisih produksi dan permintaan dalam negeri. Untuk praktisnya, pembahasan berikut difokuskan pada kasus komoditas impor karena kecuali untuk jagung yang terkadang diekspor, Indonesia merupakan negara importir netto untuk seluruh komoditas yang diteliti. Sebagai "residual", fungsi permintaan impor ialah:

$$I = Q(S) - D(P, Y) = I(P, Y, S) \dots\dots\dots (11)$$

I = impor

S = produksi jangka pendek

D = faktor teknologi penentu produksi jangka pendek

P = harga domestik

Y = peubah lain penentu permintaan

Persamaan (11) didasarkan pada asumsi bahwa produksi domestik jangka pendek hanya ditentukan oleh faktor teknologi dan musim.

Ongkos produk impor terdiri dari pengeluaran untuk pembelian produk, tarif dan pajak, dan biaya penanganan. Persamaan laba importir ialah:

$$LI = (P \cdot I - E \cdot PX + T)I - M(I, E, PX) \dots\dots\dots (12)$$

LI = laba importir

T = pajak ekspor

M = biaya penanganan, fungsi dan volume impor

E = nilai tukar rupiah

Syarat maksimisasi laba importir ialah:

$$P = (E \cdot PX + T + CM) \left(\frac{\beta}{1-\beta} \right) \dots\dots\dots (13)$$

CM = biaya marjinal penanganan (*handling*)

β = elastisitas permintaan impor

Apabila importir tidak memiliki kekuatan monopolistik maka $\beta = 0$, sehingga $P = PX + T + CM$. Dalam hal ini, efek gangguan produksi dan permintaan domestik tidak berpengaruh terhadap harga. Harga domestik berhubungan

langsung dengan harga dunia. Kondisi ini nampaknya terlalu restriktif. Persamaan (13) dapat dianggap sebagai bentuk umum. Dalam bentuk fungsi implisit, persamaan (13) dapat dituliskan sebagai:

$$P = J(E, PX, T, Y, S, CM) \dots\dots\dots (14)$$

Persamaan (14) ialah fungsi implisit perilaku transmisi harga komoditas pangan dunia dan nilai tukar rupiah terhadap harga komoditas pangan domestik di kota pelabuhan impor (ekspor). Model transmisi harga dari pasar di kota pelabuhan impor (ekspor) ke pasar lokal di sekitarnya dengan asumsi pasar bersaing sempurna. Dengan demikian, dalam jangka pendek, transmisi harga terutama dipengaruhi oleh kondisi karakteristik lokal dan kebijakan pemerintah. Bentuk umum fungsi implisit transmisi harga domestik ialah:

$$PL = K(P, L) \dots\dots\dots (15)$$

PL = harga lokal

L = karakteristik lokal

Model Empiris

Seperti yang telah dikemukakan, tujuan utama penelitian ini ialah membangun model proyeksi harga jangka pendek komoditas pangan utama yang dapat digunakan untuk menduga prakiraan harga secara berulang dan sepraktis mungkin. Sehubungan dengan itu, landasan utama yang digunakan dalam memilih model analisis ialah prinsip "*parsimonious*" yaitu model yang paling sederhana namun sesuai teori dan dengan validitas yang cukup baik. Sehubungan dengan itu, model analisis yang akan digunakan dalam penelitian ini adalah bentuk "*reduced form*" seperti yang telah diuraikan dalam bab "Kerangka Pemikiran". Kiranya patut dicatat bahwa proses pembentukan harga terjadi secara berjenjang, dimulai dari di pasar internasional dan kemudian secara bertahap ke pasar lokal. Hal ini berarti, secara keseluruhan model pembentukan harga yang dibangun dalam penelitian ini bersifat "*block recursive*" sehingga pendugaan submodel pembuktian harga pada setiap tingkatan pasar dapat dilakukan secara terpisah-berjenjang.

Pembentukan harga di pasar internasional didasarkan pada model keseimbangan "*reduced form*" seperti pada persamaan (10). Peubah "*shifter*" permintaan, penawaran dan biaya marginal selain harga diwakili oleh peubah trend, siklus tahunan dan siklus musiman. Secara teoritis, harga konsumen berkorelasi erat dengan nilai tukar di masing-masing negara sehingga untuk menghilangkan masalah multikolinearitas tidak dimasukkan dalam model empiris. Dengan demikian, spesifikasi model empiris keseimbangan harga internasional yang digunakan dalam penelitian ini ialah :

$$HI = a + \sum_{i=1}^n EX_i + t \cdot TR + \sum_{m=1}^k [S1m \cdot \sin(F_i \cdot TR \cdot 2\pi/n)]$$

$$+ S2m \text{ Cosinus}(Fi*TR *2\pi/n)] + UI \dots\dots\dots(16)$$

- HI = harga internasional keseimbangan
 EX = nilai tukar mata uang negara eksportir
 TR = trend
 Fi = frekuensi siklus, $i = 1, 2, \dots, k$
 UI = galat
 n = jumlah waktu pengamatan

Model perilaku harga internasional jangka pendek (diluar keseimbangan pasar) didasarkan pada mekanisme koreksi kesalahan (ECM = *Error Correction Mechanism*) seperti yang digunakan Klitgaard (1999); Taylor *et al.* (1996); Diakossavvas (1995); Goletti and Babu (1994):

$$HI_t = b + l \sum_{i=1}^n HI_{t-i} + \sum_{j=1}^k e_i EX_{t-j} + \sum_{j=1}^k l_j \Delta HI_{t-j} + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k l_{ij} \Delta EX_{t-j} + c UI_{t-1} + EI \dots\dots\dots(17)$$

UI = galat

Model empiris perilaku harga di kota-kota pelabuhan impor/eksport Indonesia didasarkan pada persamaan (14). Peubah "shifter" permintaan dan produksi domestik diproksi dengan trend dan peubah siklus tahunan maupun musiman. Biaya marginal diproksi dengan volume impor. Dengan demikian model empiris perilaku harga perdagangan besar di kota-kota pelabuhan impor/eksport Indonesia ialah:

$$HP = a + bHR + t TR + \sum_{m=1}^k [S1m \text{ Sinus}(Fi*TR *2\pi/n) + S2m \text{ Cosinus}(Fi*TR *2\pi/n)] + UP \dots\dots\dots(18)$$

- HR = HI*Ex
 HP = harga perdagangan besar
 EI = nilai tukar rupiah
 UP = galat

Model perilaku harga perdagangan jangka pendek di kota-kota pelabuhan Indonesia berdasarkan ECM ialah:

$$HP_t = a + b HP_{t-1} + h HR_{t-1} + \sum_{J=1}^K \Delta HP_{t-J} + \sum_{j=1}^k \Delta H_{t-j} + cUP_{t-1} + EP_t \dots\dots\dots(19)$$

EP = galat

Model empiris transmisi harga dari pasar di kota pelabuhan impor/ekspor ke pasar lokal didasarkan pada fungsi implisit (15). Karakteristik lokal diproksi dengan peubah trend dan siklus tahunan maupun musiman. Dengan demikian, model empiris pembentukan harga keseimbangan di pasar lokal ialah:

$$HL = a + bHP + tTR + \sum_{m=1}^k [S1m \sin(Fi*TR * 2\pi/n) + S2m \cos(Fi*TR * 2\pi/n)] + UL \dots (20)$$

HL = harga lokal
UL = galat

Model perilaku harga jangka pendek di pasar lokal berdasarkan ECM dan persamaan (20) ialah:

$$HL_t = a + b HL_{t-1} + h1 HP_{t-1} + \sum_{j=1}^K 1j \Delta HL_{t-j} + \sum_{j=1}^k pj \Delta HP_{t-j} + cUL_{t-1} + EL_t \dots (21)$$

EL = galat

Untuk analisis deskriptif, data deret waktu diurai menurut komponen-komponennya sehingga dapat diketahui perilaku musiman, trend dan siklusnya. Dekomposisi dilakukan dengan metoda klasio rasio terhadap trend trend (Makridakis, wheelwright and Moge, 1983):

$$X_t = (St * Tt * Ct) * Et \dots (22)$$

X_t = data deret waktu aktual
 St = komponen musim
 Tt = komponen trend
 Ct = komponen siklus
 Et = komponen cak

Langkah pertama yang dilakukan ialah dengan mengisolasi trend dan siklus dengan menghitung rata-rata bergerak (*moving average*) untuk setiap deret sepanjang satu musim (dalam kasus ini 12 bulan). Rata-rata bergerak sepanjang satu musim tidak mengandung efek musiman dan hanya sedikit atau tidak ada komponen acak. Dengan demikian, hasil dari rata-rata bergerak tersebut ialah:

$$Ht = Tt * Ct \dots (23)$$

Persamaan (23) hanya mengandung trend dan siklus karena efek musim dan acak telah dihilangkan dengan melakukan rata-rata menurut

waktu pengamatan (bulan) selama beberapa periode siklus (tahun). Jika persamaan (22) dibagi dengan persamaan (23) akan diproteksi:

$$X_t/M_t = S_t * E_t \dots\dots\dots(24)$$

Persamaan (24) adalah rasio data aktual terhadap rata-rata bergerak yang menghasilkan komponen musim dan acak. Dengan melakukan rata-rata untuk setiap waktu pengamatan (bulan) selama beberapa periode (tahun) maka komponen acak (E_t) akan terhapus sehingga akan diperoleh indeks musim pada setiap waktu pengamatan (bulan).

Teknik Pendugaan

Dari uraian di atas, model pembentukan harga pada setiap lokasi pasar terdiri dari pasangan model pembentukan harga keseimbangan (jangka panjang) dan jangka pendek. Kedua model ini berhubungan secara rekursif melalui mekanisme koreksi kesalahan (ECM). Sehubungan dengan itu, model empiris tersebut diduga dengan pendekatan dua tahap seperti yang diusulkan oleh Stock and Watson (1993) dan digunakan oleh Klitgaard (1999). Pada dasarnya pendekatan ini merupakan salah satu varian kombinasi dari metode Engle-Granger (Engle and Granger, 1987) dan metode "autogressive distributed lag" (ADL) yang digunakan oleh Diakossavvas (1995).

Pada tahap pertama, model harga jangka panjang diduga dengan pendekatan regresi "Dynamic Ordinary Least Squares" (DOLS). DOLS merupakan teknik pendugaan OLS biasa dengan menambahkan peubah "leads" dan "lags" berda pertama (*first difference*) dari semua peubah bebas dalam model pembentukan harga jangka panjang. Pendekatan DOLS mengharuskan terpenuhinya beberapa persyaratan berikut:

1. Data level dari semua peubah harus bersifat nonstationer (*nonstationary*); sementara beda pertamanya harus bersifat stasioner (*stationary*).
2. Galat yang dihasilkan dugaan regresi DOLS bersifat stasioner.
3. Galat DOLS berkorelasi nyata dengan perubahan harga (peubah tak bebas).

Sifat stationaritas dari data diperiksa dengan uji kointegrasi (*cointegration test*). Dalam penelitian ini, uji kointegrasi dilakukan dengan pendekatan "Augmented Dickey-Fuller Test" (ADF) seperti yang diusulkan oleh Dickey and Fuller (1981) yang telah dipergunakan secara luas dalam penelitian empiris. Uji ADF dilakukan dengan menduga regresi:

$$\Delta Y_t = a + b Y_{t-1} + \sum C_i \Delta Y_{t-1} + e_t \dots\dots\dots(25)$$

Hipotesis nol bahwa data deret waktu Y terintegrasi berderajat satu dapat diuji berdasarkan statistik-t dari koefisien dugaan b . Jika hipotesis ditolak (jika statistik-t dugaan koefisien b lebih besar dari nilai kritis ADF) berarti

hipotesis nol ditolak dan hipotesis bahwa data deret waktu Y bersifat stasioner diterima.

Uji pendahuluan kedua yang perlu dilakukan ialah memeriksa apakah suatu peubah (sebut X) valid dijadikan sebagai peubah bebas. Hal ini dapat dilakukan dengan uji kointegrasi (*cointegration test*) seperti yang dilakukan Ardeni (1989), Goodwin and Schroeder (1991) dan Golletti and Chritina-Tsigas (1995). Uji apakah X terkointegrasi (*cointegrated*) dengan Y sehingga X valid dijadikan sebagai salah satu peubah bebas (determinan) bagi Y adalah sebagai berikut. Pertama-tama diduga regresi berikut dengan OLS:

$$Y_t = a + b X_t + U_t \dots \dots \dots (26)$$

Selanjutnya, diuji apakah galat (U) pada persamaan (25) stasioner atau tidak dengan mempergunakan pendekatan ADF seperti pada persamaan (26). Bila galat (U) stasioner maka peubah X dan Y terkointegrasi (*cointegrated*).

Tahap kedua ialah menduga model perilaku harga jangka pendek dengan OLS. *Lag* pertama dari galat hasil regresi model perilaku harga jangka panjang dimasukkan sebagai salah satu peubah bebas dalam model perilaku harga jangka pendek. Peubah ini tak lain ialah proksi bagi peubah koreksi kesalahan berdasarkan prinsip ECM. Hasil dugaan model perilaku harga jangka pendek selanjutnya digunakan untuk prakiraan harga.

Validasi

Validasi dilakukan dengan menganalisis kemampuan modal dugaan dalam menajaki (*tracking ability*) data aktual. Untuk itu, model hasil dugaan disimulasi dengan menggunakan data dasar yang dipergunakan dalam menduga model (*ex-post*) dan data deret waktu sesudah periode data dasar (*ex-ante*). Kesesuaian model diuji secara kualitatif dan kuantitatif. Uji kualitatif dilakukan secara visual yaitu sejauh mana hasil dugaan mampu mengikuti arah perubahan data aktualnya. Uji kuantitatif dilakukan dengan menggunakan statistik *Root of Mean Square Error* (RMSE) dan *Root of Mean Square Percentage Error* (RMPSE).

Data Dasar

Data dasar yang diperlukan dalam penelitian ini adalah data deret waktu bulanan/triwulanan untuk periode setidaknya 10 tahun terakhir. Variabel utama ialah harga (di pasar internasional, kota pelabuhan impor/ekspor, ibukota provinsi dan ibukota kabupaten), nilai tukar mata uang negara-negara eksportir utama, dan nilai tukar rupiah. Data dasar ini merupakan data sekunder yang didokumentasikan atau dipublikasikan oleh berbagai instansi pemerintah maupun lembaga-lembaga internasional.

Data kuantitatif dan informasi kualitatif penunjang yang diperlukan ialah kebijakan harga dan perdagangan baik yang dilakukan Indonesia sendiri maupun yang dilakukan oleh negara-negara asing mitra dagang Indonesia. Informasi tentang faktor-faktor eksternal yang sangat berpengaruh terhadap fluktuasi harga seperti penyimpangan iklim, dan

gejolak ekonomi juga diperlukan dan dalam spesifikasi model. Data dan informasi ini diperoleh dari berbagai instansi terkait dan survei literatur.

Uji Integrasi

Langkah pertama yang dilakukan sebelum estimasi model ekonometrik ialah pengujian ordo integrasi dari semua peubah yang akan dipergunakan dalam model proyeksi. Hal ini merupakan uji kepatutan penggunaan variabel dalam model proyeksi. Hanya variabel-variabel yang memiliki ordo integrasi sama patut dimasukkan dalam satu model perilaku yang diduga berdasarkan data deret waktu.

Uji statistik ordo integrasi dari peubah-peubah yang digunakan dalam model proyeksi dilakukan dengan metode *Dickey-Fuller* dan *Augmented Dickey-Fuller*. Hasil pengujian ditampilkan pada Tabel 2.1 untuk Tanaman Pangan dan Tabel 2.2. untuk Tanaman Perkebunan. Hasil pengujian menunjukkan bahwa semua peubah terintegrasi dengan ordo satu, sehingga, peubah-peubah tersebut secara ekonometrik dapat digunakan untuk menduga model perilaku harga.

Tabel 2.1. Uji Integrasi Untuk Tanaman Pangan

Jenis Harga	LEVEL								FIRST DIFFERENT							
	No-Trend				Trend				No-Trend				Trend			
	Intercept		No-Intercept		Intercept		No-Intercept		Intercept		No-Intercept		Intercept		No-Intercept	
	L0	L1	L0	L1	L0	L1	L0	L1	L0	L1	L0	L1	L0	L1	L0	L1
Harga Jagung	-1.896	-2.951	-0.514	-0.653	-1.897	-3.002	-1.897	-1.346	-8.811	-7.557	-8.836	-7.579	-8.783	-7.530	-8.810	-7.555
Harga Beras	-1.458	-2.498	-0.509	-0.652	-1.274	-2.380	0.456	-0.382	-8.828	-8.231	-8.851	-8.252	-8.865	-8.288	-8.849	-8.258
Harga Kedele	-2.360	-2.590	-0.179	-0.216	-2.292	-2.524	-0.022	-0.156	-12.152	-8.946	-12.185	-8.969	-12.151	-8.956	-12.152	-8.945
Harga Terigu	-1.687	-2.339	-0.477	-0.584	-1.662	-2.325	-0.534	-0.888	-9.865	-8.488	-9.892	-8.511	-9.840	-8.467	-9.867	-8.490
Harga Gula	-2.241	-2.559	-0.339	-0.431	-2.343	-2.646	-0.416	-0.627	-11.610	-10.514	-11.639	-10.539	-11.608	-10.526	-11.608	-10.511
ER China	-1.210	-1.202	1.147	1.151	-1.860	-1.849	0.060	0.076	-13.522	-9.521	-13.368	-9.346	-13.509	-9.521	-13.431	-9.425
ER Perancis	-1.600	-1.588	-1.226	-1.203	-0.895	-0.908	-1.801	-1.767	-12.707	-9.026	-12.700	-9.006	-12.808	-9.141	-12.662	-8.979
ER Brazil	116.814	8.191	118.103	7.941	117.529	8.360	116.561	7.985	21.614	15.617	22.224	15.763	21.485	15.551	21.838	15.652
ER Thailand	-0.767	-1.439	0.643	0.299	-1.997	-2.681	-1.382	-1.538	-10.371	-11.196	-10.372	-11.170	-10.389	-11.262	-10.405	-11.264
ER Australia	-0.902	-1.159	+0.476	0.393	-1.774	-1.975	-1.384	-1.358	-12.223	-9.748	-12.243	-9.755	-12.321	-9.899	-12.287	-9.836
ER Canada	-0.565	-0.529	0.377	0.391	-2.282	-2.254	-1.731	-1.773	-13.547	-8.854	-13.571	-8.871	-13.758	-9.071	-13.645	-8.946
ER Afrika Sel.	2.427	1.670	3.917	2.897	-0.831	-1.363	-1.388	-1.660	-10.575	-8.461	-10.154	-8.003	-10.970	-8.911	-10.931	-8.861
ER Belanda	-2.201	-2.194	-1.741	-1.739	-2.848	-2.859	-1.519	-1.518	-13.428	-9.133	-13.333	-9.028	-13.397	-9.110	-13.376	-9.082
ER Cuba	-1.290	-1.078	0.672	0.839	-2.174	-1.906	-0.691	-0.573	-14.220	9.892	-14.181	-9.837	-14.175	-9.857	-14.221	-9.898
ER Guatemala	-1.434	-1.453	1.847	2.230	-2.208	-1.830	-0.254	0.214	-15.826	-10.666	-15.188	-9.965	-15.849	-10.710	-15.518	-10.330

Keterangan : Taraf Nyata 95 % : dicetak tebal
 Taraf Nyata 99 % : dicetak miring

Tabel 2.2 Uji Integrasi Untuk Tanaman Perkebunan

Jenis Harga	LEVEL								FIRST DIFFERENT							
	No-Trend				Trend				No-Trend				Trend			
	Intercept		No-Intercept		Intercept		No-Intercept		Intercept		No-Intercept		Intercept		No-Intercept	
	L0	L1	L0	L1	L0	L1	L0	L1	L0	L1	L0	L1	L0	L1	L0	L1
Harga CPO	-0.0452	-0.0551	-0.0032	-0.0042	-0.0473	-0.0574	-0.0078	-0.0109	-0.7814	-0.8841	-0.7813	-0.8839	-0.7825	-0.8860	-0.7813	-0.8839
Harga Teh	-0.0835	-0.0886	-0.0104	-0.0108	-0.1000	-0.1073	-0.0520	-0.0551	-0.9762	-1.0285	-0.9760	-1.0281	-0.9763	-1.0285	-0.9760	-1.0281
Harga Karet	-0.0250	-0.0345	-0.0021	-0.0025	-0.0258	-0.0350	-0.0085	-0.0135	-0.6609	-0.6863	-0.6608	-0.6863	-0.6613	-0.6871	-0.6609	-0.6865
NT Malaysia	-0.9984	-0.9989	0.0020	0.0004	-1.0019	-1.0005	-0.0503	-0.0835	-1.0006	-1.0006	-1.0004	-1.0003	-1.0002	-1.0000	-1.0006	-1.0006
NT Kenya	-0.0025	-0.0040	0.0051	0.0032	-0.0407	-0.0518	-0.0131	-0.0156	-0.7099	-0.6433	-0.6913	-0.6175	-0.7101	-0.6436	-0.7099	-0.6433
NT India	0.0007	0.0002	0.0057	0.0046	-0.0585	-0.0670	-0.0081	-0.0083	-0.8201	-0.8214	-0.7278	-0.6766	-0.8215	-0.8238	-0.8206	-0.8223
NT Sri Lanka	0.0102	0.0123	0.0072	0.0085	0.0066	0.0129	0.0132	0.0174	-1.1277	-1.0108	-0.9510	-0.7076	-1.1809	-1.1288	-1.1638	-1.0887
NT Thailand	-0.0112	-0.0182	0.0028	0.0016	-0.0545	-0.0678	-0.0519	-0.0656	-0.7670	-0.9961	-0.7626	-0.9868	-0.7697	-1.0019	-0.7681	-0.9985
NT Indonesia	-0.0010	-0.0072	0.0074	0.0026	-0.0338	-0.0435	-0.0081	-0.0152	-0.6947	-0.7838	-0.6858	-0.7686	-0.6996	-0.7925	-0.6968	-0.7875

Keterangan : Taraf Nyata 95 % : dicetak tebal
 Taraf Nyata 99 % : dicetak miring

BAB III

MODEL PROYEKSI HARGA BERAS DAN GABAH

Hasil dugaan perilaku harga beras dunia jangka panjang ditampilkan pada Tabel 3.1, sedangkan jangka pendek ditampilkan pada Tabel 3.2. Harga beras dunia (FOB Bangkok) dipengaruhi secara nyata oleh nilai tukar Baht Thailand dan Rupee India. Nilai tukar Baht berhubungan negatif, sedangkan nilai tukar Rupee berhubungan positif dengan harga beras FOB Bangkok. Apabila Baht mengalami depresiasi maka nilai nominal dalam Baht setiap dollar penjualan ekspor beras akan meningkat. Penawaran ekspor beras Thailand akan meningkat dan harga beras ekspor FOB Bangkok akan menurun. Sebaliknya, depresiasi Rupee India akan menyebabkan peningkatan harga beras ekspor Thailand. Hal ini mungkin terjadi apabila depresiasi Rupee terjadi bersamaan dengan apresiasi Baht dan atau depresiasi mata uang negara importir beras lainnya. Dalam kondisi demikian, efek negatif depresiasi Rupee dapat ditutupi oleh efek positif apresiasi negara-negara eksportir beras lainnya dan penurunan permintaan akibat depresiasi mata uang negara-negara importir beras. Dalam jangka panjang harga beras FOB Bangkok juga dipengaruhi oleh trend, siklus (7 tahun dan 3,5 tahun) dan musim (12 bulan).

Tabel 3.1. Model Keseimbangan Harga Beras Dunia (FOB Bangkok, 25 % Broken) Jangka Panjang

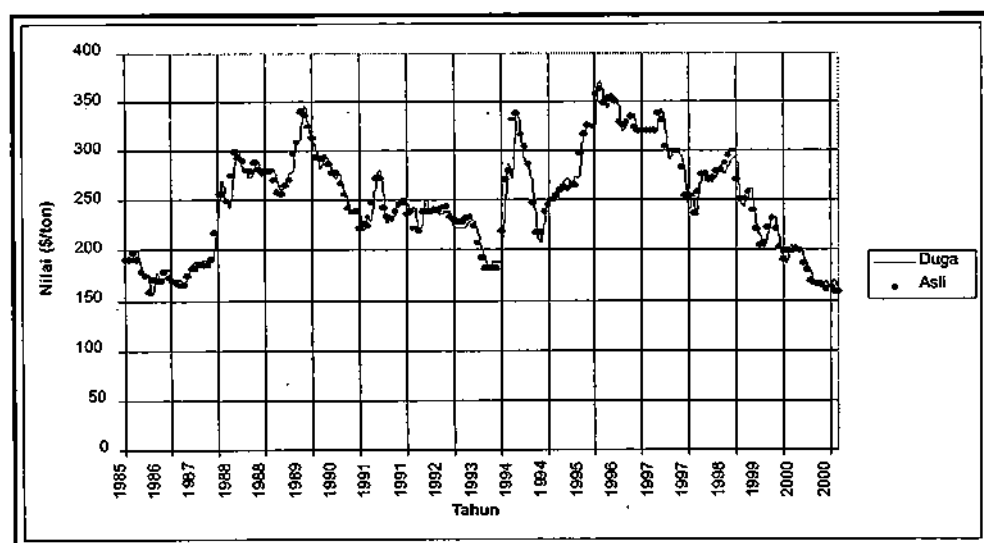
Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	225.430865	12.218	0.0001
Nilai Tukar Mata Uang Thailand	-2.307151	-4.844	0.0001
Nilai Tukar Mata Uang India	7.401558	4.809	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-11.141097	-4.084	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	5.477724	1.928	0.0554
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	-26.094320	-8.384	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	-57.817554	-15.420	0.0001
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	3.639772	1.332	0.1847
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-5.297495	-1.926	0.0558
Trend	-1.175181	-3.582	0.0004
$R^2 = 0.7678$			

Dalam jangka pendek, harga beras FOB Bangkok ditentukan oleh harga sebelumnya, perubahan harga sebelumnya dan perbedaan harga sebelumnya dari titik keseimbangannya. Perubahan nilai tukar Baht maupun Rupee tidak berpengaruh nyata terhadap tingkat harga saat ini.

Tabel 3.2. Model Keseimbangan Harga Beras Dunia (FOB Bangkok) Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob $> T $
Intersep	0.887251	0.184	0.8546
Lag (1) Harga Beras Dunia	0.996290	52.520	0.0001
Lag (1) Δ Harga Beras Dunia	0.494564	7.443	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.195612	-4.847	0.0001
$R^2 = 0.9511$			

Proses penyesuaian harga mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Hasil dugaan perilaku harga jangka pendek sangat baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh $R^2 = 0.9511$. Hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik (Gambar 3.1). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga beras FOB Bangkok.



Gambar 3.1. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Beras FOB Bangkok (25% Broken)

Pada rejim perdagangan terbuka, harga komoditas dagangan (*tradeable commodities*) di pasar domestik ditentukan oleh harga dunia. Harga dunia pertama-tama akan mempengaruhi harga perdagangan besar, dan selanjutnya perdagangan domestik mempengaruhi harga produsen di pasar dalam negeri. Hasil dugaan perilaku harga perdagangan besar beras rata-rata nasional ditampilkan pada Tabel 3.3 untuk jangka

panjang dan Tabel 3.4 untuk jangka pendek. Hasil dugaan menunjukkan bahwa harga perdagangan besar beras di tingkat nasional dipengaruhi oleh harga beras internasional (FOB Bangkok). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak-seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Model dugaan perilaku jangka pendek harga perdagangan besar beras rata-rata nasional cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang cukup tinggi yaitu $R^2 = 0,9960$. Hal ini juga ditunjukkan oleh hasil simulasi ke belakang yang dapat menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik (Gambar 3.2).

Tabel 3.3. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Beras Nasional Jangka Panjang

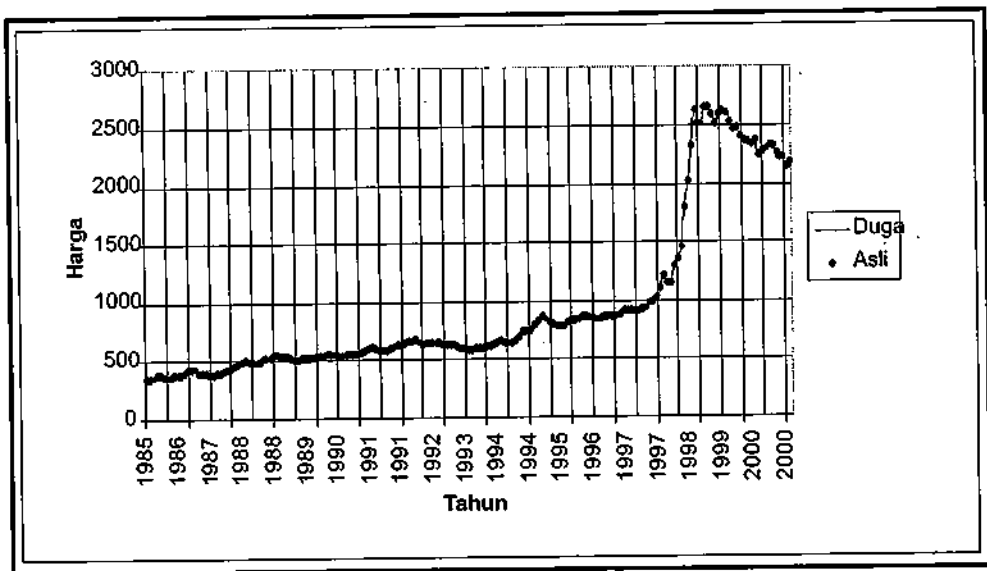
Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-64.297453	-1.557	0.1211
Harga Beras Internasional	0.436505	9.154	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	124.981604	4.241	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	46.832742	1.577	0.1166
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	189.437689	6.546	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	100.028266	3.207	0.0016
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-23.165388	-0.810	0.4191
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	30.025249	1.051	0.2947
Trend	6.309094	11.636	0.0001
$R^2 = 0.8385$			

Tabel 3.4. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Beras Nasional Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-2.874787	-0.506	0.6138
Lag (1) Hrg Perdag Besar Beras Nasional	1.009403	190.499	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag Besar Beras Nasional	0.402392	6.178	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.056237	-4.208	0.0001
$R^2 = 0.9960$			

Pada penelitian ini, harga di tingkat produsen dihipotesiskan ditentukan oleh harga di tingkat perdagangan besar di ibukota provinsi bersangkutan dan karakteristik lokal. Karakteristik lokal, dalam hal ini, dihipotesiskan dapat direfleksikan dalam trend atau siklus harga tahunan atau musiman. Kedua hipotesis ini terbukti dari hasil analisis

ekonometrik. Hasil dugaan model ekonometrik perilaku harga gabah rata-rata nasional ditampilkan pada Tabel 3.3-3.4. Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri". Perubahan harga beras di tingkat perdagangan besar akan menyebabkan harga gabah aktual di tingkat petani menyimpang dari titik keseimbangan jangka panjangnya. Ketidakseimbangan ini selanjutnya mendorong penyesuaian harga aktual jangka pendek. Hasil dugaan perilaku harga gabah jangka pendek di tingkat petani cukup baik dalam menjelaskan variasi data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang cukup tinggi ($R^2 = 0,9960$). Kesimpulan ini juga didukung oleh kenyataan bahwa hasil simulasi ke belakang mampu menelusuri data aktual dengan cukup baik (Gambar 3.2).



Gambar 3.2. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Beras Nasional

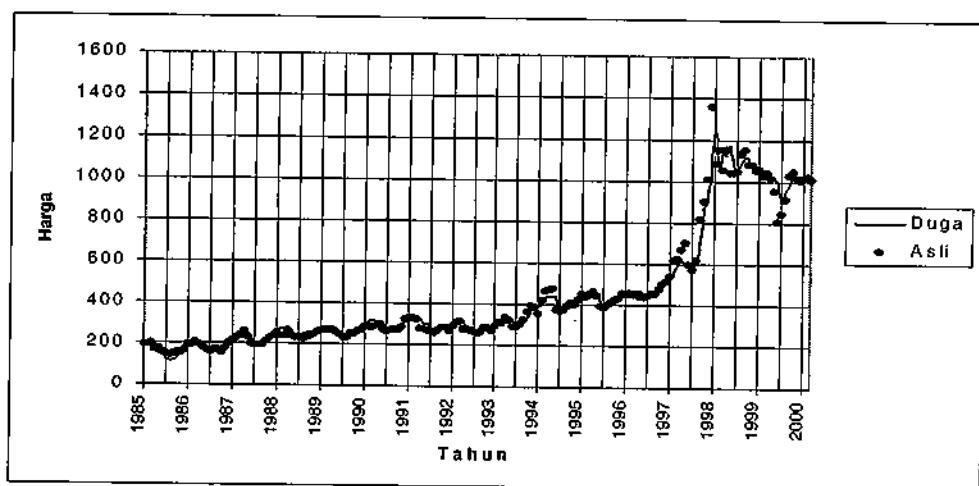
Seperti halnya untuk tingkat nasional, model dugaan perilaku harga perdagangan besar beras di beberapa ibukota provinsi juga cukup baik. Untuk setiap lokasi yang dikaji, proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti mekanisme "koreksi kesalahan sendiri". Hasil dugaan peubah harga perdagangan beras di Medan ditampilkan pada Tabel 3.7 - 3.8, di Bandung pada Tabel 3.9-3.10, di Surabaya pada Tabel 3.11-3.12, dan di Makassar pada Tabel 3.13-3.14. Model dugaan perilaku harga jangka pendek dinilai cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi (R^2) yang sangat tinggi yaitu 0,9914 untuk Medan, 0,9858 untuk Bandung, 0,9872 untuk Surabaya, dan 0,9896 untuk Makassar. Kesimpulan ini juga didukung oleh hasil simulasi ke belakang yang terbukti mampu menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik di masing-masing lokasi penelitian (Gambar 3.4-3.7).

Tabel 3.5. Model Keseimbangan Harga Produsen Gabah Nasional Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	10.664599	2.027	0.0442
Harga Perdagangan Besar Gabah Nasional	0.394704	52.712	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-3.600214	-0.987	0.3249
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-12.138394	-3.274	0.0013
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	-5.912798	-1.577	0.1166
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	-12.242697	-2.984	0.0033
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	19.454612	5.456	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	18.306058	5.100	0.0001
Trend	0.573645	6.411	0.0001
$R^2 = 0.9872$			

Tabel 3.6. Model Keseimbangan Harga Produsen Gabah Nasional Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	2.718563	0.482	0.6304
Lag (1) Harga Produsen Gabah Nasional	1.001269	92.210	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Gabah Nasional	0.205309	2.684	0.0080
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.820437	-7.454	0.0001
$R^2 = 0.9799$			



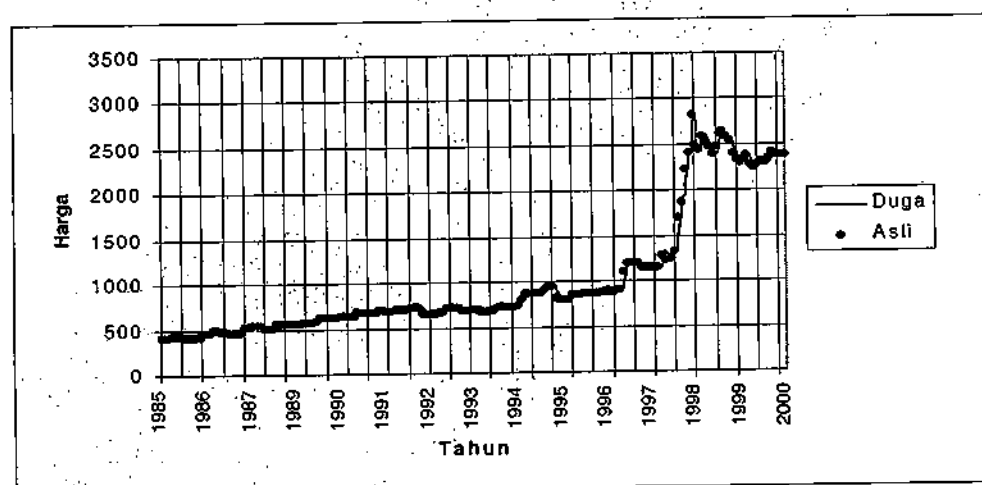
Gambar 3.3. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Gabah Nasional

Tabel 3.7. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Beras Jangka Panjang Sumatera Utara

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	15.321201	0.381	0.7035
Harga Beras Internasional	0.426383	9.184	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	90.250661	3.145	0.0019
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	10.635772	0.368	0.7135
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	168.824119	5.992	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	108.086923	3.559	0.0005
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-28.953802	-1.040	0.2999
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	18.285532	0.657	0.5118
Trend	6.273050	11.883	0.0001
$R^2 = 0.8408$			

Tabel 3.8. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Beras Sumatera Utara Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-7.103184	-0.820	0.4133
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Beras Sumut	1.015909	132.614	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Beras Sumut	0.161571	2.308	0.0221
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.085538	-4.498	0.0001
$R^2 = 0.9914$			



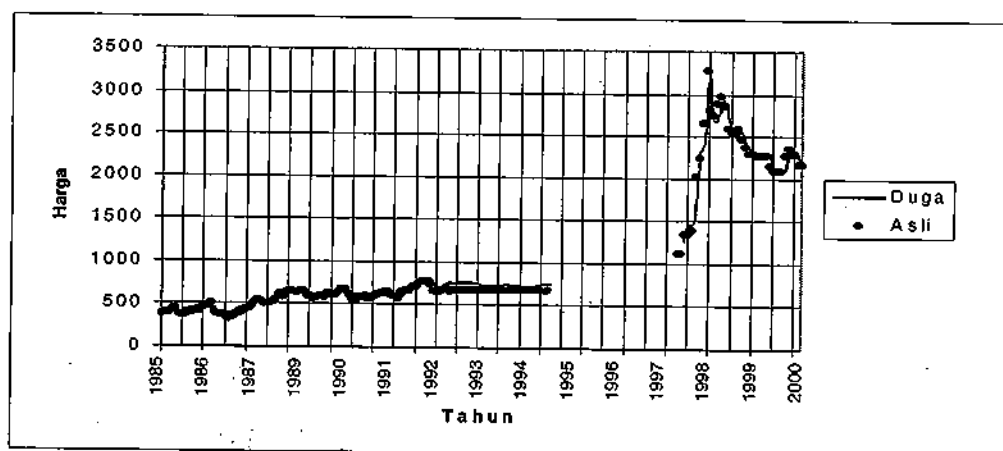
Gambar 3.4. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Beras Sumatera Utara

Tabel 3.9. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Beras Jangka Panjang Jawa Barat

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-24.018442	-0.549	0.5840
Harga Beras Internasional	0.439634	7.913	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	183.122783	5.189	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	79.950484	2.187	0.0303
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	84.695629	2.200	0.0294
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	17.337646	0.440	0.6604
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-49.762330	-1.481	0.1408
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	51.379231	1.534	0.1272
Trend	7.071088	10.089	0.0001
$R^2 = 0.8588$			

Tabel 3.10. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Beras Jawa Barat Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-	-0.573	0.5675
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Beras Jabar	7.328805	92.749	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Beras Jabar	1.016964	1.735	0.0847
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	0.133284	-4.929	0.0001
	0.150243		
$R^2 = 0.9858$			



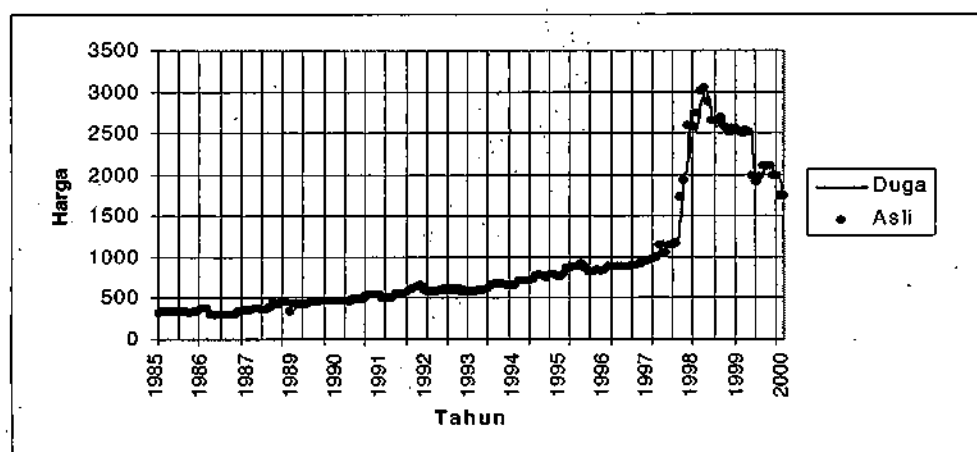
Gambar 3.5. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Beras Jawa Barat

Tabel 3.11. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Beras Jangka Panjang Jawa Timur

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-132.911230	-2.979	0.0033
Harga Beras Internasional	0.420912	8.168	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	148.307684	4.656	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	79.356901	2.472	0.0143
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	185.715936	5.938	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	128.002454	3.797	0.0002
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-32.832612	-1.062	0.2896
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	49.246185	1.595	0.1124
Trend	6.690934	11.418	0.0001
$R^2 = 0.8266$			

Tabel 3.12. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Beras Jawa Timur Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-2.618907	-2.618907	0.7926
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Beras Jatim	1.009696	1.009696	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Beras Jatim	0.229764	0.229764	0.0009
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.098208	-0.098208	0.0001
$R^2 = 0.9872$			



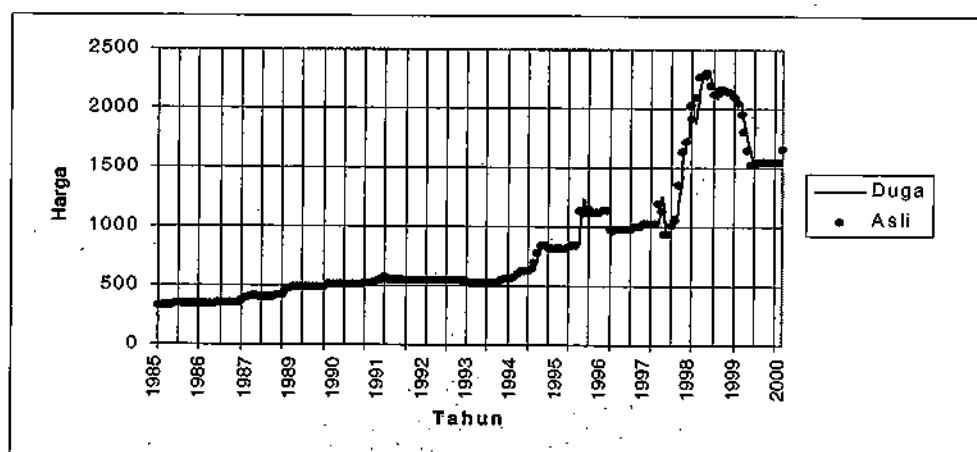
Gambar 3.6. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Beras Jawa Timur

Tabel 3.13. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Beras Jangka Panjang Sulawesi Selatan

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	20.575748	0.630	0.5294
Harga Beras Internasional	0.264403	7.012	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	133.069145	5.709	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	56.274113	2.396	0.0176
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	52.935214	2.313	0.0218
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	61.141241	2.479	0.0141
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-12.523193	-0.554	0.5805
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	23.706534	1.049	0.2955
Trend	5.808147	13.545	0.0001
$R^2 = 0.8336$			

Tabel 3.14. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Beras Sulawesi Selatan Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-1.100306	-0.143	0.8866
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Beras Sulsel	1.007610	121.753	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Beras Sulsel	0.285106	4.152	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.069936	-3.479	0.0006
$R^2 = 0.9896$			



Gambar 3.7. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Beras Sulawesi Selatan

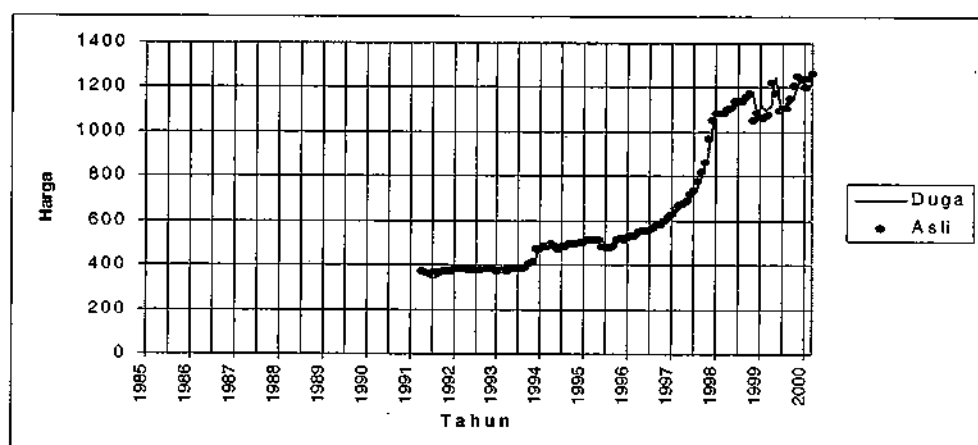
Secara umum, perilaku harga gabah di tingkat petani di empat provinsi yang diteliti mirip dengan rata-rata nasional. Harga gabah di tingkat petani dipengaruhi oleh harga beras perdagangan besar di ibukota provinsi dan karakteristik lokal. Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti mekanisme "koreksi kesalahan sendiri". Perubahan harga beras di tingkat pedagang besar di ibukota provinsi akan menyebabkan harga gabah di tingkat petani di provinsi bersangkutan menyimpang dari titik keseimbangan jangka panjangnya. Ketidakseimbangan jangka panjangnya ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian harga jangka pendek. Hasil dugaan model perilaku harga gabah di tingkat petani di Sumatera Utara ditampilkan pada Tabel 3.15-3.16, di Jawa Barat pada Tabel 3.17-3.18, di Jawa Timur pada Tabel 3.19-3.20, dan di Sulawesi Selatan pada Tabel 3.21-3.22. Hasil dugaan model proyeksi harga gabah jangka pendek cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi (R^2) yang sangat tinggi yaitu 0,9876 untuk Sumatera Utara, 0,9921 untuk Jawa Barat, 0,9873 untuk Jawa Timur, dan 0,9898 untuk Sulawesi Selatan. Kesimpulan ini juga didukung oleh hasil simulasi model ke belakang yang ternyata dapat menelusuri data aktualnya dengan cukup baik (Gambar 3.8-3.11). Dengan demikian model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga gabah bulanan di tingkat petani.

Tabel 3.15. Model Keseimbangan Harga Produsen Gabah Jangka Panjang Sumatera Utara

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-333.131730	-9.688	0.0001
Harga Perdagangan Besar Gabah Sumut	0.162277	7.341	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-25.384303	-4.010	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	27.351998	5.319	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	41.746227	7.718	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	70.800615	7.451	0.0001
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 thn)	11.102069	2.369	0.0198
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 thn)	2.290735	0.481	0.6316
Trend	5.887821	12.632	0.0001
$R^2 = 0.9883$			

Tabel 3.16. Model Keseimbangan Harga Produsen Gabah Sumatera Utara Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	0.082157	0.014	0.9890
Lag (1) Harga Produsen Gabah Sumut	1.008584	120.607	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Gabah Sumut	0.259838	2.813	0.0059
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.404455	-4.988	0.0001
$R^2 = 0.9933$			



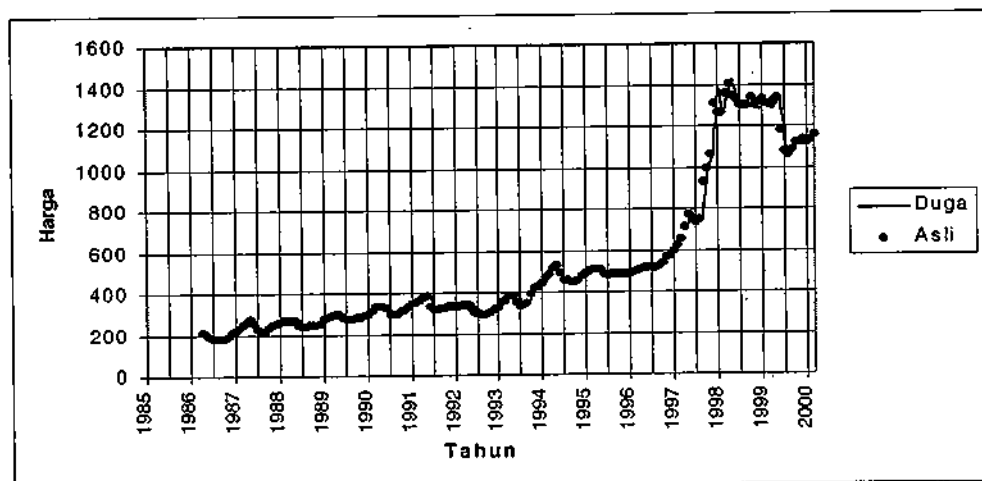
Gambar 3.8. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Gabah Sumatera Utara

Tabel 3.17. Model Keseimbangan Harga Produsen Gabah Jangka Panjang Jawa Barat

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-59.669954	-4.637	0.0001
Harga Perdagangan Besar Gabah Jabar	0.406450	26.071	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-5.410128	-0.659	0.5108
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	4.069024	0.516	0.6065
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	14.124275	1.858	0.0656
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	-8.159801	-0.767	0.4447
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	21.036445	2.837	0.0053
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-14.772074	-1.980	0.0499
Trend	1.741364	6.711	0.0001
R ² = 0. 9789			

Tabel 3.18. Model Keseimbangan Harga Produsen Gabah Jawa Barat Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	3.089148	0.580	0.5632
Lag (1) Harga Produsen Gabah Jabar	1.002908	122.932	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Gabah Jabar	0.191737	2.212	0.0288
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.152824	-2.687	0.0082
R ² = 0. 9921			



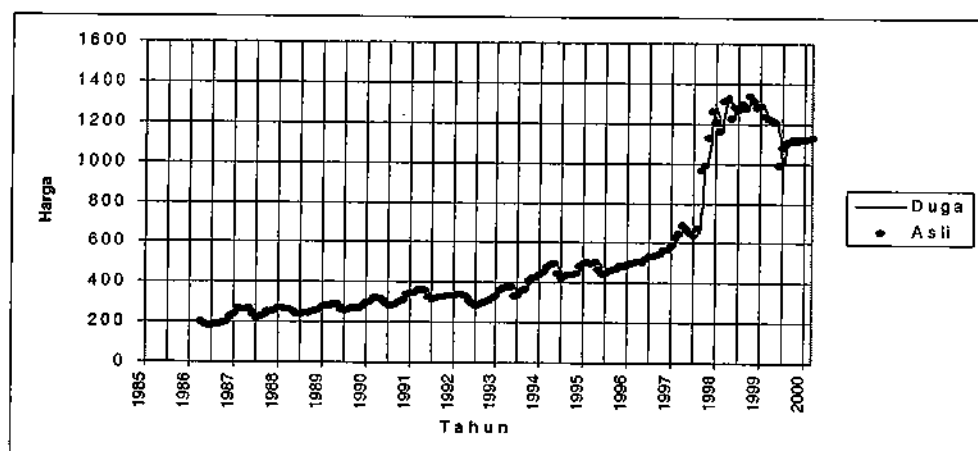
Gambar 3.9. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Gabah Jawa Barat

Tabel 3.19. Model Keseimbangan Harga Produsen Gabah Jangka Panjang Jawa Timur

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	16.485583	1.887	0.0610
Harga Perdagangan Besar Gabah Jatim	0.421076	43.874	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	4.054798	0.782	0.4352
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-14.686039	-2.854	0.0049
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	12.631018	2.530	0.0124
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	-8.511401	-1.466	0.1445
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	6.624224	1.344	0.1807
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	6.603785	1.339	0.1823
Trend	0.973538	7.474	0.0001
$R^2 = 0.9835$			

Tabel 3.20. Model Keseimbangan Harga Produsen Gabah Jawa Timur Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	4.531581	0.822	0.4124
Lag (1) Harga Produsen Gabah Jatim	1.001122	110.890	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Gabah Jatim	0.068061	0.862	0.3899
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.138990	-1.903	0.0588
$R^2 = 0.9873$			



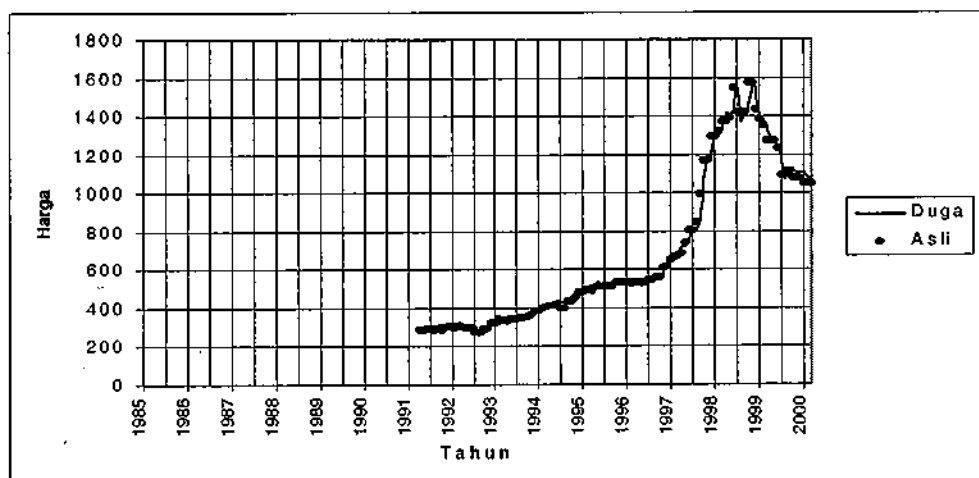
Gambar 3.10. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Gabah Jawa Timur

Tabel 3.21. Model Keseimbangan Harga Produsen Gabah Jangka Panjang Sulawesi Selatan

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-435.301082	-12.468	0.0001
Harga Perdagangan Besar Gabah Sulsel	0.425334	14.400	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-51.576904	-6.013	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	4.200308	0.472	0.6383
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	9.442356	1.234	0.2200
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	116.094498	14.553	0.0001
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-3.563526	-0.526	0.5997
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	4.946756	0.727	0.4690
Trend	4.861623	10.090	0.0001
$R^2 = 0.9862$			

Tabel 3.22. Model Keseimbangan Harga Produsen Gabah Sulawesi Selatan Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	7.309518	0.920	0.3599
Lag (1) Harga Produsen Gabah Sulsel	0.997732	98.925	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Gabah Sulsel	0.263760	2.775	0.0066
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.361383	-3.947	0.0001
$R^2 = 0.9898$			



Gambar 3.11. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Gabah Sulawesi Selatan

BAB IV

MODEL PROYEKSI HARGA JAGUNG

Hasil dugaan perilaku harga jagung dunia jangka panjang ditampilkan pada Tabel 4.1, sedangkan jangka pendek ditampilkan pada Tabel 4.2. Harga jagung dunia (FOB US Gulf Ports) dipengaruhi secara nyata oleh nilai tukar Yuan Cina dan Franc Perancis. Nilai tukar Franc berhubungan negatif, sedangkan nilai tukar Yuan berhubungan positif dengan harga jagung FOB US Gulf Ports No. 2 yellow. Apabila Franc mengalami depresiasi maka nilai nominal dalam Franc setiap dollar penjualan ekspor jagung akan meningkat. Penawaran ekspor jagung Perancis akan meningkat dan harga jagung ekspor FOB US Gulf Ports akan menurun. Pengaruh Franc Perancis terhadap harga jagung dunia (FOB US Gulf Ports) dapat pula terjadi melalui hubungan kontemporer antara Franc dan mata uang eksportir jagung utama lainnya, khususnya mata uang Argentina dan Brazil. Depresiasi Franc menunjukkan apresiasi dollar AS dan itu dapat pula bersamaan dengan depresiasi mata uang Argentina dan Brazil. Selanjutnya, depresiasi mata uang Argentina dan Brazil akan meningkatkan volume ekspor jagung kedua negara tersebut sehingga harga jagung dunia akan menurun.

Berbeda dengan Franc Perancis, depresiasi Yuan akan menyebabkan peningkatan harga jagung dunia (FOB US Gulf Ports). Hal ini mungkin terjadi apabila depresiasi Yuan terjadi bersamaan dengan apresiasi Franc serta mata uang eksportir jagung lainnya dan atau depresiasi mata uang negara importir jagung. Dalam kondisi demikian, efek negatif depresiasi Yuan dapat ditutupi oleh efek positif apresiasi Franc dan mata uang eksportir jagung lainnya serta penurunan permintaan akibat depresiasi mata uang negara-negara importir jagung. Dalam jangka panjang harga jagung FOB US Gulf Ports juga dipengaruhi oleh trend, siklus (7 tahun dan 2 tahun) dan musim (12 bulan).

Dalam jangka pendek, harga jagung FOB US Gulf Ports ditentukan oleh harga sebelumnya, perubahan harga sebelumnya dan perbedaan harga sebelumnya dari titik keseimbangannya. Perubahan nilai tukar Yuan maupun Franc tidak berpengaruh nyata terhadap tingkat harga saat ini. Proses penyesuaian harga mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Hasil dugaan perilaku harga jangka pendek sangat baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh $R^2 = 0,9374$. Hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik (Gambar 4.2). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga jagung FOB US Gulf Ports.

Seperti yang ditampilkan pada bagian Metodologi (Bab II), pada rejim perdagangan terbuka, harga komoditas dagangan (*tradeable commodities*) di pasar domestik ditentukan oleh harga dunia. Harga dunia pertama-tama akan mempengaruhi harga perdagangan besar, dan

selanjutnya perdagangan besar mempengaruhi harga produsen di pasar dalam negeri. Hasil dugaan perilaku harga perdagangan besar jagung rata-rata nasional ditampilkan pada Tabel 4.3 untuk jangka panjang dan Tabel 4.4 untuk jangka pendek. Hasil dugaan menunjukkan bahwa harga perdagangan besar jagung di tingkat nasional dipengaruhi oleh harga jagung internasional (FOB US Gulf Ports). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Model dugaan perilaku jangka pendek harga perdagangan besar jagung rata-rata nasional cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang cukup tinggi yaitu $R^2 = 0,9935$. Hal ini juga ditunjukkan oleh hasil simulasi ke belakang yang dapat menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik (Gambar 4.2).

Pada penelitian ini, harga di tingkat produsen dihipotesiskan ditentukan oleh harga di tingkat perdagangan besar di ibukota provinsi bersangkutan dan karakteristik lokal. Karakteristik lokal, dalam hal ini, dihipotesiskan dapat direfleksikan dalam trend atau siklus harga tahunan atau musiman. Kedua hipotesis ini terbukti dari hasil analisis ekonometrik. Hasil dugaan model ekonometrik perilaku harga jagung rata-rata nasional ditampilkan pada Tabel 4.5-4.6. Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri". Perubahan harga jagung di tingkat perdagangan besar akan menyebabkan harga gabah aktual di tingkat petani menyimpang dari titik keseimbangan jangka panjangnya. Ketidakseimbangan ini selanjutnya mendorong penyesuaian harga aktual jangka pendek. Hasil dugaan perilaku harga jagung jangka pendek di tingkat petani cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang cukup tinggi ($R^2 = 0,9925$). Kesimpulan ini juga didukung oleh kenyataan bahwa hasil simulasi ke belakang mampu menelusuri data aktual dengan cukup baik (Gambar 4.3).

Seperti halnya untuk tingkat nasional, model dugaan perilaku harga perdagangan besar jagung di beberapa ibukota provinsi juga cukup baik. Untuk setiap lokasi yang dikaji, proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti mekanisme "koreksi kesalahan sendiri". Hasil dugaan peubah harga perdagangan jagung di Medan ditampilkan pada Tabel 4.7-4.8, di Bandung pada Tabel 4.9-4.10, di Surabaya pada Tabel 4.11-4.12, dan di Makassar pada Tabel 4.13-4.14. Model dugaan perilaku harga jangka pendek dinilai cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi (R^2) yang sangat tinggi yaitu 0,9731 untuk Medan, 0,9884 untuk Bandung, 0,9803 untuk Surabaya, dan 0,9912 untuk Makassar. Kesimpulan ini juga didukung oleh hasil simulasi ke belakang yang terbukti mampu menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik di masing-masing lokasi penelitian (Gambar 4.4-4.7).

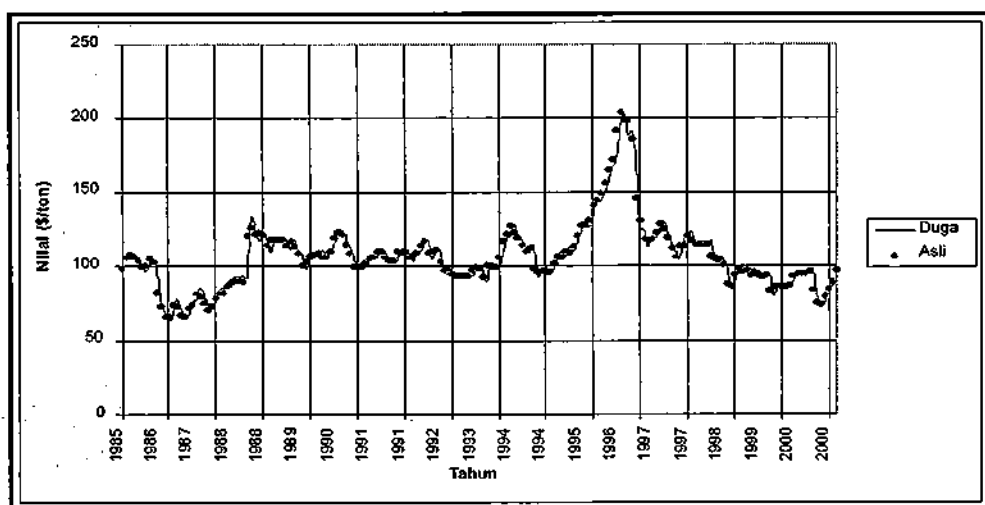
Secara umum, perilaku harga jagung di tingkat petani di empat provinsi yang diteliti mirip dengan rata-rata nasional. Harga jagung di tingkat petani dipengaruhi oleh harga jagung perdagangan besar di ibukota provinsi dan karakteristik lokal. Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti mekanisme "koreksi kesalahan sendiri". Perubahan harga jagung di tingkat pedagang besar di ibukota provinsi akan menyebabkan harga jagung di tingkat petani di provinsi bersangkutan menyimpang dari titik keseimbangan jangka panjangnya. Ketidakseimbangan jangka panjangnya ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian harga jangka pendek. Hasil dugaan model perilaku harga jagung di tingkat petani di Sumatera Utara ditampilkan pada Tabel 4.15-4.16, di Jawa Barat pada Tabel 4.17-4.18, di Jawa Timur pada Tabel 4.19-4.20, dan di Sulawesi Selatan pada Tabel 4.21-4.22. Hasil dugaan model proyeksi harga jagung jangka pendek cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi (R^2) yang sangat tinggi yaitu 0,9890 untuk Sumatera Utara, 0,9856 untuk Jawa Barat, 0,9787 untuk Jawa Timur, dan 0,9902 untuk Sulawesi Selatan. Kesimpulan ini juga didukung oleh hasil simulasi model kebelakang yang ternyata dapat menelusuri data aktualnya dengan cukup baik (Gambar 4.8-4.11). Dengan demikian model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga jagung bulanan di tingkat petani.

Tabel 4.1. Model Keseimbangan Harga Jagung Dunia (FO3 US Gulf Ports No.2 Yellow) Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	120.385732	7.206	0.0001
Nilai Tukar Mata Uang China	3.387128	1.697	0.0915
Nilai Tukar Mata Uang Perancis	-5.249711	-2.385	0.0182
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-7.141883	-3.738	0.0003
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-15.703720	-8.474	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	9.115086	5.341	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	0.241510	0.143	0.8861
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-2.149031	-1.281	0.2019
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-3.244190	-1.910	0.0577
Trend	-0.032506	-0.425	0.6712
$R^2 = 0.5385$			

Tabel 4.2. Model Keseimbangan Harga Jagung Dunia (FOB US Gulf Ports No.2 Yellow) Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	0.606393	0.215	0.8301
Lag (1) Harga Jagung Dunia	0.993837	38.082	0.0001
Lag (1) Δ Harga Jagung Dunia	0.437835	6.505	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.111679	-2.863	0.0047
$R^2 = 0.9374$			



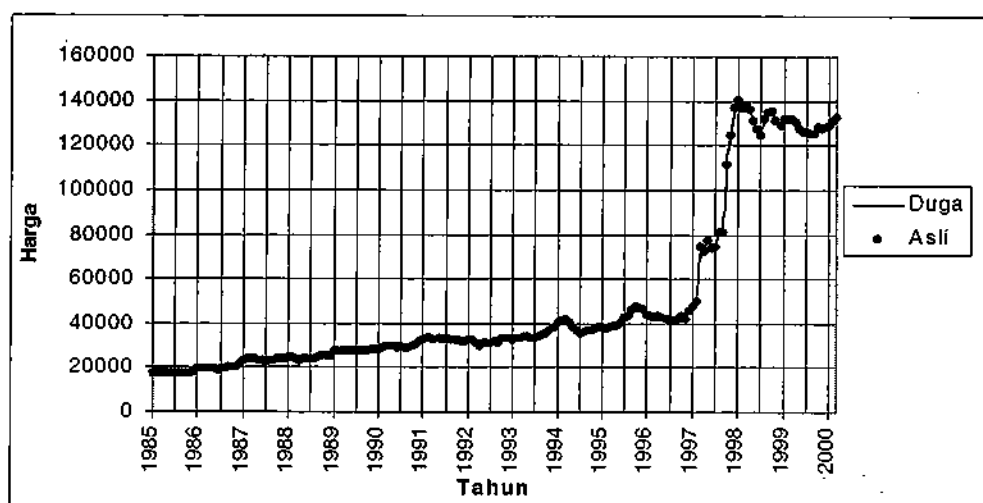
Gambar 4.1. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Jagung Dunia (FOB US Gulf Ports No.2 Yellow)

Tabel 4.3. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Jagung Nasional Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-3343.473501	-1.395	0.1649
Harga Internasional Jagung	76.225355	10.193	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	5258.990848	3.000	0.0031
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	11177	6.604	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-3931.731223	-2.328	0.0211
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-126.616124	-0.076	0.9393
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	2557.301404	1.570	0.1182
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	2914.110956	1.775	0.0777
Trend	273.305348	7.702	0.0001
$R^2 = 0.8388$			

Tabel 4.4. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Jagung Nasional Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-505.150486	-1.270	0.2058
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Jagung Nasional	1.021015	148.900	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag Besar Jagung Nasional	0.200563	2.967	0.0034
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.100772	-6.070	0.0001
$R^2 = 0.9935$			



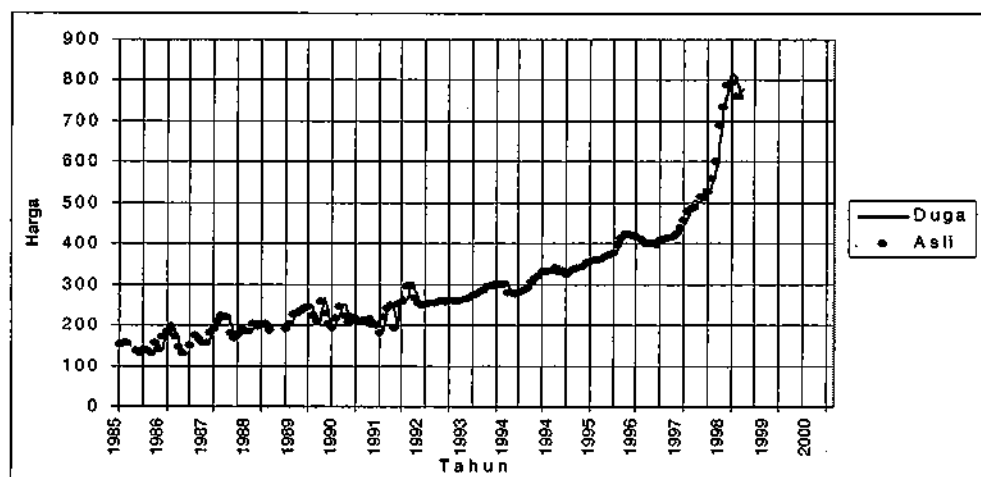
Gambar 4.2. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Jagung Nasional

Tabel 4.5. Model Keseimbangan Harga Produsen Jagung Nasional Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	18.221268	2.626	0.0094
Harga Perdagangan Besar Jagung Nasional	0.590533	33.195	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	7.942570	1.571	0.1181
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-10.758959	-2.083	0.0388
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	22.371810	4.841	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-14.064553	-3.012	0.0030
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-4.308403	-0.923	0.3575
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-4.744653	-1.029	0.3050
Trend	0.747490	6.940	0.0001
$R^2 = 0.9650$			

Tabel 4.6. Model Keseimbangan Harga Produsen Jagung Nasional Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-4.247133	-1.466	0.1445
Lag (1) Harga Produsen Jagung Nasional	1.025763	137.247	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Jagung Nasional	0.071624	0.950	0.3435
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.174020	-4.688	0.0001
$R^2 = 0.9925$			



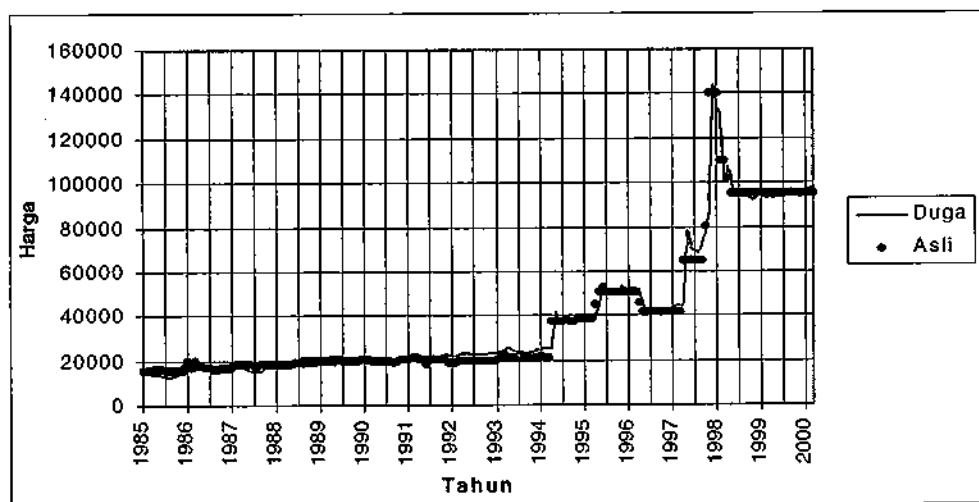
Gambar 4.3. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Jagung Nasional

Tabel 4.7. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Jagung Jangka Panjang Sumatera Utara

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-3399.125292	-1.626	0.1057
Harga Internasional Jagung Sumut	64.995848	9.970	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	2588.975350	1.694	0.0920
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	3586.515549	2.431	0.0161
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-3040.071213	-2.064	0.0405
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-1052.864890	-0.728	0.4677
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	1762.353204	1.241	0.2163
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	2348.184875	1.641	0.1027
Trend	213.476386	6.901	0.0001
$R^2 = 0.8095$			

Tabel 4.8. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Jagung Sumatera Utara Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-705.419446	-1.076	0.2835
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Jagung Sumut	1.027881	73.177	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Jagung Sumut	0.163319	2.445	0.0155
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.210103	-6.647	0.0001
$R^2 = 0.9731$			



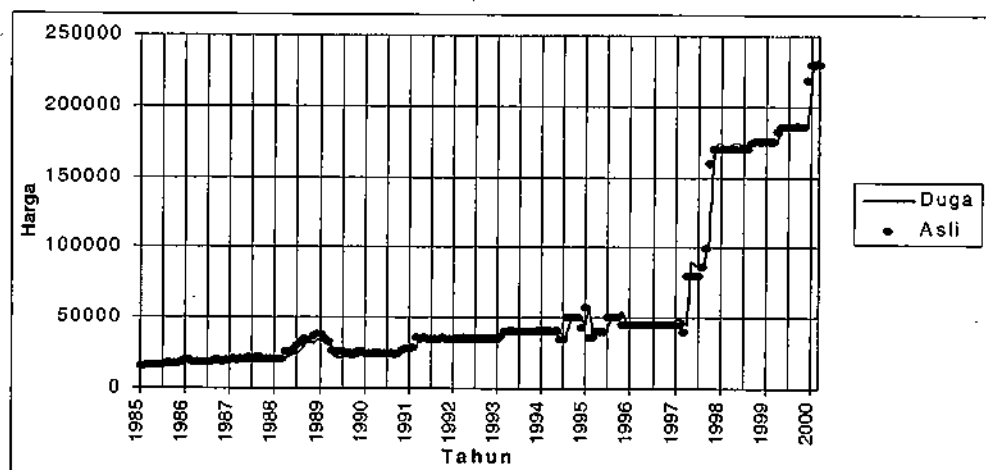
Gambar 4.4. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Jagung Sumatera Utara

Tabel 4.9. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Jagung Jangka Panjang Jawa Barat

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-19015	-4.772	0.0001
Harga Internasional Jagung Jabar	117.741785	9.475	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	14990	5.146	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	16573	5.893	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-6764.451181	-2.410	0.0170
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-712.662204	-0.258	0.7964
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	2482.497370	0.917	0.3604
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	5075.396640	1.860	0.0645
Trend	384.745128	6.525	0.0001
$R^2 = 0.8041$			

Tabel 4.10. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Jagung Jawa Barat Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-972.325269	-1.367	0.1734
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Jagung Jabar	1.036794	106.103	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Jagung Jabar	0.015988	0.216	0.8296
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.102202	-4.883	0.0001
$R^2 = 0.9884$			



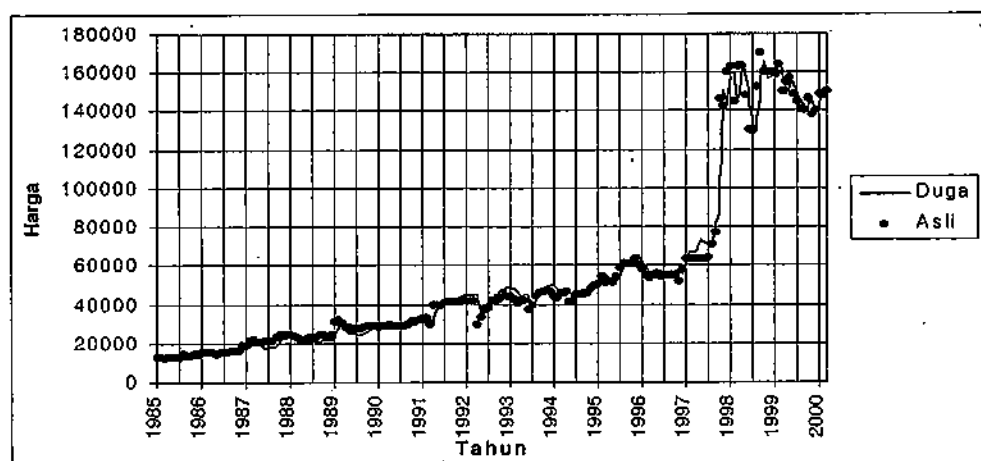
Gambar 4.5. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Jagung Jawa Barat

Tabel 4.11. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Jagung Jangka Panjang Jawa Timur

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-9909.284716	-3.393	0.0009
Harga Internasional Jagung Jatim	66.036494	7.249	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	6525.569040	3.056	0.0026
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	12646	6.134	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-3708.135311	-1.802	0.0733
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-58.558822	-0.029	0.9769
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	1789.202819	0.902	0.3685
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	4745.057112	2.373	0.0188
Trend	448.747816	10.382	0.0001
$R^2 = 0.8307$			

Tabel 4.12. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Jagung Jawa Timur Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-588.868653	-0.737	0.4619
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Jagung Jatim	1.024675	86.513	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Jagung Jatim	0.000271	0.004	0.9969
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.151711	-5.401	0.0001
$R^2 = 0.9803$			



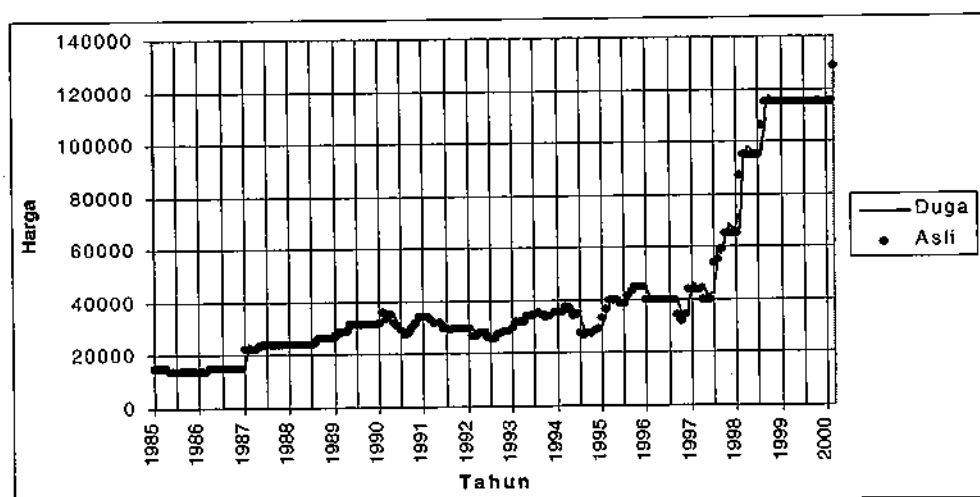
Gambar 4.6. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Jagung Jawa Timur

Tabel 4.13. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Jagung Jangka Panjang Sulawesi Selatan

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	532.807814	0.224	0.8231
Harga Internasional Jagung Sulsel	35.770777	4.818	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	5301.836168	3.047	0.0027
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	8136.810880	4.843	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-787.396131	-0.470	0.6393
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	58.833931	0.036	0.9716
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	1671.883321	1.034	0.3027
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	1369.972760	0.840	0.4018
Trend	308.705854	8.763	0.0001
$R^2 = 0.7425$			

Tabel 4.14. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Jagung Sulawesi Selatan Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-496.523159	-1.224	0.2226
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Jagung Sulsel	1.024261	120.908	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Jagung Sulsel	0.201402	2.601	0.0101
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.043262	-2.689	0.0079
$R^2 = 0.9912$			



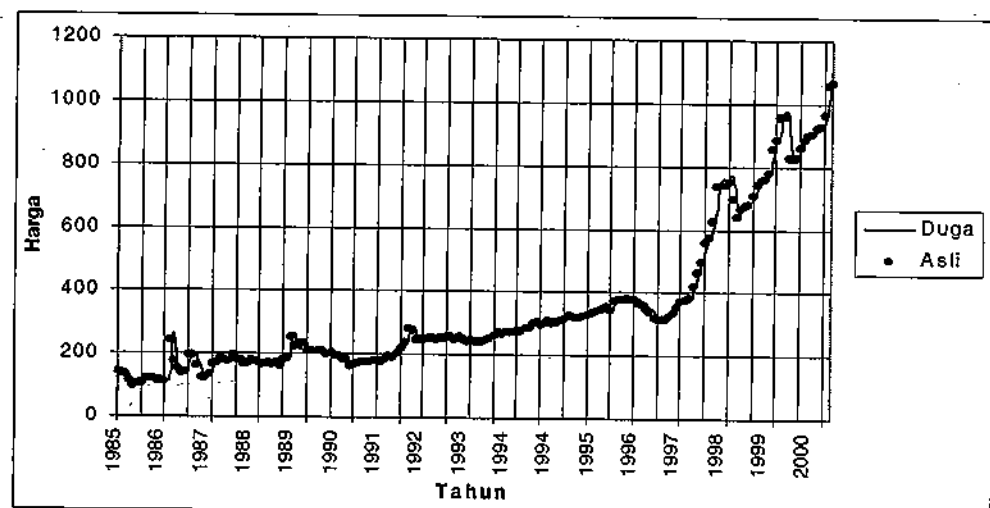
Gambar 4.7. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Jagung

Tabel 4.15. Model Keseimbangan Harga Produsen Jagung Jangka Panjang Sumatera Utara

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	4.115417	0.422	0.6732
Harga Perdagangan Besar Jagung Sumut	0.525301	18.431	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	54.633590	8.012	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	0.723569	0.101	0.9196
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-6.402405	-0.954	0.3414
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-7.484824	-1.115	0.2664
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-4.926164	-0.741	0.4597
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	1.938665	0.291	0.7715
Trend	1.310033	8.758	0.0001
$R^2 = 0.9261$			

Tabel 4.16. Model Keseimbangan Harga Produsen Jagung Sumatera Utara Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-1.668113	-0.507	0.6126
Lag (1) Harga Produsen Jagung Sumut	1.017550	121.406	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Jagung Sumut	0.131923	1.677	0.0953
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.038096	-1.181	0.2392
$R^2 = 0.9890$			



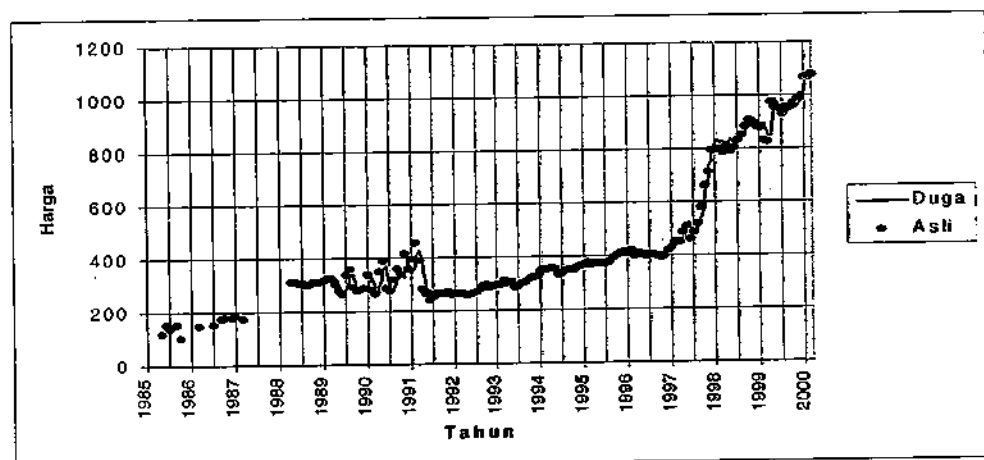
Gambar 4.8. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Jagung Sumatera Utara

Tabel 4.17. Model Keseimbangan Harga Produsen Jagung Jangka Panjang Jawa Barat

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	126.293993	12.436	0.0001
Harga Perdagangan Besar Jagung Jabar	0.365780	33.686	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-30.005421	-5.690	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	1.934034	0.342	0.7329
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	11.626155	2.320	0.0217
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-6.808603	-1.348	0.1798
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-3.586199	-0.713	0.4770
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	5.951278	1.196	0.2337
Trend	0.612019	4.952	0.0001
$R^2 = 0.9678$			

Tabel 4.18. Model Keseimbangan Harga Produsen Jagung Jawa Barat Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-3.638875	-0.683	0.4960
Lag (1) Harga Produsen Jagung Jabar	1.019796	94.661	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Jagung Jabar	0.081908	1.008	0.3152
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.265424	-4.726	0.0001
$R^2 = 0.9856$			



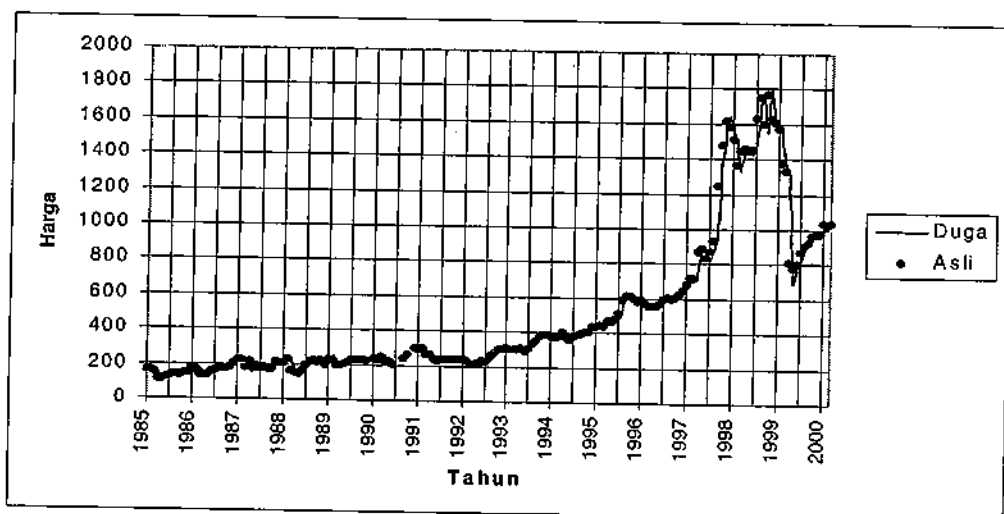
Gambar 4.9. Simulasi Keblakang Model Proyeksi Harga Produsen Jagung Jawa Barat

Tabel 4.19. Model Keseimbangan Harga Produsen Jagung Jangka Panjang Jawa Timur

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	13.716699	0.649	0.5174
Harga Perdagangan Besar Jagung Jatim	0.864476	18.370	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-78.321097	-5.157	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	41.406945	2.671	0.0083
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	37.647068	2.671	0.0083
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	1.859232	0.134	0.8938
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-11.945393	-0.848	0.3978
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-24.023187	-1.732	0.0849
Trend	0.017505	0.048	0.9616
$R^2 = 0.9018$			

Tabel 4.20. Model Keseimbangan Harga Produsen Jagung Jawa Timur Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	8.371343	1.158	0.2485
Lag (1) Harga Produsen Jagung Jatim	0.990011	85.081	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Jagung Jatim	0.213481	2.649	0.0088
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.009576	-0.235	0.8148
$R^2 = 0.9787$			



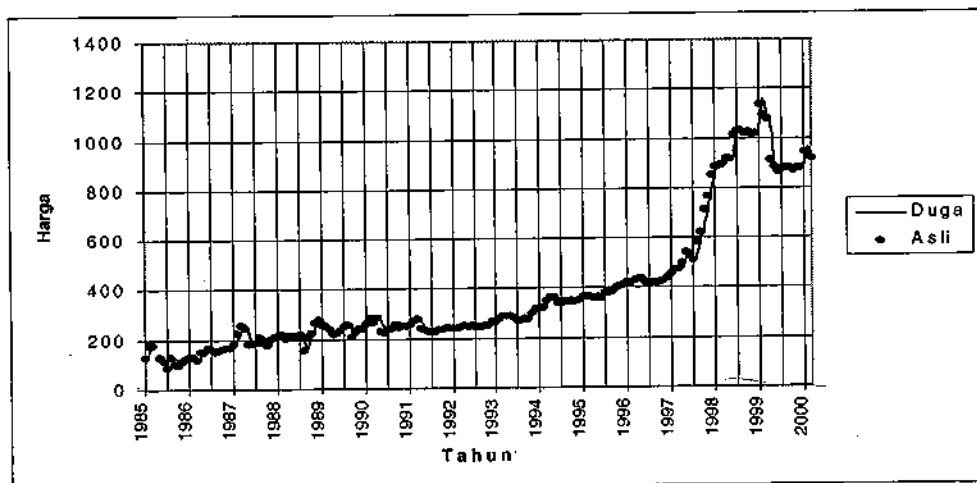
Gambar 4.10. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Jagung Jawa Timur

Tabel 4.21. Model Keseimbangan Harga Produsen Jagung Jangka Panjang Sulawesi Selatan

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-8.577889	-0.978	0.3295
Harga Perdagangan Besar Jagung Sulsel	0.716299	26.623	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-10.700831	-1.643	0.1020
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	16.709994	2.602	0.0100
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	24.612266	4.063	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	4.771313	0.793	0.4291
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-6.027914	-1.003	0.3172
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	6.664140	1.107	0.2700
Trend	0.927522	6.650	0.0001
$R^2 = 0.9528$			

Tabel 4.22. Model Keseimbangan Harga Produsen Jagung Sulawesi Selatan Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	3.080623	0.891	0.3741
Lag (1) Harga Produsen Jagung Sulsel	1.002243	130.860	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Jagung Sulsel	0.147970	1.836	0.0679
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.029184	-0.748	0.4556
$R^2 = 0.9902$			



Gambar 4.11. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Jagung Sulawesi Selatan

BAB V

MODEL PROYEKSI HARGA KEDELAI

Hasil dugaan perilaku harga kedelai dunia jangka panjang ditampilkan pada Tabel 5.1, sedangkan jangka pendek ditampilkan pada Tabel 5.2. Harga kedelai dunia (CIF Rotterdam) dipengaruhi secara nyata oleh nilai tukar Yuan Cina. Nilai tukar Yuan berhubungan negatif dengan harga kedelai CIF Rotterdam. Apabila Yuan mengalami depresiasi maka nilai nominal dalam Yuan setiap dollar penjualan ekspor kedelai akan meningkat. Penawaran ekspor kedelai Cina akan meningkat dan harga kedelai akan menurun. Pengaruh nilai tukar Yuan Cina terhadap harga kedelai dunia dapat pula terjadi melalui hubungan korelasi kontemporer nilai tukar Yuan dengan nilai tukar mata uang ekspor utama kedelai lainnya, khususnya mata uang Argentina dan Brazil. Depresiasi Yuan Cina berarti apresiasi dollar AS sehingga dapat pula berarti depresiasi mata uang Argentina dan Brazil. Depresiasi mata uang Argentina dan Brazil akan mendorong peningkatan pasokan ekspor kedelai Argentina dan Brazil, sehingga harga kedelai dunia akan menurun. Sayangnya, data tentang nilai tukar mata uang Argentina dan Brazil tidak dapat diperoleh peneliti sehingga tidak dapat dimasukkan sebagai peubah bebas dalam model perilaku harga kedelai dunia.

Dalam jangka panjang harga kedelai CIF Rotterdam juga dipengaruhi oleh trend, siklus (7 tahun dan 2 tahun) dan musim (12 bulan). Dalam jangka pendek, harga kedelai CIF Rotterdam ditentukan oleh harga sebelumnya, perubahan harga sebelumnya dan perbedaan harga sebelumnya dari titik keseimbangannya. Perubahan nilai tukar Yuan Cina tidak berpengaruh nyata terhadap tingkat harga saat ini. Proses penyesuaian harga mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Hasil dugaan perilaku harga jangka pendek sangat baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh $R^2 = 0,9021$. Hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik (Gambar 5.1). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga kedelai CIF Rotterdam.

Seperti yang ditampilkan pada bagian Metodologi (Bab II), pada rejim perdagangan terbuka, harga komoditas dagangan (*tradeable commodities*) di pasar domestik ditentukan oleh harga dunia. Harga dunia pertama-tama akan mempengaruhi harga perdagangan besar, dan selanjutnya perdagangan besar mempengaruhi harga produsen kedelai di pasar dalam negeri. Hasil dugaan perilaku harga perdagangan besar kedelai rata-rata nasional ditampilkan pada Tabel 5.3 untuk jangka panjang dan Tabel 5.4 untuk jangka pendek. Hasil dugaan menunjukkan bahwa harga perdagangan besar kedelai di tingkat nasional dipengaruhi oleh harga kedelai internasional (CIF Rotterdam). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error*

correction). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Model dugaan perilaku jangka pendek harga perdagangan besar kedelai rata-rata nasional cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang sangat tinggi yaitu $R^2 = 0,9961$. Hal ini juga ditunjukkan oleh hasil simulasi ke belakang yang dapat menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik (Gambar 5.2).

Pada penelitian ini, harga di tingkat produsen dihipotesiskan ditentukan oleh harga di tingkat perdagangan besar di ibukota provinsi bersangkutan dan karakteristik lokal. Karakteristik lokal, dalam hal ini, dihipotesiskan dapat direfleksikan dalam trend atau siklus harga tahunan atau musiman. Kedua hipotesa ini terbukti dari hasil analisis ekonometrik. Hasil dugaan model ekonometrik perilaku harga kedelai rata-rata nasional ditampilkan pada Tabel 5.5-5.6. Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri". Perubahan harga kedelai di tingkat perdagangan besar akan menyebabkan harga kedelai aktual di tingkat petani menyimpang dari titik keseimbangan jangka panjangnya. Ketidakseimbangan ini selanjutnya mendorong penyesuaian harga aktual jangka pendek. Hasil dugaan perilaku harga kedelai jangka pendek ditingkat petani cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang sangat tinggi ($R^2 = 0,9937$). Kesimpulan ini juga didukung oleh kenyataan bahwa hasil simulasi ke belakang mampu menelusuri data aktual dengan cukup baik (Gambar 5.3).

Seperti halnya untuk tingkat nasional, model dugaan perilaku harga perdagangan besar kedelai di beberapa ibukota provinsi juga cukup baik. Untuk setiap lokasi yang dikaji, proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti mekanisme "koreksi kesalahan sendiri". Hasil dugaan peubah harga perdagangan kedelai di Medan ditampilkan pada Tabel 5.7-5.8, di Bandung pada Tabel 5.9-5.10 di Surabaya pada Tabel 5.11-5.12, dan di Makassar pada Tabel 5.13-5.14. Model dugaan perilaku harga jangka pendek dinilai cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi (R^2) yang sangat tinggi yaitu 0,9923 untuk Medan, 0,9831 untuk Bandung, 0,9370 untuk Surabaya, dan 0,9620 untuk Makassar. Kesimpulan ini juga didukung oleh hasil simulasi ke belakang yang terbukti mampu menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik di masing-masing lokasi penelitian (Gambar 5.4-5.7).

Secara umum, perilaku harga kedelai di tingkat petani di empat provinsi yang diteliti mirip dengan rata-rata nasional. Harga kedelai di tingkat petani dipengaruhi oleh harga kedelai perdagangan besar di ibukota provinsi dan karakteristik lokal. Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti mekanisme "koreksi kesalahan sendiri". Perubahan harga kedelai di tingkat pedagang besar di ibukota provinsi akan menyebabkan harga kedelai di tingkat petani di provinsi bersangkutan

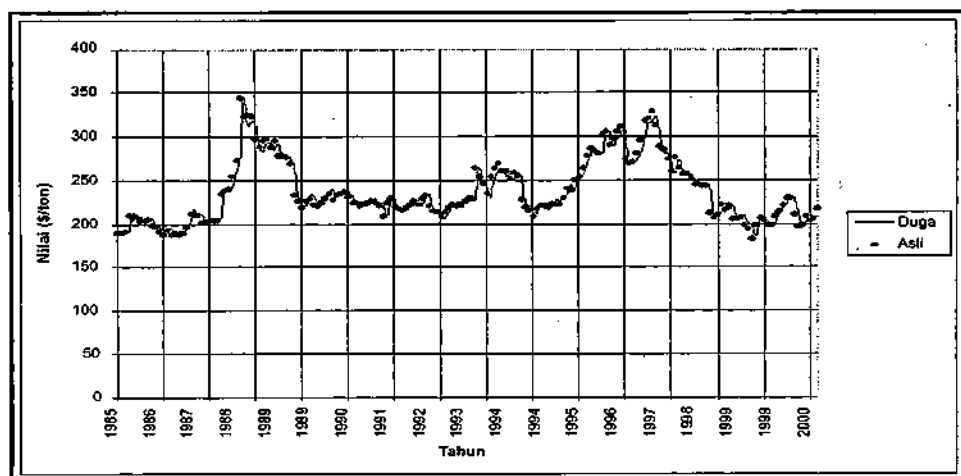
menyimpang dari titik keseimbangan jangka panjangnya. Ketidakseimbangan jangka panjangnya ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian harga jangka pendek. Hasil dugaan model perilaku harga kedelai di tingkat petani di Sumatera Utara ditampilkan pada Tabel 5.15-5.16, di Jawa Barat pada Tabel 5.17-5.18, di Jawa Timur pada Tabel 5.19-5.20, dan di Sulawesi Selatan pada Tabel 5.21-5.22. Hasil dugaan model proyeksi harga kedelai jangka pendek di tingkat petani cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi (R^2) yang sangat tinggi yaitu 0,98993 untuk Sumatera Utara, 0,9892 untuk Jawa Barat, 0,9852 untuk Jawa Timur, dan 0,9710 untuk Sulawesi Selatan. Kesimpulan ini juga didukung oleh hasil simulasi model ke belakang yang ternyata dapat menelusuri data aktualnya dengan cukup baik (Gambar 5.8-5.11). Dengan demikian model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga kedelai bulanan di tingkat petani.

Tabel 5.1. Model Keseimbangan Harga Kedelai Dunia (US, CIF Rotterdam) Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	233.782751	26.849	0.0001
Nilai Tukar Mata Uang China	-2.206787	-0.794	0.4280
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-6.463475	-2.267	0.0246
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-34.788727	-12.462	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	4.482791	1.699	0.0910
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-3.008534	-1.148	0.2524
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-5.485908	-2.102	0.0370
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-4.270459	-1.615	0.1082
Trend	0.209307	1.908	0.0581
$R^2 = 0.5302$			

Tabel 5.2. Model Keseimbangan Harga Kedelai Dunia (US, CIF Rotterdam) Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	3.394254	0.439	0.6610
Lag (1) Harga Kedelai Dunia	0.986275	30.453	0.0001
Lag (1) Δ Harga Kedelai Dunia	0.144779	1.946	0.0533
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.104259	-2.192	0.0297
$R^2 = 0.9021$			



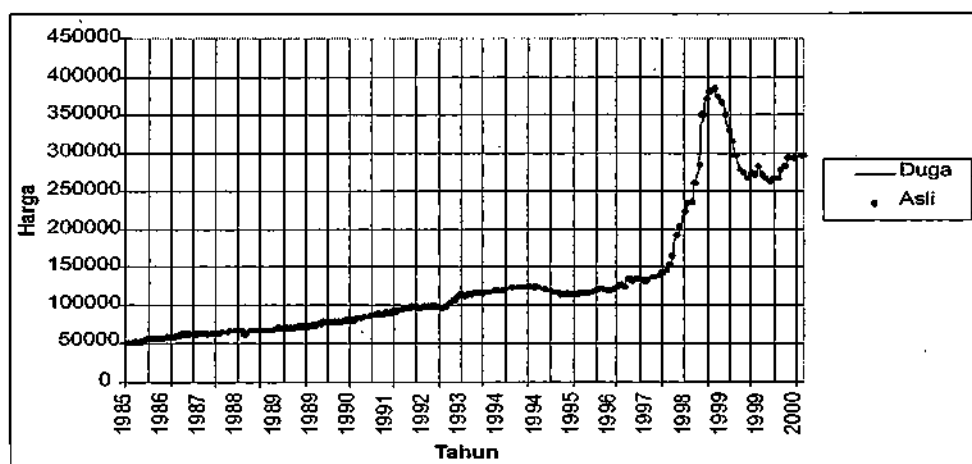
Gambar 5.1. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Kedelai Dunia (US, CIF Rotterdam)

Tabel 5.3. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Kedelai Nasional Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	12809	2.701	0.0076
Harga Internasional Kedelai	63.750150	10.507	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	7643.207862	2.225	0.0274
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	23151	6.849	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-12322	-3.734	0.0003
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-2811.290756	-0.855	0.3935
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	5148.584515	1.597	0.1121
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	1077.306831	0.333	0.7399
Trend	744.392672	11.117	0.0001
R ² = 0. 8715			

Tabel 5.4. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Kedelai Nasional Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-674.376188	-0.863	0.3893
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Kedelai Nasional	1.009681	193.556	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Kedelai Nasional	0.562720	10.371	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.093811	-6.554	0.0001
R ² = 0. 9961			



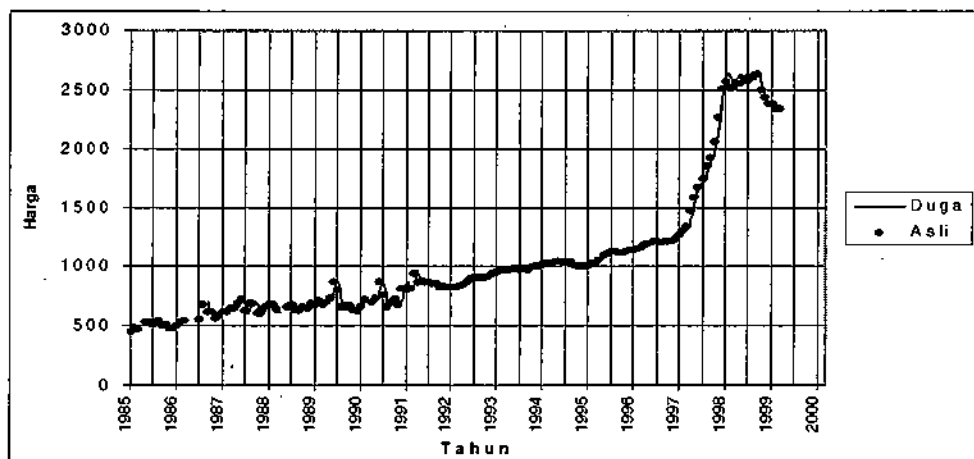
Gambar 5.2. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Kedelai Nasional

Tabel 5.5. Model Keseimbangan Harga Produsen Kedelai Nasional Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	112.266900	8.052	0.0001
Harga Perdagangan Besar Kedelai Nasional	0.664662	39.692	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-8.493349	-0.826	0.4099
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-6.837772	-0.666	0.5065
Sinus Siklus Jangka Panjang (2 Tahun)	9.040040	0.986	0.3256
Cosinus Siklus Jangka Panjang (2 Tahun)	-38.295235	-4.013	0.0001
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	5.761609	0.623	0.5340
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-13.304439	-1.432	0.1541
Trend	1.199235	4.998	0.0001
$R^2 = 0.9780$			

Tabel 5.6. Model Keseimbangan Harga Produsen Kedelai Nasional Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-4.068951	-0.534	0.5941
Lag (1) Harga Produsen Kedelai Nasional	1.010190	153.326	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Kedelai Nasional	0.280891	3.834	0.0002
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.162079	-3.792	0.0002
$R^2 = 0.9937$			



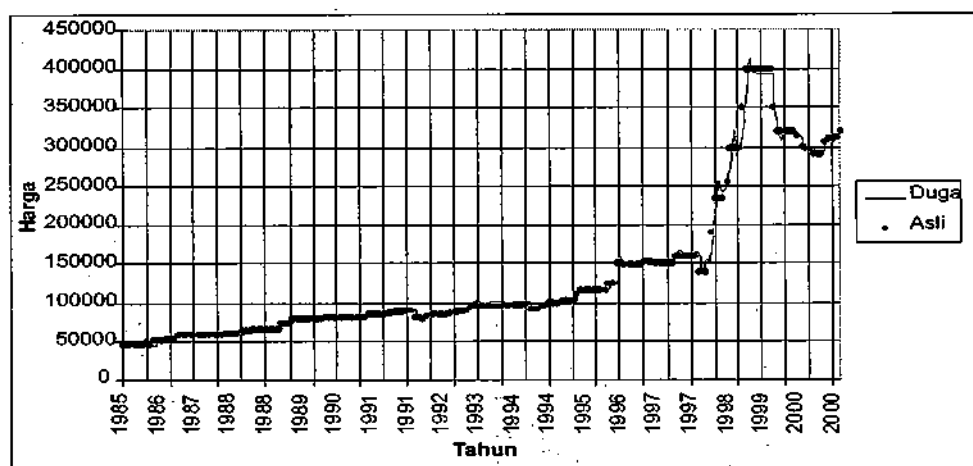
Gambar 5.3. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Kedelai Nasional

Tabel 5.7. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Kedelai Jangka Panjang Sumatera Utara

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	1242.725415	0.196	0.8451
Harga Internasional Kedelai	67.157470	8.268	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	3442.578128	0.749	0.4551
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	21440	4.738	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-16014	-3.625	0.0004
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	2723.823710	0.619	0.5367
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	1728.836830	0.401	0.6892
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	467.855857	0.108	0.9142
Trend	869.301701	9.698	0.0001
$R^2 = 0.8206$			

Tabel 5.8. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Kedelai Sumatera Utara Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-	-0.710	0.4786
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Kedelai Sumut	835.475320	134.888	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Kedelai Sumut	1.013351	5.883	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	0.384908	-4.809	0.0001
	-0.083527		
$R^2 = 0.9922$			



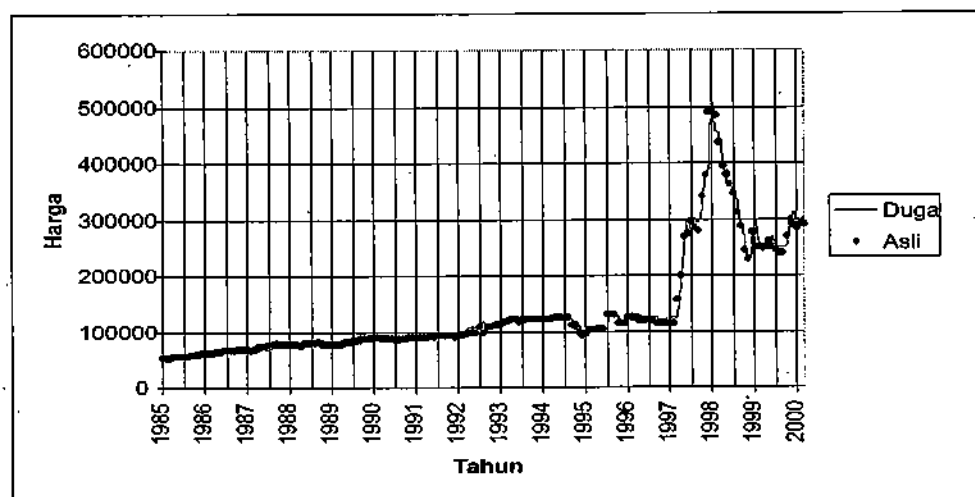
Gambar 5.4. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Kedelai Sumatera Utara

Tabel 5.9. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Kedelai Jangka Panjang Jawa Barat

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	18306	2.937	0.0038
Harga Internasional Kedelai	96.844246	12.148	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	1634.989093	0.362	0.7176
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	19946	4.491	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-13661	-3.150	0.0019
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-9730.517294	-2.253	0.0255
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	7099.47614	1.676	0.0955
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	1927.095436	0.453	0.6513
Trend	449.922134	5.114	0.0001
$R^2 = 0.8213$			

Tabel 5.10. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Kedelai Jawa Barat Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-1993.605470	-1.147	0.2531
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Kedelai Jabar	1.021386	92.303	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Kedelai Jabar	0.358641	5.933	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.194746	-7.537	0.0001
$R^2 = 0.9831$			



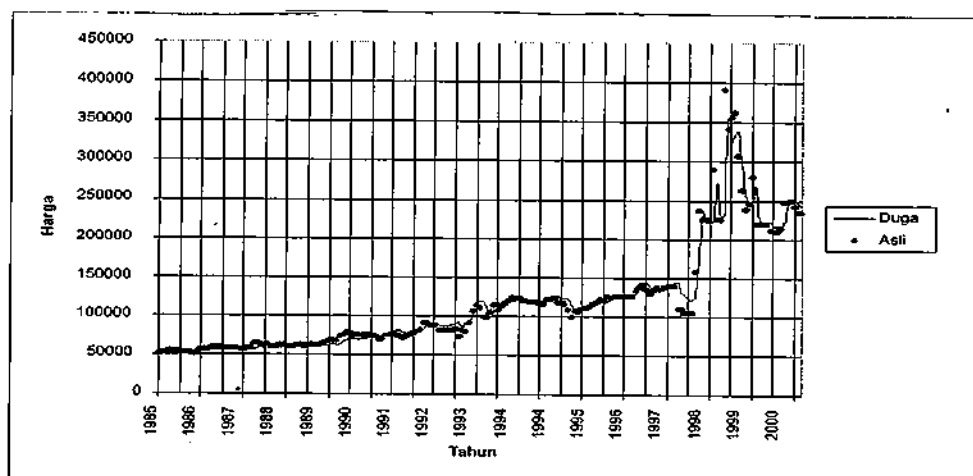
Gambar 5.5. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Kedelai Jawa Barat

Tabel 5.11. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Kedelai Jangka Panjang Jawa Timur

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	18331	3.574	0.0005
Harga Internasional Kedelai	29.439690	4.486	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	10175	2.739	0.0068
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	17650	4.828	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-13020	-3.648	0.0003
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	1849.550144	0.520	0.6035
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-137.239841	-0.039	0.9686
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-974.836325	-0.278	0.7812
Trend	812.941563	11.225	0.0001
$R^2 = 0.7775$			

Tabel 5.12. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Kedelai Jawa Timur Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-1391.338939	-0.490	0.6251
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Kedelai Jatim	1.021180	47.020	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Kedelai Jatim	-0.063218	-0.879	0.3805
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.214648	-4.648	0.0001
$R^2 = 0.9370$			



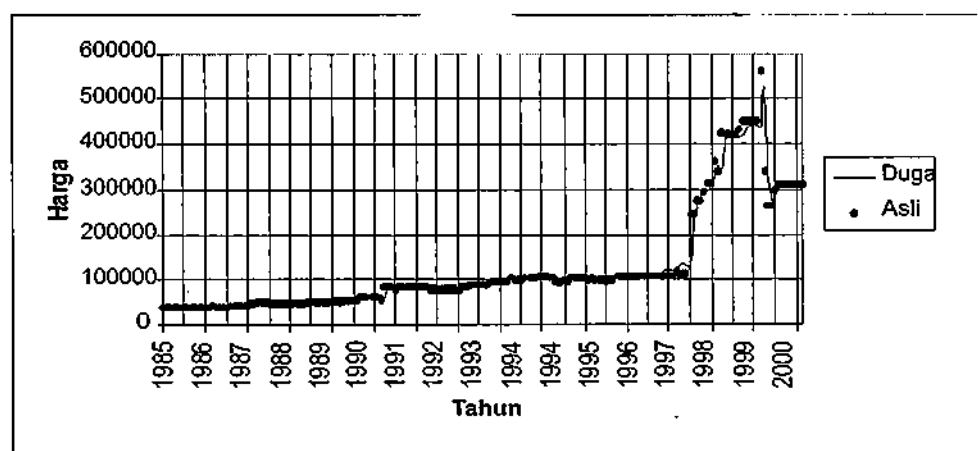
Gambar 5.6. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Kedelai Jawa Timur

Tabel 5.13. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Kedelai Jangka Panjang Sulawesi Selatan

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-23829	-2.767	0.0063
Harga Internasional Kedelai	76.104737	6.909	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	14131	2.266	0.0247
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	41552	6.771	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-16138	-2.693	0.0078
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	10949	1.835	0.0682
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	2520.647212	0.431	0.6672
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	5941.806006	1.010	0.3138
Trend	960.100522	7.898	0.0001
$R^2 = 0.7720$			

Tabel 5.14. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Kedelai Sulawesi Selatan Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-433.727141	-0.161	0.8722
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Kedelai Sulsel	1.016595	60.132	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Kedelai Sulsel	-0.070604	-0.967	0.3347
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.127926	-3.629	0.0004
$R^2 = 0.9620$			



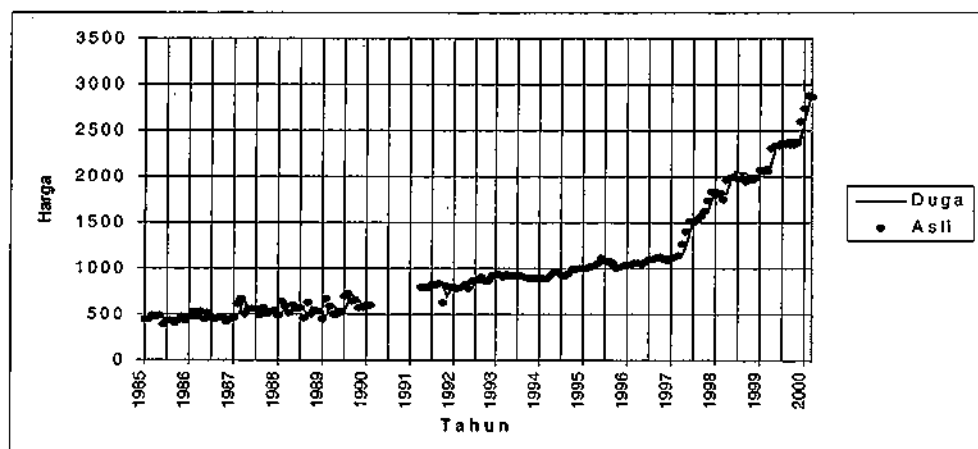
Gambar 5.7. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Kedelai Sulawesi Selatan

Tabel 5.15. Model Keseimbangan Harga Produsen Kedelai Jangka Panjang Sumatera Utara

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	90.423158	3.845	0.0002
Harga Perdagangan Besar Kedelai Sumut	0.384985	15.811	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	135.705050	8.189	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-20.259400	-1.067	0.2874
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-52.527070	-3.222	0.0015
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-18.355201	-1.119	0.2649
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	3.678269	0.228	0.8203
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	18.524221	1.143	0.2548
Trend	3.792253	9.688	0.0001
$R^2 = 0.9361$			

Tabel 5.16. Model Keseimbangan Harga Produsen Kedelai Sumatera Utara Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-15.870271	-1.665	0.0978
Lag (1) Harga Produsen Kedelai Sumut	1.031868		0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Kedelai Sumut	-0.233924	119.878	0.0044
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.024026	-2.890	0.5041
		-0.669	
$R^2 = 0.9893$			



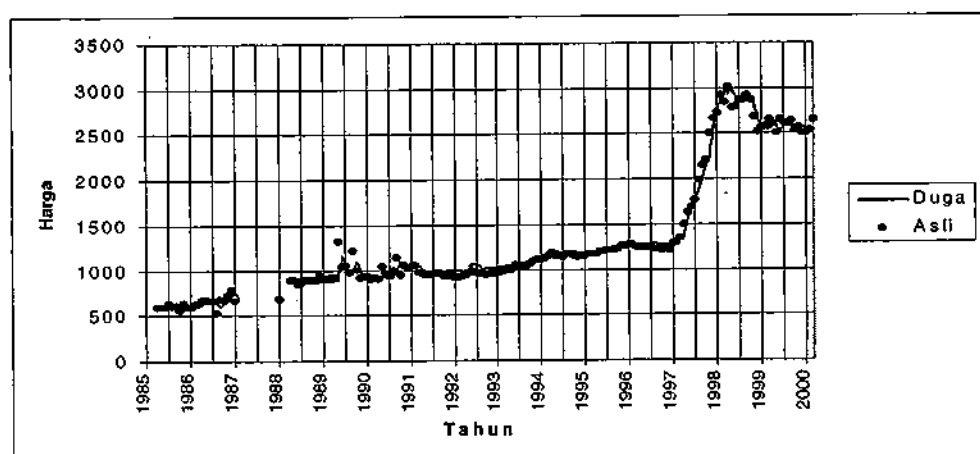
Gambar 5.8. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Kedelai Sumatera Utara

Tabel 5.17. Model Keseimbangan Harga Produsen Kedelai Jangka Panjang Jawa Barat

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	180.038524	4.596	0.0001
Harga Perdagangan Besar Kedelai Jabar	0.479600	15.756	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	51.865445	2.282	0.0238
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	47.838263	1.683	0.0944
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	44.899481	1.903	0.0589
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-34.710817	-1.425	0.1560
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	7.641609	0.328	0.7431
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-22.040953	-0.936	0.3505
Trend	4.219962	8.083	0.0001
R ² = 0.9062			

Tabel 5.18. Model Keseimbangan Harga Produsen Kedelai Jawa Barat Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-18.132480	-1.398	0.1640
Lag (1) Harga Produsen Kedelai Jabar	1.023514	115.328	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Kedelai Jabar	-0.203158	-2.813	0.0055
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.187635	-6.569	0.0001
R ² = 0.9892			



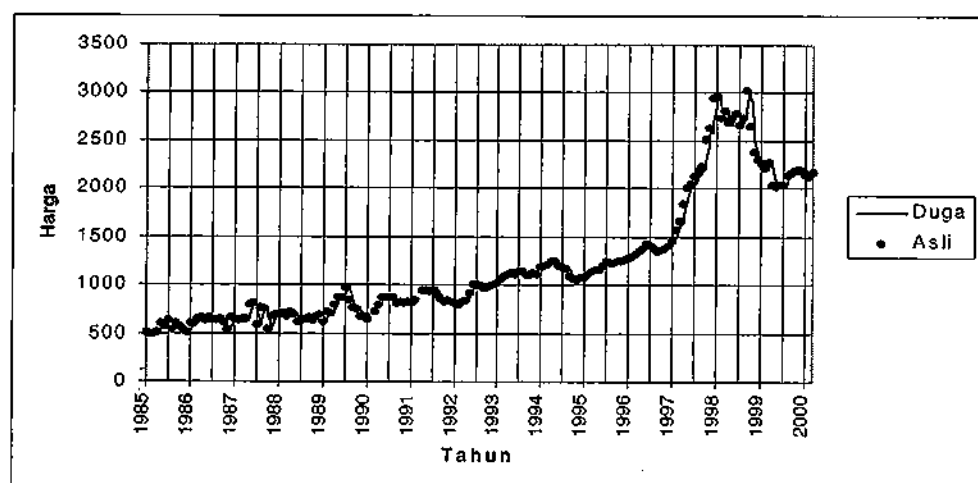
Gambar 5.9. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Kedelai Jawa Barat

Tabel 5.19. Model Keseimbangan Harga Produsen Kedelai Jangka Panjang Jawa Timur

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	115.493709	3.979	0.0001
Harga Perdagangan Besar Kedelai Jatim	0.613540	14.843	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-35.141833	-1.641	0.1025
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	101.002856	4.757	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-55.165536	-2.754	0.0065
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-1.503869	-0.075	0.9405
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	22.269774	1.129	0.2606
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	5.386919	0.272	0.7859
Trend	3.570294	7.148	0.0001
$R^2 = 0.9172$			

Tabel 5.20. Model Keseimbangan Harga Produsen Kedelai Jawa Timur Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	7.365989	0.592	0.5547
Lag (1) Harga Produsen Kedelai Jatim	1.000366	106.714	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Kedelai Jatim	0.092364	1.201	0.2313
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.054866	-1.636	0.1036
$R^2 = 0.9858$			



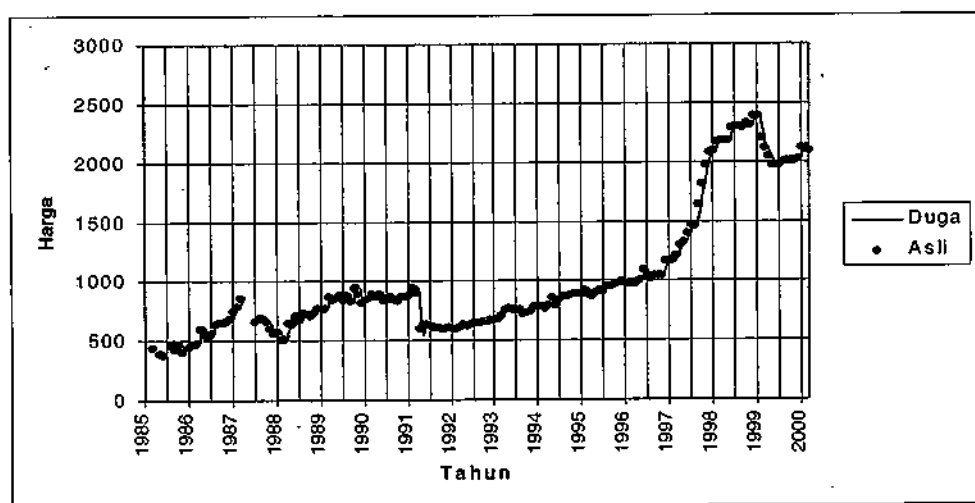
Gambar 5.10. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Kedelai Jawa Timur

Tabel 5.21. Model Keseimbangan Harga Produsen Kedelai Jangka Panjang Sulawesi Selatan

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	363.170933	14.292	0.0001
Harga Perdagangan Besar Kedelai Sulsel	0.429888	25.405	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-104.792962	-6.599	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-5.416727	-0.313	0.7547
Sinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-17.935144	-1.199	0.2324
Cosinus Siklus Jangka Menengah (2 Tahun)	-11.983396	-0.797	0.4263
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-6.077335	-0.402	0.6881
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	7.514647	0.509	0.6113
Trend	1.033522	2.994	0.0032
$R^2 = 0.9376$			

Tabel 5.22. Model Keseimbangan Harga Produsen Kedelai Sulawesi Selatan Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	8.008255	0.884	0.3781
Lag (1) Harga Produsen Kedelai Sulsel	1.000759	128.797	0.0001
Lag (1) Δ Harga Produsen Kedelai Sulsel	0.172569	2.106	0.0368
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.006565	-0.205	0.8382
$R^2 = 0.9909$			



Gambar 5.11. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Produsen Kedelai Sulawesi Selatan

BAB VI MODEL PROYEKSI HARGA GULA

Hasil dugaan perilaku harga gula dunia jangka panjang ditampilkan pada Tabel 6.1, sedangkan jangka pendek ditampilkan pada Tabel 6.2. Harga gula dunia (CIF New York) dipengaruhi secara nyata oleh nilai tukar Baht Thailand, dollar Australia dan mata uang Guatemala. Nilai tukar Baht berhubungan negatif, sedangkan nilai tukar dollar Australia dan Guatemala berhubungan positif dengan harga gula CIF New York. Apabila Baht mengalami depresiasi maka nilai nominal dalam Baht setiap dollar penjualan ekspor gula Thailand akan meningkat. Penawaran ekspor gula Thailand akan meningkat dan harga gula dunia akan menurun. Sebaliknya, depresiasi dollar Australia dan mata uang Guatemala akan menyebabkan peningkatan harga gula dunia. Hal ini mungkin terjadi apabila depresiasi dollar Australia dan mata uang Guatemala terjadi bersamaan dengan apresiasi mata uang negara-negara eksportir gula lainnya dan atau depresiasi mata uang negara-negara importir gula. Dalam kondisi demikian, efek negatif depresiasi dollar Australia dan mata uang Guatemala dapat ditutupi oleh efek positif apresiasi mata uang negara-negara eksportir lainnya dan penurunan permintaan akibat depresiasi mata uang negara-negara importir gula. Dalam jangka panjang harga gula CIF New York juga dipengaruhi oleh trend dan siklus (7 tahun dan 3 tahun).

Dalam jangka pendek, harga gula CIF New York ditentukan oleh harga sebelumnya, perubahan harga sebelumnya dan perbedaan harga sebelumnya dari titik keseimbangannya. Perubahan nilai tukar Baht, dollar Australia maupun mata uang Guatemala tidak berpengaruh nyata terhadap tingkat harga saat ini. Proses penyesuaian harga mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Hasil dugaan perilaku harga jangka pendek sangat baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh $R^2 = 0.9190$. Hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik (Gambar 6.1). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga gula CIF New York.

Seperti yang ditampilkan pada bagian Metodologi (Bab II), pada rejim perdagangan terbuka, harga komoditas dagangan (*tradeable commodities*) di pasar domestik ditentukan oleh harga dunia. Harga dunia pertama-tama akan mempengaruhi harga perdagangan besar, dan selanjutnya perdagangan besar mempengaruhi harga produsen di pasar dalam negeri. Hasil dugaan perilaku harga perdagangan besar gula rata-rata nasional ditampilkan pada Tabel 6.3 untuk jangka panjang dan Tabel 6.4 untuk jangka pendek. Hasil dugaan menunjukkan bahwa harga perdagangan besar gula di tingkat nasional dipengaruhi oleh harga gula internasional (CIF New York). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka

pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Model dugaan perilaku jangka pendek harga perdagangan besar gula rata-rata nasional cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang cukup tinggi yaitu $R^2 = 0,9883$. Hal ini juga ditunjukkan oleh hasil simulasi ke belakang yang dapat menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik (Gambar 6.2).

Pada penelitian ini, harga gula di tingkat konsumen (eceran) dihipotesiskan ditentukan oleh harga gula di tingkat perdagangan besar di ibukota provinsi bersangkutan dan karakteristik lokal. Karakteristik lokal, dalam hal ini, dihipotesiskan dapat direfleksikan dalam trend atau siklus harga tahunan atau musiman. Kedua hipotesis ini terbukti dari hasil analisis ekonometrik. Hasil dugaan model ekonometrik perilaku harga gula rata-rata nasional di tingkat konsumen (eceran) ditampilkan pada Tabel 6.5-6.6. Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri". Perubahan harga gula di tingkat perdagangan besar akan menyebabkan harga gula aktual di tingkat konsumen menyimpang dari titik keseimbangan jangka panjangnya. Ketidakseimbangan ini selanjutnya mendorong penyesuaian harga aktual jangka pendek. Hasil dugaan perilaku harga gula jangka pendek di tingkat konsumen cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang cukup tinggi ($R^2 = 0,9884$). Kesimpulan ini juga didukung oleh kenyataan bahwa hasil simulasi ke belakang mampu menelusuri data aktual dengan cukup baik (Gambar 6.3).

Seperti halnya untuk tingkat nasional, model dugaan perilaku harga perdagangan besar gula di beberapa ibukota provinsi juga cukup baik. Untuk setiap lokasi yang dikaji, proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti mekanisme "koreksi kesalahan sendiri". Hasil dugaan peubah harga perdagangan jagung di Medan ditampilkan pada Tabel 6.7 - 6.8, di Bandung pada Tabel 6.9-6.10, di Surabaya pada Tabel 6.11-6.12. Model dugaan perilaku harga jangka pendek dinilai cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi (R^2) yang sangat tinggi yaitu 0,9788 untuk Medan; 0,9831 untuk Bandung; dan 0,9831 untuk Surabaya. Kesimpulan ini juga didukung oleh hasil simulasi ke belakang yang terbukti mampu menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik di masing-masing lokasi penelitian (Gambar 6.4-6.6).

Hasil dugaan model perilaku harga gula di tingkat konsumen di beberapa ibukota provinsi penelitian juga cukup baik sebagaimana ditampilkan pada Tabel 6.13-6.14 untuk Medan, Tabel 6.15-6.16 untuk Bandung, Tabel 6.17-6.18 untuk Surabaya, dan Tabel 6.19-6.20 untuk Makassar. Model dugaan perilaku harga gula eceran jangka pendek cukup baik seperti yang dibuktikan oleh koefisien determinasi (R^2) yang cukup tinggi yaitu 0,9818 untuk Medan; 0,9840 untuk Bandung; 0,9880 untuk Surabaya; dan 0,9849 untuk Makassar. Kesimpulan ini juga diperkuat oleh hasil simulasi ke belakang yang seluruhnya sangat baik dalam

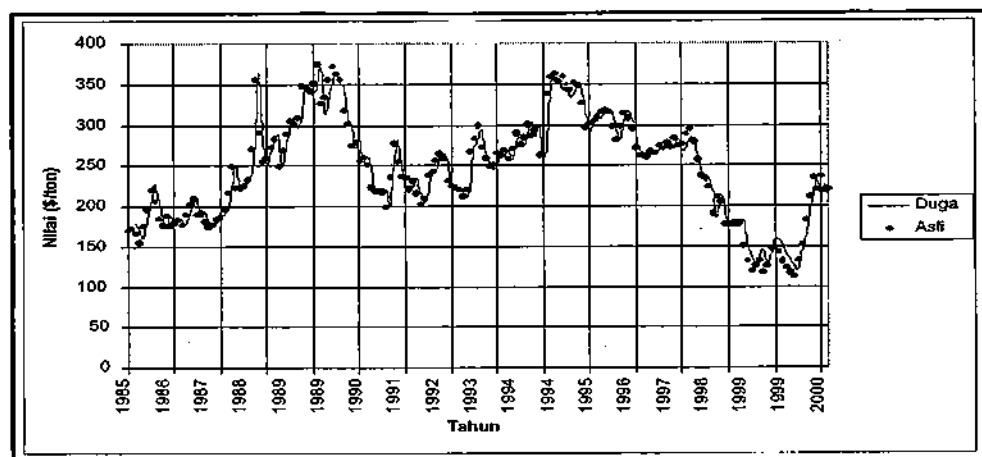
menelusuri lintasan data aktual (Gambar 6.7-6.10). Secara keseluruhan dapatlah disimpulkan bahwa hasil dugaan model perilaku harga gula jangka pendek tersebut dapat digunakan untuk menduga proyeksi harga bulanan di pasar dunia, perdagangan besar dan eceran (konsumen).

Tabel 6.1. Model Keseimbangan Harga Gula Dunia (US, CIF New York) Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	182.751779	3.790	0.0002
Nilai Tukar Mata Uang Australia	43.542851	1.057	0.2920
Nilai Tukar Mata Uang Thailand	-2.612858	-2.868	0.0046
Nilai Tukar Mata Uang Guatemala	37.414888	6.729	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-4.441331	-0.882	0.3790
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-68.165241	-12.851	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	33.918282	8.562	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	7.102737	1.888	0.0607
Trend	-1.102103	-4.797	0.0001
$R^2 = 0.7283$			

Tabel 6.2. Model Keseimbangan Harga Gula Dunia (US, CIF New York) Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	2.061943	0.325	0.7455
Lag (1) Harga Gula Dunia	0.992449	39.585	0.0001
Lag (1) Δ Harga Gula Dunia	0.233524	3.183	0.0017
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.187471	-3.790	0.0002
$R^2 = 0.9190$			



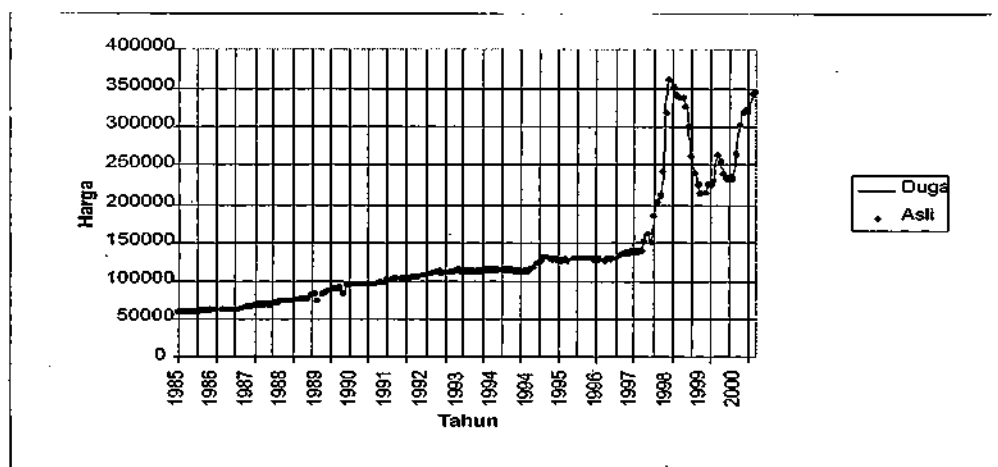
Gambar 6.1. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Gula Dunia1 (US, CIF New York)

Tabel 6.3. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Gula Nasional Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	21415	4.194	0.0001
Harga Gula Internasional	52.866243	7.166	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	5320.118311	1.469	0.1435
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	23058	6.662	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-1017.192186	-0.268	0.7891
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-9111.199993	-2.659	0.0086
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-1364.215418	-0.400	0.6897
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-48.497486	-0.014	0.9887
Trend	756.482332	10.420	0.0001
$R^2 = 0.8143$			

Tabel 6.4. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Gula Nasional Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-1445.598068	-1.064	0.2888
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Gula Nasional	1.016700	107.991	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Gula Nasional	0.498699	8.198	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.115580	-5.495	0.0001
$R^2 = 0.9883$			



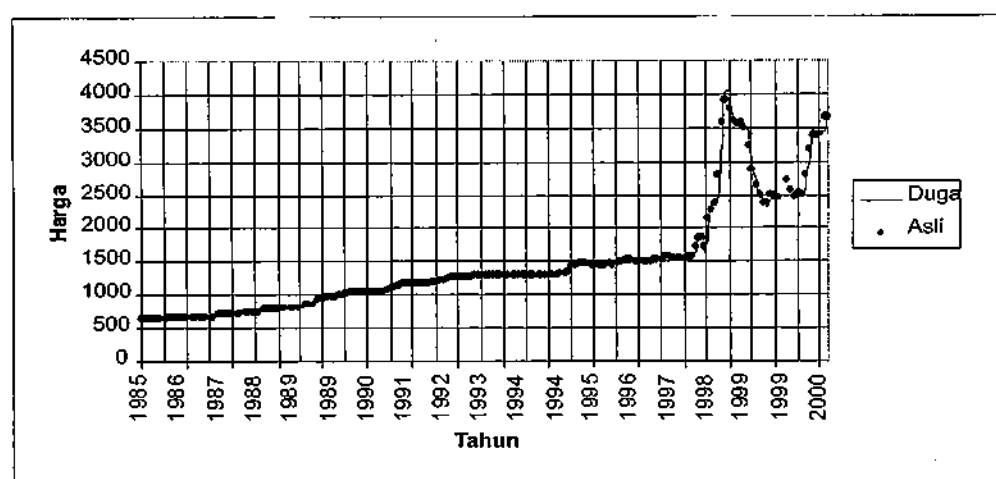
Gambar 6.2. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Gula Nasional

Tabel 6.5. Model Keseimbangan Harga Eceran Gula Nasional Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	34.149032	6.444	0.0001
Harga Perdagangan Besar Gula Nasional	0.979439	148.434	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-14.579028	-4.091	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	5.233505	1.386	0.1676
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	9.602211	2.718	0.0072
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-14.224893	-4.186	0.0001
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-0.322266	-0.095	0.9244
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	0.736574	0.217	0.8283
Trend	1.447342	16.205	0.0001
$R^2 = 0.9984$			

Tabel 6.6. Model Keseimbangan Harga Eceran Gula Nasional Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	13.648117	1.003	0.3172
Lag (1) Harga Eceran Gula Nasional	0.995588	117.051	0.0001
Lag (1) Δ Harga Eceran Gula Nasional	0.584262	8.511	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.254295	-1.146	0.2535
$R^2 = 0.9884$			



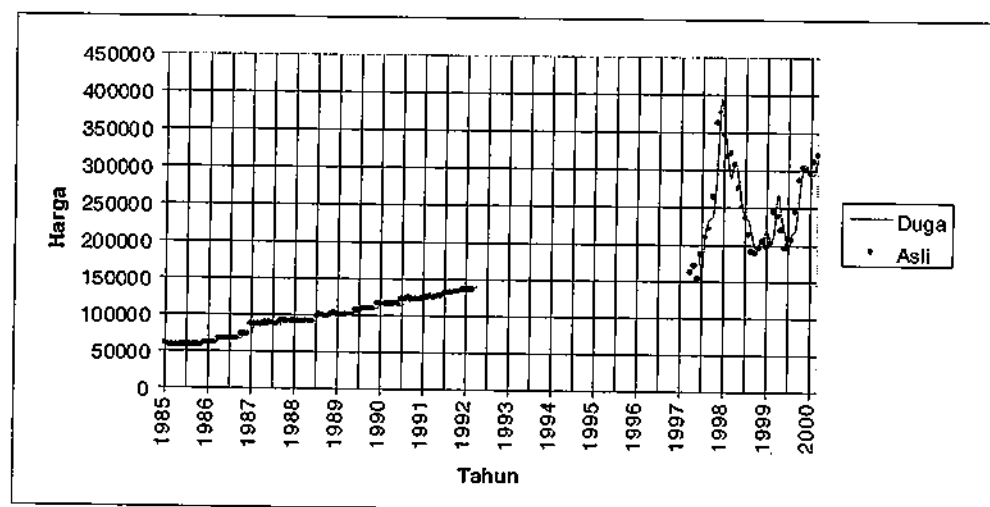
Gambar 6.3. Simulasi Ke Belakang Model Proeksi Harga Eceran Gula Nasional

Tabel 6.7. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Gula Jangka Panjang Sumatera Utara

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	39935	7.968	0.0001
Harga Gula Internasional	22.201414	2.449	0.0158
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	4262.413026	0.965	0.3364
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	579.031227	0.112	0.9108
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	6273.297782	1.337	0.1838
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-5150.601782	-1.264	0.2087
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-2733.452496	-0.689	0.4925
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	986.925189	0.247	0.8056
Trend	1045.415744	9.667	0.0001
$R^2 = 0.8555$			

Tabel 6.8. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Gula Sumatera Utara Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-1097.976473	-0.465	0.6431
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Gula Sumut	1.015574	66.713	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Gula Sumut	0.486317	6.474	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.218266	-5.372	0.0001
$R^2 = 0.9788$			



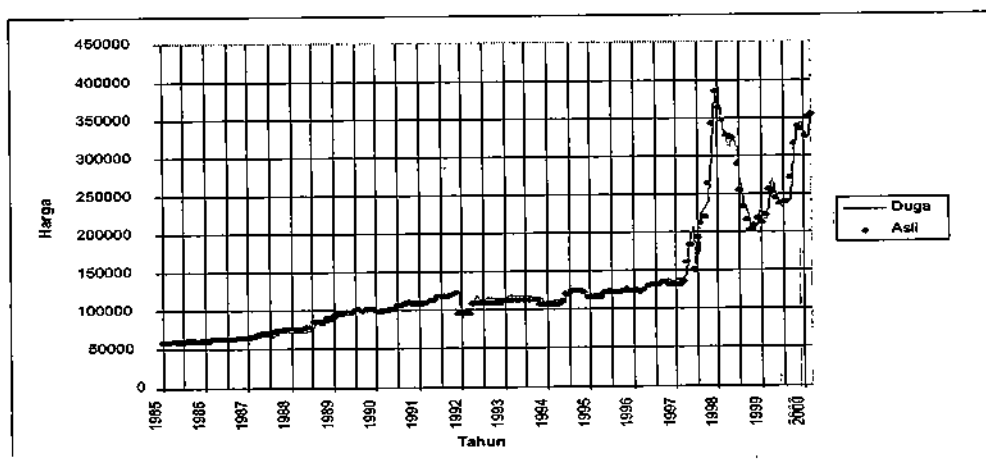
Gambar 6.4. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Gula Sumatera Utara

Tabel 6.9. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Gula Jangka Panjang Jawa Barat

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	23092	4.309	0.0001
Harga Gula Internasional	63.390504	8.188	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	2444.020457	0.643	0.5209
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	23979	6.601	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-1877.171684	-0.471	0.6382
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-6571.577445	-1.828	0.0693
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-1346.379094	-0.376	0.7073
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-213.976731	-0.059	0.9527
Trend	660.241492	8.666	0.0001
$R^2 = 0.8031$			

Tabel 6.10. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Gula Jawa Barat Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-2139.645668	-1.292	0.1981
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Gula Jabar	1.023338	89.720	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Gula Jabar	0.393500	6.142	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.143847	-5.814	0.0001
$R^2 = 0.9831$			



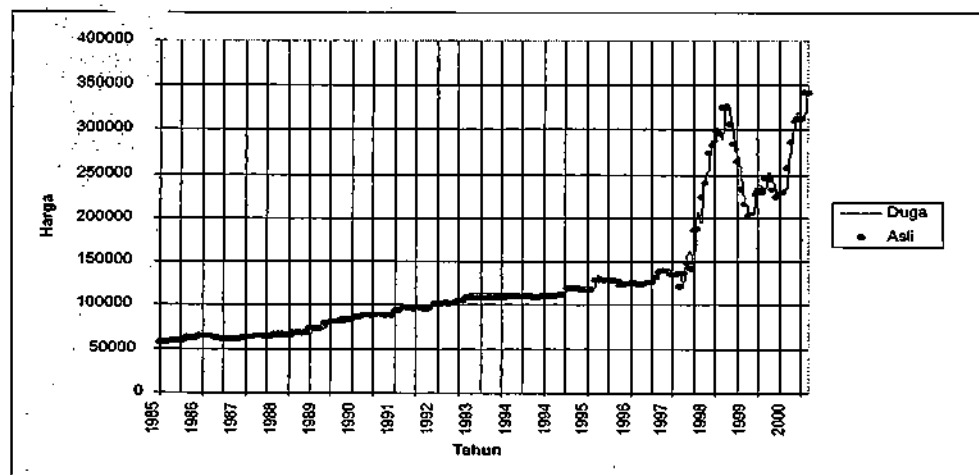
Gambar 6.5. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Gula Jawa Barat

Tabel 6.11. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Gula Jangka Panjang Jawa Timur

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	18470	4.073	0.0001
Harga Gula Internasional	48.523460	7.407	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	7306.933242	2.273	0.0243
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	22306	7.257	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-2293.401354	-0.680	0.4973
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-8011.837532	-2.633	0.0092
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-1097.536668	-0.362	0.7175
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-375.303036	-0.123	0.9021
Trend	752.413480	11.671	0.0001
R ² = 0. 8371			

Tabel 6.12. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Gula Jawa Timur Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-1742.403313	-1.360	0.1756
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Gula Jatim	1.022264	108.936	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Gula Jatim	0.312713	4.513	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.100327	-4.514	0.0001
R ² = 0. 9883			



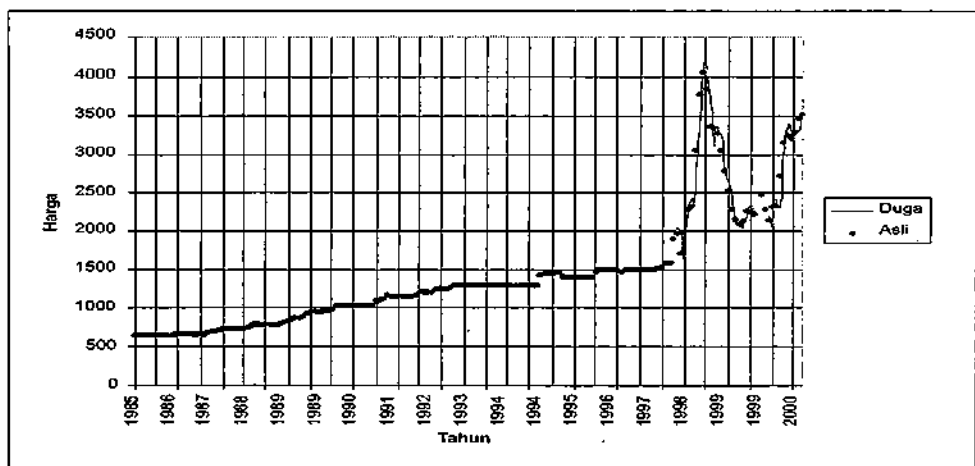
Gambar 6.6. Simulasi Kebelakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Gula Jawa Timur

Tabel 6.13. Model Keseimbangan Harga Eceran Gula Jangka Panjang Sumatera Utara

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-150.974126	-8.701	0.0001
Harga Perdagangan Besar Gula Sumut	1.046789	40.931	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	59.595554	4.796	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	39.235747	2.969	0.0036
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	27.077008	2.260	0.0257
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-19.298367	-1.698	0.0923
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	12.088689	1.078	0.2835
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-5.852214	-0.522	0.6025
Trend	1.244294	3.434	0.0008
$R^2 = 0.9912$			

Tabel 6.14. Model Keseimbangan Harga Eceran Gula Sumatera Utara Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	21.682852	1.015	0.3124
Lag (1) Harga Eceran Gula Sumut	0.990613	75.347	0.0001
Lag (1) Δ Harga Eceran Gula Sumut	0.522001	6.480	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.079097	-0.575	0.5666
$R^2 = 0.9818$			



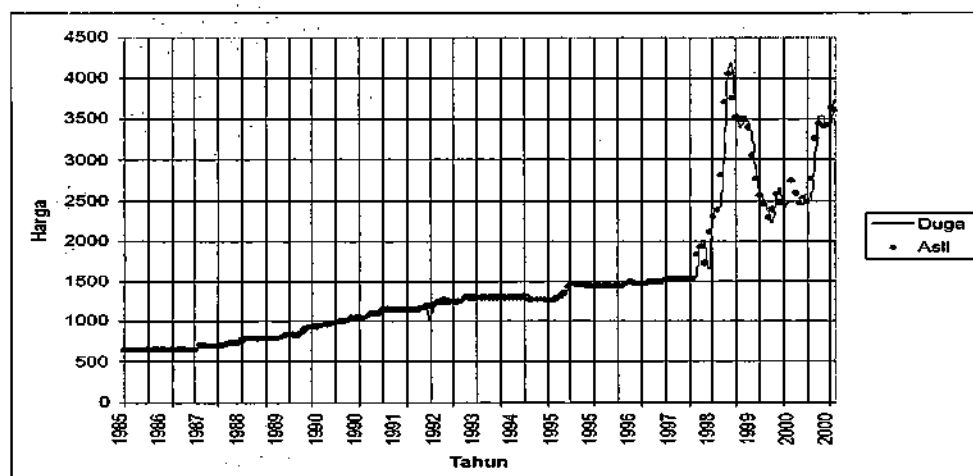
Gambar 6.7. Simulasi Kebelakang Model Proyeksi Harga Eceran Gula Sumatera Utara

Tabel 6.15. Model Keseimbangan Harga Eceran Gula Jangka Panjang Jawa Barat

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	39.787960	3.025	0.0029
Harga Perdagangan Besar Gula Jabar	0.860882	58.497	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	19.790429	2.227	0.0273
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	40.285541	4.348	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	19.579521	2.226	0.0273
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-30.153754	-3.576	0.0005
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-10.181812	-1.202	0.2309
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	8.072732	0.953	0.3417
Trend	2.899005	14.156	0.0001
$R^2 = 0.9901$			

Tabel 6.16. Model Keseimbangan Harga Eceran Gula Jawa Barat Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	14.384227	0.905	0.3669
Lag (1) Harga Eceran Gula Jabar	0.995685	99.600	0.0001
Lag (1) Δ Harga Eceran Gula Jabar	0.500291	7.504	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.221695	-2.312	0.0219
$R^2 = 0.9840$			



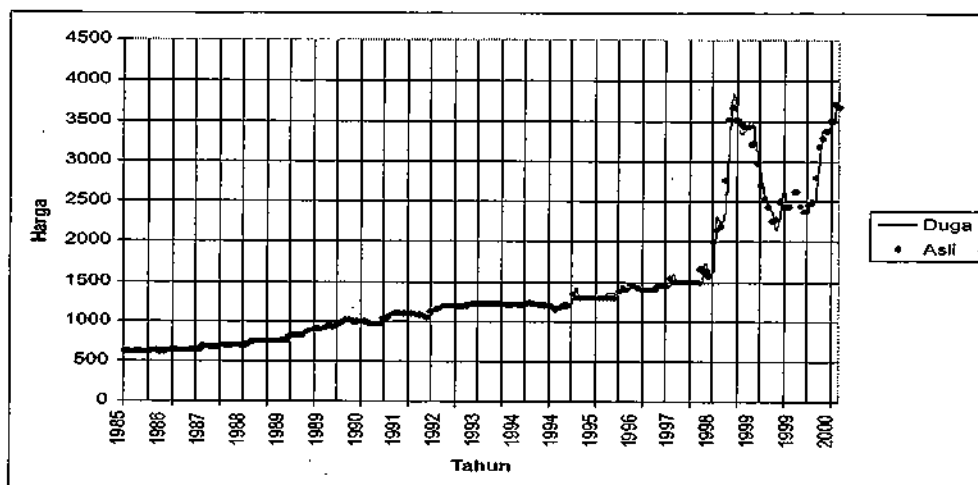
Gambar 6.8. Simulasi Kebelakang Model Proyeksi Harga Eceran Gula Jawa Barat

Tabel 6.17. Model Keseimbangan Harga Eceran Gula Jangka Panjang Jawa Timur

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	3.774862	0.285	0.7760
Harga Perdagangan Besar Gula Jatim	0.010878	58.899	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-32.671961	-3.644	0.0004
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-1.123219	-0.117	0.9070
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	5.415835	0.614	0.5399
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	2.576520	0.303	0.7625
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-3.465459	-0.407	0.6842
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	4.386238	0.516	0.6066
Trend	0.152003	0.641	0.5224
$R^2 = 0.9895$			

Tabel 6.18. Model Keseimbangan Harga Eceran Gula Jawa Timur Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	7.950963	0.599	0.5496
Lag (1) Harga Eceran Gula Jatim	0.999581	114.277	0.0001
Lag (1) Δ Harga Eceran Gula Jatim	0.620802	8.891	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.368231	-4.150	0.0001
$R^2 = 0.9880$			



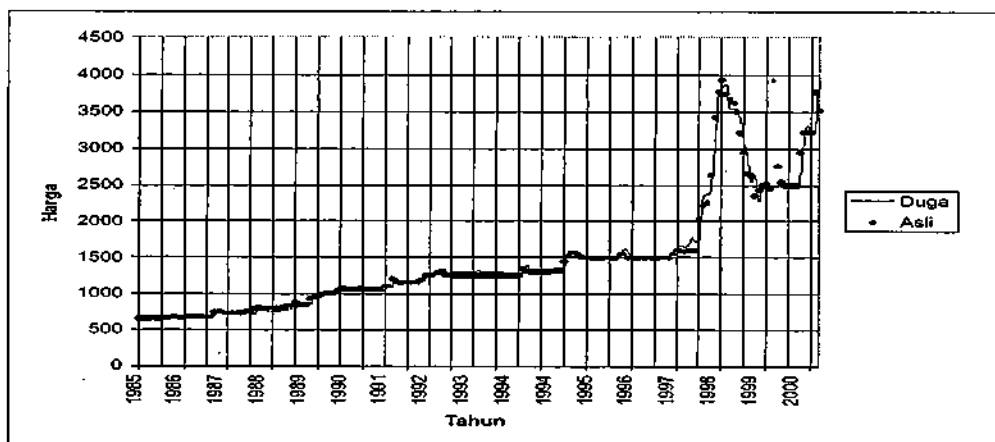
Gambar 6.9. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Eceran Gula Jawa Timur

Tabel 6.19. Model Keseimbangan Harga Eceran Gula Jangka Panjang Sulawesi Selatan

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	266.164335	5.071	0.0001
Harga Internasional Gula	0.444070	5.857	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	32.939180	0.886	0.3770
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	218.321126	6.120	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	21.220500	0.543	0.5879
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-120.017431	-3.411	0.0008
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-11.125789	-0.316	0.7525
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-1.998749	-0.057	0.9548
Trend	9.113412	12.175	0.0001
$R^2 = 0.8221$			

Tabel 6.20. Model Keseimbangan Harga Eceran Gula Sulawesi Selatan Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-15.439861	-0.930	0.3538
Lag (1) Harga Eceran Gula Sulsel	1.016827	95.764	0.0001
Lag (1) Δ Harga Eceran Gula Sulsel	0.396412	5.972	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.128656	-5.343	0.0001
$R^2 = 0.9849$			



Gambar 6.10. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Eceran Gula Sulawesi Selatan

BAB VII

MODEL PROYEKSI HARGA TERIGU

Hasil dugaan perilaku harga terigu dunia jangka panjang ditampilkan pada Tabel 7.1, sedangkan jangka pendek ditampilkan pada Tabel 7.2. Harga terigu dunia (FOB US Gulf Ports) dipengaruhi secara nyata oleh nilai tukar dollar Australia dan Franc Perancis. Nilai tukar dollar Australia berhubungan negatif, sedangkan nilai tukar Franc Perancis berhubungan positif dengan harga terigu FOB US Gulf Ports. Apabila dollar Australia mengalami depresiasi maka nilai nominal dalam dollar Australia setiap dollar penjualan ekspor terigu akan meningkat. Penawaran ekspor terigu Australia akan meningkat dan harga terigu FOB US Gulf Ports akan menurun. Sebaliknya, depresiasi Franc Perancis akan menyebabkan peningkatan harga terigu FOB US Gulf Ports. Hal ini mungkin terjadi apabila depresiasi Franc terjadi bersamaan dengan apresiasi dollar Amerika Serikat dan mata uang eksportir terigu lainnya dan atau depresiasi mata uang negara importir terigu. Dalam kondisi demikian, efek negatif depresiasi Franc dapat ditutupi oleh efek positif apresiasi dollar AS dan mata uang eksportir terigu lainnya dan atau penurunan permintaan akibat depresiasi mata uang negara-negara importir terigu. Dalam jangka panjang harga terigu FOB US Gulf Ports juga dipengaruhi oleh trend, siklus (7 tahun dan 3 tahun) dan musim (12 bulan).

Dalam jangka pendek, harga terigu US Gulf Ports ditentukan oleh harga sebelumnya, perubahan harga sebelumnya dan perbedaan harga sebelumnya dari titik keseimbangannya. Perubahan nilai tukar dollar Australia maupun Franc Perancis tidak berpengaruh nyata terhadap tingkat harga saat ini. Proses penyesuaian harga mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Hasil dugaan perilaku harga jangka pendek sangat baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh $R^2 = 0.9446$. Hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik (Gambar 7.1). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga terigu FOB US Gulf Ports.

Seperti yang ditampilkan pada bagian Metodologi (Bab II), pada rejim perdagangan terbuka, harga komoditas dagangan (*tradeable commodities*) di pasar domestik ditentukan oleh harga dunia. Harga dunia pertama-tama akan mempengaruhi harga perdagangan besar, dan selanjutnya perdagangan besar mempengaruhi harga eceran di pasar dalam negeri. Hasil dugaan perilaku harga perdagangan besar terigu rata-rata nasional ditampilkan pada Tabel 7.3 untuk jangka panjang dan Tabel 7.4 untuk jangka pendek. Hasil dugaan menunjukkan bahwa harga perdagangan besar terigu di tingkat nasional dipengaruhi oleh harga

terigu internasional (FOB US Gulf Ports). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak-seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Model dugaan perilaku jangka pendek harga perdagangan besar terigu rata-rata nasional cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang sangat tinggi yaitu $R^2 = 0,9922$. Hal ini juga ditunjukkan oleh hasil simulasi ke belakang yang dapat menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik (Gambar 7.2).

Pada penelitian ini, harga terigu di tingkat konsumen dihipotesiskan ditentukan oleh harga di tingkat perdagangan besar di ibukota provinsi bersangkutan dan karakteristik lokal. Karakteristik lokal, dalam hal ini, dihipotesiskan dapat direfleksikan dalam trend atau siklus harga tahunan atau musiman. Kedua hipotesis ini terbukti dari hasil analisis ekonometrik. Hasil dugaan model ekonometrik perilaku harga terigu rata-rata nasional ditampilkan pada Tabel 7.5-7.6. Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri". Perubahan harga terigu di tingkat perdagangan besar akan menyebabkan harga terigu aktual di tingkat konsumen menyimpang dari titik keseimbangan jangka panjangnya. Ketidakseimbangan ini selanjutnya mendorong penyesuaian harga aktual jangka pendek. Hasil dugaan perilaku harga terigu jangka pendek di tingkat konsumen cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang sangat tinggi ($R^2 = 0,9871$). Kesimpulan ini juga didukung oleh kenyataan bahwa hasil simulasi ke belakang mampu menelusuri data aktual dengan cukup baik (Gambar 7.3).

Seperti halnya untuk tingkat nasional, model dugaan perilaku harga perdagangan besar terigu di beberapa ibukota provinsi juga cukup baik. Untuk setiap lokasi yang dikaji, proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti mekanisme "koreksi kesalahan sendiri". Hasil dugaan peubah harga perdagangan terigu di Medan ditampilkan pada Tabel 7.7-7.8, di Bandung pada Tabel 7.9-7.10 di Surabaya pada Tabel 7.11-7.12. Model dugaan perilaku harga jangka pendek dinilai cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi (R^2) yang sangat tinggi yaitu 0,9864 untuk Medan, 0,9839 untuk Bandung, dan 0,9858 untuk Surabaya. Kesimpulan ini juga didukung oleh hasil simulasi ke belakang yang terbukti mampu menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik di masing-masing lokasi penelitian (Gambar 7.4-7.6).

Hasil dugaan model perilaku harga terigu di tingkat konsumen di beberapa ibukota provinsi penelitian juga cukup baik sebagaimana ditampilkan pada Tabel 7.13-7.14 untuk Medan; Tabel 7.15-7.16 untuk Bandung; Tabel 7.17-7.18 untuk Surabaya; dan Tabel 7.19-7.20 untuk

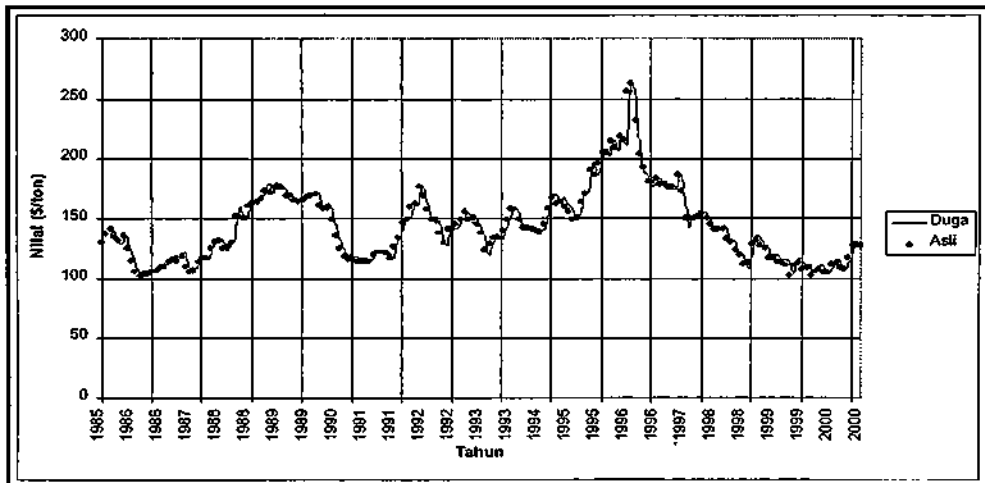
Makassar. Model dugaan perilaku harga terigu eceran jangka pendek cukup baik seperti yang yang dibuktikan oleh koefisien determinasi (R^2) yang sangat tinggi yaitu 0,9738 untuk Medan; 0,9826 untuk Bandung; 0,9818 untuk Surabaya; dan 0,9873 untuk Makassar. Kesimpulan ini juga didukung oleh hasil simulasi model ke belakang yang seluruhnya sangat baik dalam menelusuri lintasan data aktual (Gambar 7.7-7.10). Secara umum dapatlah disimpulkan bahwa hasil dugaan model perilaku harga terigu jangka pendek dapat digunakan untuk menduga proyeksi harga bulanan di pasar dunia, perdagangan besar dan eceran (konsumen).

Tabel 7.1. Model Keseimbangan Harga Terigu Dunia (US, FOB Gulf Ports, No 1 Hard Red Winter) Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	299.737843	16.468	0.0001
Nilai Tukar Mata Uang Australia	-157.791553	-8.498	0.0001
Nilai Tukar Mata Uang Perancis	5.833479	2.024	0.0445
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	9.148441	4.268	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-15.297683	-6.547	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	14.950999	8.066	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-7.744821	-3.760	0.0002
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	4.733819	2.698	0.0077
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-2.240102	-1.263	0.2084
Trend	0.357092	9.437	0.0001
$R^2 = 0.7138$			

Tabel 7.2. Model Keseimbangan Harga Terigu Dunia (US, FOB Gulf Ports, No 1 Hard Red Winter) Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	1.108149	0.358	0.7209
Lag (1) Harga Terigu Dunia	0.991882	46.985	0.0001
Lag (1) Δ Harga Terigu Dunia	0.348883	4.984	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.124349	-3.099	0.0023
$R^2 = 0.9446$			



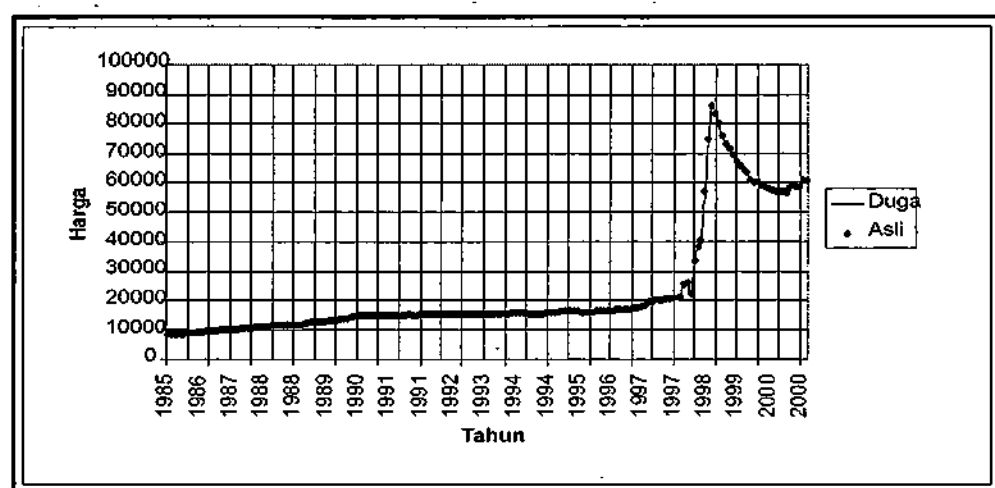
Gambar 7.1. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Terigu Dunia (US, FOB Gulf Ports, No 1 Hard Red Winter)

Tabel 7. 3. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Terigu Nasional Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-703.651500	-0.497	0.6195
Harga Terigu Internasional	35.456935	9.570	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	940.093904	0.932	0.3527
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	6673.708065	6.816	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-2700.879921	-2.594	0.0103
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-2614.692804	-2.755	0.0065
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	438.730408	0.462	0.6446
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	1616.174850	1.690	0.0927
Trend	80.514713	3.566	0.0005
$R^2 = 0.7831$			

Tabel 7.4. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Terigu Nasional Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-242.151568	-1.121	0.2640
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Terigu Nasional	1.016579	131.309	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Terigu Nasional	0.516777	9.166	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.107028	-6.538	0.0001
$R^2 = 0.9922$			



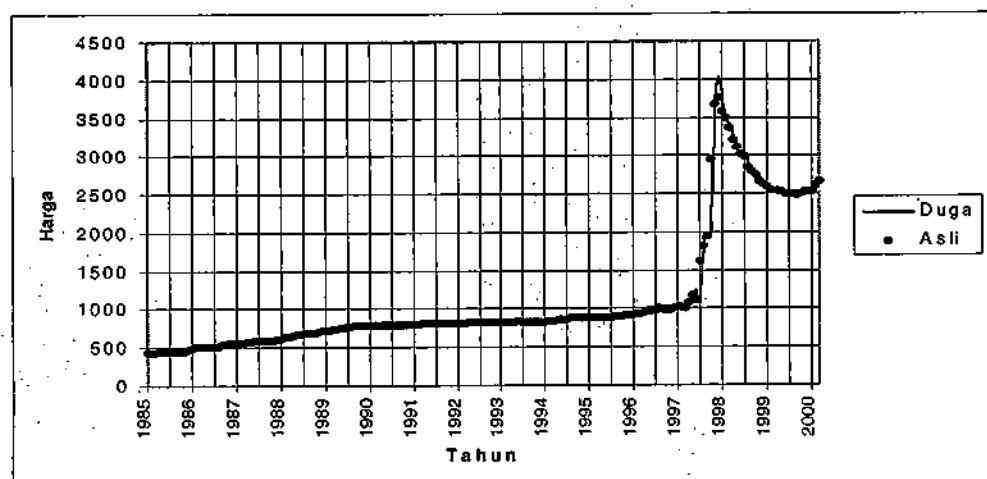
Gambar 7.2. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Terigu Nasional

Tabel 7.5. Model Keseimbangan Harga Eceran Terigu Nasional Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	123.873088	15.245	0.0001
Harga Perdagangan Besar Terigu Nasional	0.040836	115.840	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-16.862137	-2.935	0.0038
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-10.470594	-1.671	0.0966
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	12.917258	2.302	0.0225
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-15.512614	-2.800	0.0057
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-8.319660	-1.519	0.1307
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	5.195260	0.946	0.3454
Trend	0.545778	4.618	0.0001
R ² = 0.9959			

Tabel 7.6. Model Keseimbangan Harga Eceran Terigu Nasional Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	15.986646	1.375	0.1709
Lag (1) Harga Eceran Terigu Nasional	0.990171	112.952	0.0001
Lag (1) Δ Harga Eceran Terigu Nasional	0.597732	6.693	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.153153	-0.835	0.4051
R ² = 0.9871			



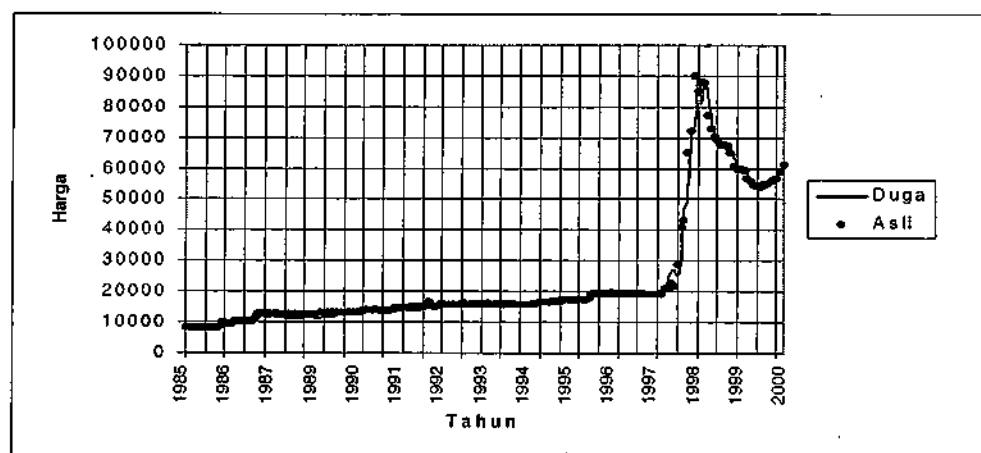
Gambar 7.3. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Eceran Terigu Nasional

Tabel 7.7. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Terigu Jangka Panjang Sumatera Utara

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-715.090699	-0.476	0.6349
Harga Terigu Internasional	36.680825	9.315	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	1101.956866	1.028	0.3055
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	6288.371942	6.043	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-2584.450340	-2.335	0.0207
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-3537.170598	-3.507	0.0006
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	569.658310	0.564	0.5732
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	1828.648377	1.800	0.0737
Trend	78.805295	3.284	0.0012
$R^2 = 0.7665$			

Tabel 7.8. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Terigu Sumatera Utara Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-350.247489	-1.197	0.2328
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Terigu Sumut	1.024307	99.599	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Terigu Sumut	0.261787	3.935	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jk Panjang	-0.123816	-5.908	0.0001
$R^2 = 0.9864$			



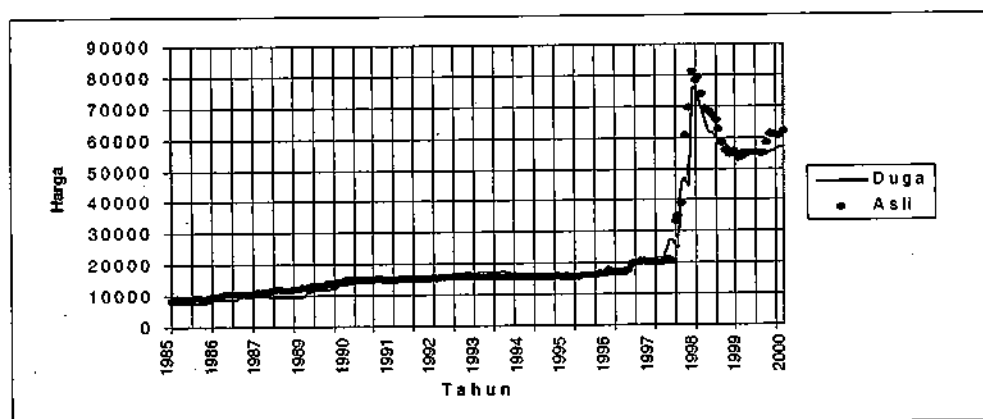
Gambar 7.4. Simulasi Kebelakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Terigu Sumatera Utara

Tabel 7.9. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Terigu Jangka Panjang Jawa Barat

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-14.593600	-0.011	0.9915
Harga Terigu Internasional	33.846187	9.438	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	1139.600875	1.167	0.2448
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	6233.349321	6.578	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-2381.114117	-2.363	0.0193
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-2263.333944	-2.464	0.0147
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	314.537827	0.342	0.7326
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	1642.787896	1.775	0.0776
Trend	75.184074	3.440	0.0007
$R^2 = 0.7748$			

Tabel 7.10. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Terigu Jawa Barat Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-377.034846	-1.540	0.1253
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Terigu Jabar	1.025080	112.818	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Terigu Jabar	0.364640	5.895	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jk Panjang	-0.128276	-6.838	0.0001
$R^2 = 0.9894$			



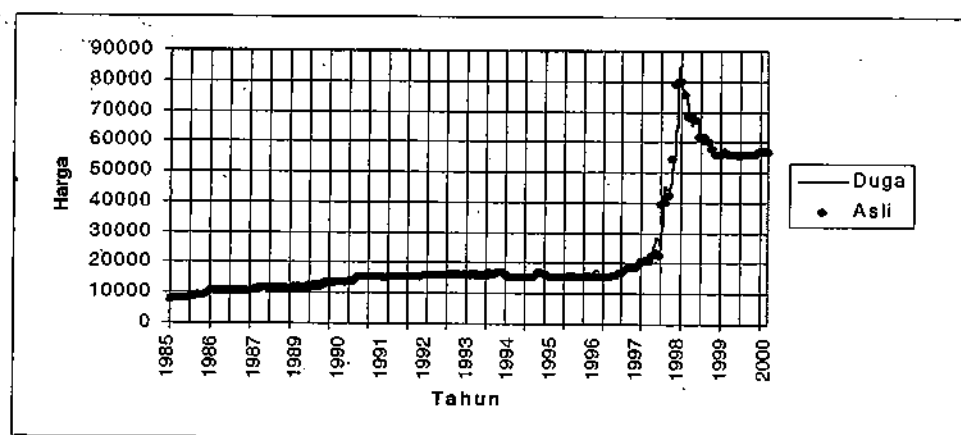
Gambar 7.5. Simulasi Kebelakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Terigu Jawa Barat

Tabel 7.11. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Terigu Jangka Panjang Jawa Timur

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	268.090911	0.205	0.8381
Harga Terigu Internasional	34.353947	10.009	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	1039.904002	1.113	0.2674
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	6650.761324	7.332	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-2434.255926	-2.523	0.0125
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-2214.430592	-2.518	0.0127
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	245.711252	0.279	0.7803
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	1572.716457	1.776	0.0775
Trend	67.940252	3.248	0.0014
$R^2 = 0.7894$			

Tabel 7.12. Model Keseimbangan Harga Perdagangan Besar Terigu Jawa Timur Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-367.824657	-1.319	0.1889
Lag (1) Hrg Perdag. Besar Terigu Jatim	1.025218	99.380	0.0001
Lag (1) Δ Hrg Perdag. Besar Terigu Jatim	0.282181	4.398	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jk Panjang	-0.150506	-6.831	0.0001
$R^2 = 0.9858$			



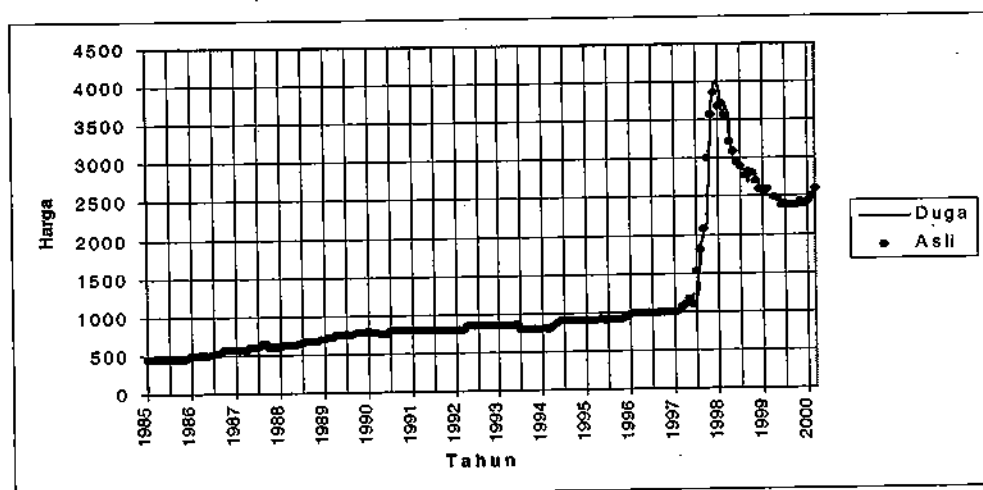
Gambar 7.6. Simulasi Kebelakang Model Proyeksi Harga Perdagangan Besar Terigu Jawa Timur

Tabel 7.13. Model Keseimbangan Harga Eceran Terigu Jangka Panjang Sumatera Utara

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	131.372805	15.331	0.0001
Harga Perdagangan Besar Terigu Sumut	0.038738	109.746	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-33.789572	-5.577	0.0001
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	13.900597	2.143	0.0335
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	6.178248	1.043	0.2983
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-2.814837	-0.477	0.6339
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-5.368993	-0.929	0.3541
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	3.495935	0.603	0.5471
Trend	0.825933	6.758	0.0001
$R^2 = 0.9954$			

Tabel 7.14. Model Keseimbangan Harga Eceran Terigu Sumatera Utara Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	15.440480	1.470	0.1434
Lag (1) Harga Eceran Terigu Sumut	0.990623	125.075	0.0001
Lag (1) Δ Harga Eceran Terigu Sumut	0.628637	8.416	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jk Panjang	0.000474	0.003	0.9973
$R^2 = 0.9895$			



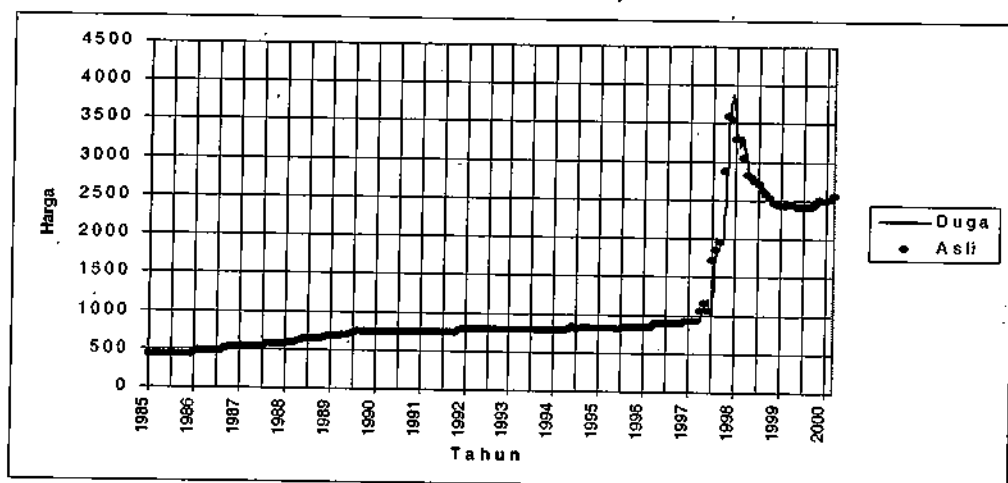
Gambar 7.7. Simulasi Keblakang Model Proyeksi Harga Eceran Terigu Sumatera Utara

Tabel 7.15. Model Keseimbangan Harga Eceran Terigu Jangka Panjang Jawa Barat

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	91.137018	8.067	0.0001
Harga Perdagangan Besar Terigu Jabar	0.039576	77.816	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-12.987213	-1.625	0.1060
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	5.524450	0.637	0.5249
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	11.340229	1.452	0.1484
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-11.925366	-1.552	0.1224
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-12.055088	-1.582	0.1154
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	4.795454	0.628	0.5312
Trend	0.802047	4.921	0.0001
$R^2 = 0.9911$			

Tabel 7.16. Model Keseimbangan Harga Eceran Terigu Jawa Barat Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	16.190734	1.263	0.2082
Lag (1) Harga Eceran Terigu Jabar	0.991131	97.141	0.0001
Lag (1) Δ Harga Eceran Terigu Jabar	0.422001	4.644	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jk Panjang	-0.020783	-0.151	0.8799
$R^2 = 0.9826$			



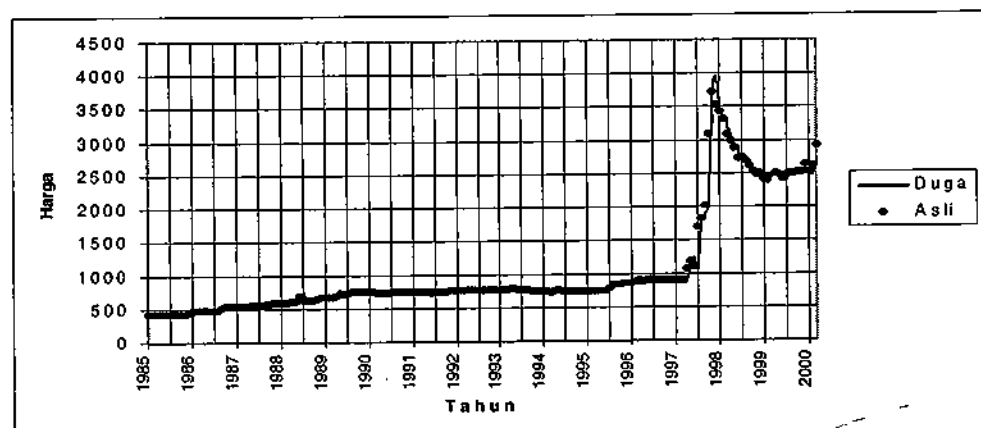
Gambar 7.8. Simulasi Kebelakang Model Proyeksi Harga Eceran Terigu Jawa Barat

Tabel 7.17. Model Keseimbangan Harga Eceran Terigu Jangka Panjang Jawa Timur

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	57.034562	5.298	0.0001
Harga Perdagangan Besar Terigu Jatim	0.043330	87.291	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-18.120370	-2.380	0.0184
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-23.390206	-2.783	0.0060
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	5.884019	0.790	0.4304
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	2.449070	0.335	0.7384
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-8.215943	-1.132	0.2593
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	5.430164	0.746	0.4567
Trend	0.300129	1.930	0.0552
$R^2 = 0.9925$			

Tabel 7.18. Model Keseimbangan Harga Eceran Terigu Jawa Timur Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	13.842841	1.046	0.2971
Lag (1) Harga Eceran Terigu Jatim	0.997204	94.951	0.0001
Lag (1) Δ Harga Eceran Terigu Jatim	0.291603	3.083	0.0024
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jk Panjang	0.306601	1.805	0.0728
$R^2 = 0.9818$			



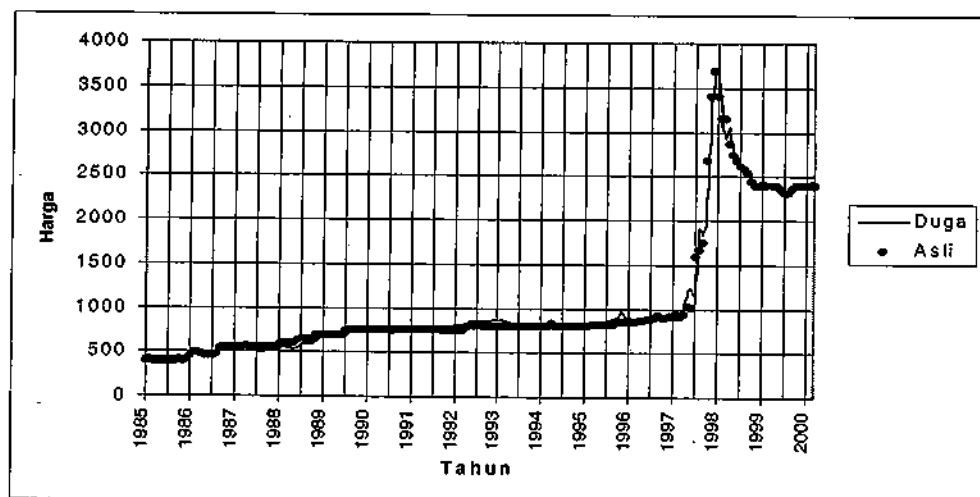
Gambar 7.9. Simulasi Kebelakang Model Proyeksi Harga Eceran Terigu Jawa Timur

Tabel 7.19. Model Keseimbangan Harga Eceran Terigu Jangka Panjang Sulawesi Selatan

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	106.469291	1.965	0.0510
Harga Terigu Internasional	1.346927	9.500	0.0001
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	27.002542	0.699	0.4853
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	236.854979	6.302	0.0001
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-94.271150	-2.358	0.0195
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-107.364859	-2.956	0.0035
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	5.146003	0.141	0.8882
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	75.344690	2.060	0.0409
Trend	3.352459	3.871	0.0002
$R^2 = 0.7847$			

Tabel 7.20. Model Keseimbangan Harga Eceran Terigu Sulawesi Selatan Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-16.381266	-1.404	0.1620
Lag (1) Harga Eceran Terigu Sulsel	1.021855	103.684	0.0001
Lag (1) Δ Harga Eceran Terigu Sulsel	0.441893	7.600	0.0001
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jk Panjang	-0.154214	-7.508	0.0001
$R^2 = 0.9873$			



Gambar 7.10. Simulasi Kebelakang Model Proyeksi Harga Eceran Terigu Sulawesi Selatan

BAB VIII

MODEL PROYEKSI HARGA CPO

Hasil dugaan perilaku harga CPO dunia jangka panjang ditampilkan pada Tabel 8.1, sedangkan jangka pendek ditampilkan pada Tabel 8.2. Harga CPO dunia (CIF Rotterdam) dipengaruhi secara nyata oleh produksi CPO Malaysia, sedangkan nilai tukar Ringgit tidak terlihat nyata namun memiliki kecenderungan negatif. Dugaan parameter nilai tukar Ringgit negatif artinya apabila Ringgit mengalami depresiasi maka nilai nominal dalam Ringgit setiap dollar penjualan ekspor CPO akan meningkat. Apabila penawaran ekspor CPO Malaysia akan meningkat melalui peningkatan produksinya maka harga CPO (CIF Rotterdam) akan menurun. Dalam kondisi demikian, efek negatif depresiasi Ringgit akan dapat ditutupi oleh efek negatif apresiasi negara eksportir utama CPO (Malaysia). Dengan demikian produsen utama CPO ini sangat mengendalikan perdagangan CPO dunia dimana negara ini memiliki produksi CPO hampir 50 persen dari total dunia. Dalam jangka panjang CPO (CIF Rotterdam) juga dipengaruhi oleh trend, siklus (20 tahun dan 5 tahun) dan musim (12 bulan).

Dalam jangka pendek, harga CPO CIF Rotterdam ditentukan oleh harga sebelumnya, perubahan harga sebelumnya dan perbedaan harga sebelumnya dari titik keseimbangannya. Perubahan nilai tukar Ringgit dan produksi CPO Malaysia tidak berpengaruh nyata terhadap tingkat harga saat ini. Proses penyesuaian harga mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Hasil dugaan perilaku harga jangka pendek sangat baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh $R^2 = 0,9364$. Hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik (Gambar 8.1). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga CPO CIF Rotterdam.

Seperti yang ditampilkan pada bagian Metodologi (Bab II), pada rejim perdagangan terbuka, harga komoditas dagangan (*tradeable commodities*) di pasar domestik ditentukan oleh harga dunia. Harga dunia pertama-tama akan mempengaruhi harga perdagangan besar (harga pasar dalam negeri), dan selanjutnya perdagangan domestik mempengaruhi harga produsen di pasar dalam negeri dalam hal ini yang masih dalam bentuk Tandan Buah Segar (TBS). Hasil dugaan perilaku harga perdagangan dalam negeri CPO rata-rata nasional ditampilkan pada Tabel 8.3 untuk jangka panjang dan Tabel 8.4 untuk jangka pendek. Hasil dugaan menunjukkan bahwa harga perdagangan CPO dalam negeri dipengaruhi oleh harga CPO dunia (CIF Rotterdam). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini

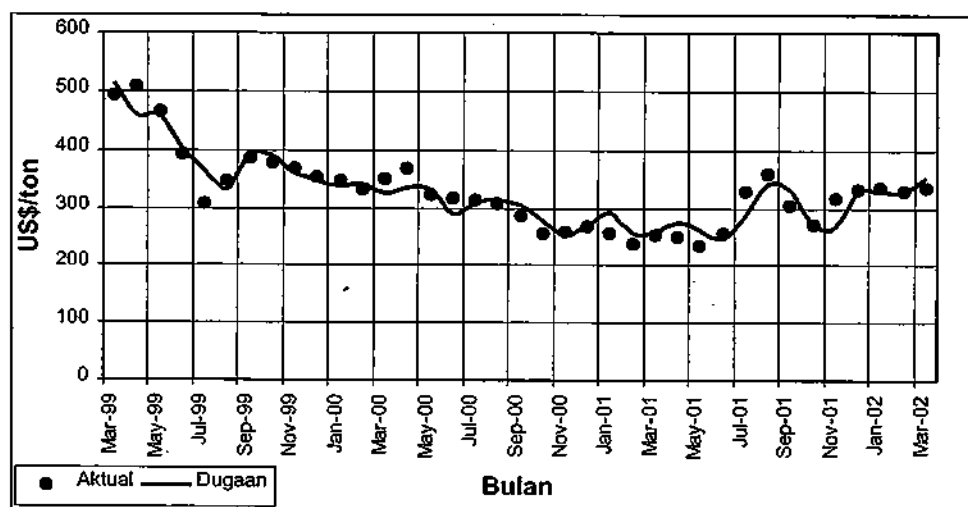
selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Model dugaan perilaku jangka pendek harga perdagangan dalam negeri CPO cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang cukup tinggi yaitu $R^2 = 0,8795$. Hal ini juga ditunjukkan oleh hasil simulasi ke belakang yang dapat menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik (Gambar 8.2).

Tabel 8.1. Model Keseimbangan Harga CPO Dunia (CIF Rotterdam) Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-17742.8294	-2.7856	0.0088
Nilai Tukar Mata Uang Malaysia	-168.1573	-0.5357	0.5958
Produksi CPO Malaysia	-207.6216	-3.6805	0.0008
Sinus Siklus Jangka Panjang (20 Tahun)	-17309.1174	-2.6166	0.0133
Cosinus Siklus Jangka Panjang (20 Tahun)	18671.7793	2.6851	0.0113
Sinus Siklus Jangka Menengah (5 Tahun)	-519.0899	-2.4472	0.0199
Cosinus Siklus Jangka Menengah (5 Tahun)	200.7368	3.1507	0.0035
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	21.6560	2.5169	0.0169
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	20.3896	2.0962	0.0438
Trend	604.2334	2.6305	0.0129
$R^2 = 0.9659$			

Tabel 8.2. Model Keseimbangan Harga CPO Dunia (CIF Rotterdam) Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	31.2692	1.5659	1.3E-01
Lag (1) Harga CPO Dunia	0.8967	15.0553	2.4E-16
Lag (1) Δ Harga CPO Dunia	0.4287	3.2188	2.9E-03
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.5980	-4.0484	2.9E-04
$R^2 = 0.9364$			



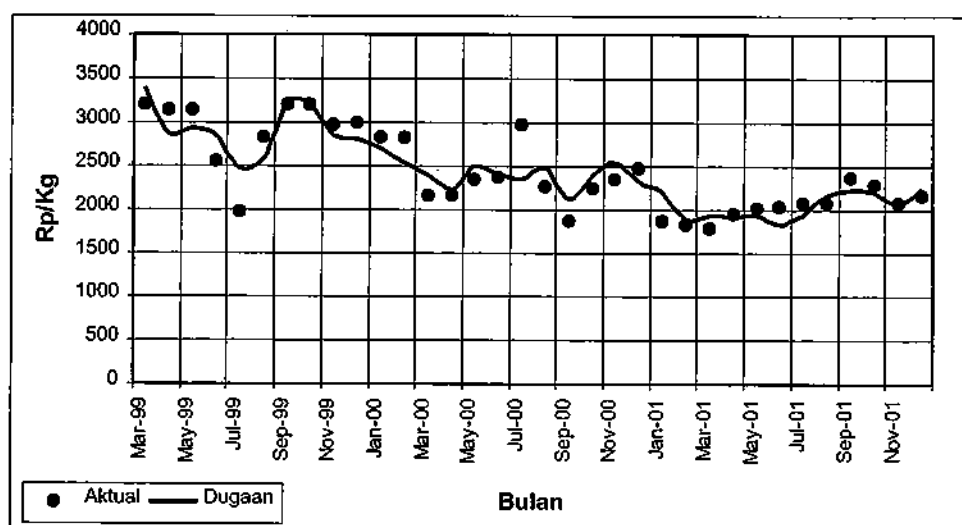
Gambar 8.1. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga CPO Dunia (CIF Rotterdam)

Tabel 8.3. Model Keseimbangan Harga CPO Nasional Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	58845.2	0.821	0.4179
Harga CPO Internasional	0.3	2.211	0.0345
Sinus Siklus Jangka Panjang (20 Tahun)	51221.2	0.634	0.5305
Cosinus Siklus Jangka Panjang (20 Tahun)	-55306.5	-0.768	0.4481
Sinus Siklus Jangka Menengah (5 Tahun)	1887.1	0.775	0.4440
Cosinus Siklus Jangka Menengah (5 Tahun)	-504.6	-0.716	0.4792
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	174.3	2.098	0.0441
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	75.8	0.967	0.3409
Trend	-1818.1	-0.704	0.4866
R ² = 0.8997			

Tabel 8.4. Model Keseimbangan Harga CPO Nasional Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	61.60	0.2410	8.1E-01
Lag (1) Hrg CPO Nasional	0.97	9.4476	1.7E-10
Lag (1) Δ Hrg CPO Nasional	0.42	3.0852	4.3E-03
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-1.28	-5.3251	9.3E-06
R ² = 0.8795			



Gambar 8.2. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga CPO Nasional

BAB IX

MODEL PROYEKSI HARGA TEH

Hasil dugaan perilaku harga teh dunia jangka panjang ditampilkan pada Tabel 9.1, sedangkan jangka pendek ditampilkan pada Tabel 9.2. Harga teh dunia (CIF London) dipengaruhi secara nyata oleh nilai tukar Kenya, India dan Srilanka. Dugaan nilai tukar Kenya dan India berhubungan negatif, sedangkan nilai tukar Srilanka berhubungan positif dengan harga teh CIF London. Apabila nilai tukar Kenya dan India (Rupee) mengalami depresiasi maka nilai nominal dalam masing-masing nilai tukar tersebut dalam setiap dollar penjualan ekspor teh akan meningkat. Penawaran ekspor teh Kenya dan India akan meningkat dan harga teh CIF London akan menurun.

Berbeda dengan nilai tukar Kenya dan India, depresiasi nilai tukar Srilanka akan menyebabkan peningkatan harga teh dunia CIF London. Hal ini mungkin terjadi apabila depresiasi nilai tukar Srilanka terjadi bersamaan dengan apresiasi nilai tukar Kenya dan India serta mata uang eksportir teh lainnya dan atau depresiasi mata uang negara importir teh. Dalam kondisi demikian, efek negatif depresiasi nilai tukar Srilanka dapat ditutupi oleh efek positif apresiasi nilai tukar Kenya dan India dan mata uang eksportir teh lainnya serta penurunan permintaan akibat depresiasi mata uang negara-negara importir teh. Dalam jangka panjang harga teh CIF London juga dipengaruhi oleh trend, siklus (16 tahun dan 3 tahun) dan musim (12 bulan).

Dalam jangka pendek, harga teh CIF London ditentukan oleh harga sebelumnya, perubahan harga sebelumnya dan perbedaan harga sebelumnya dari titik keseimbangannya. Perubahan nilai tukar Kenya, India dan Srilanka tidak berpengaruh nyata terhadap tingkat harga saat ini. Proses penyesuaian harga mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Hasil dugaan perilaku harga jangka pendek sangat baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh $R^2 = 0,9604$. Hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik (Gambar 9.1). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga teh CIF London.

Seperti yang ditampilkan pada bagian Metodologi (Bab II), pada rejim perdagangan terbuka, harga komoditas dagangan (*tradeable commodities*) di pasar domestik ditentukan oleh harga dunia. Harga dunia pertama-tama akan mempengaruhi harga perdagangan besar (harga pasar dalam negeri), dan selanjutnya perdagangan besar mempengaruhi harga produsen di pasar dalam negeri dalam hal ini dalam bentuk pucuk segar. Hasil dugaan perilaku harga teh pasar dalam negeri rata-rata nasional ditampilkan pada Tabel 9.3 untuk jangka panjang dan Tabel 9.4 untuk jangka pendek. Hasil dugaan menunjukkan bahwa harga pasar dalam

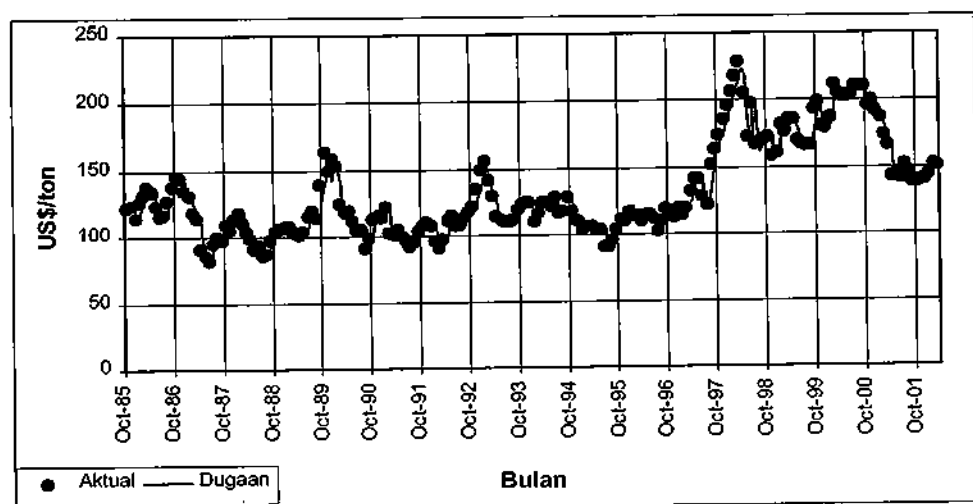
negeri teh di tingkat nasional dipengaruhi oleh harga teh dunia CIF London. Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Model dugaan perilaku jangka pendek harga pasar dalam negeri teh rata-rata nasional cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang cukup tinggi yaitu $R^2 = 0,9904$. Hal ini juga ditunjukkan oleh hasil simulasi ke belakang yang dapat menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik (Gambar 9.2).

Tabel 9.1. Model Keseimbangan Harga Teh Dunia (CIF London) Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	132.8992	8.7545	1.20E-15
Nilai Tukar Mata Uang Kenya	0.5644	1.8258	6.95E-02
Nilai Tukar Mata Uang India	2.8413	2.2747	2.41E-02
Nilai Tukar Mata Uang Srilanka	-3.8753	-4.9047	2.03E-06
Sinus Siklus Jangka Panjang (16 Tahun)	18.3569	3.1071	2.18E-03
Cosinus Siklus Jangka Panjang (16 Tahun)	34.1802	9.3214	3.27E-17
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	6.2839	2.4664	1.45E-02
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	0.8571	0.4085	6.83E-01
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	7.8163	3.7418	2.43E-04
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-1.9502	-0.9481	3.44E-01
Trend	0.8963	3.1684	1.79E-03
$R^2 = 0.8108$			

Tabel 9.2. Model Keseimbangan Harga Teh Dunia (CIF London) Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	0.6810	0.2021	8.40E-01
Lag (1) Harga Teh Dunia	0.9957	40.0318	3.99E-95
Lag (1) Δ Harga Teh Dunia	0.1626	2.2842	2.35E-02
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.1283	-2.9697	3.36E-03
$R^2 = 0.9604$			



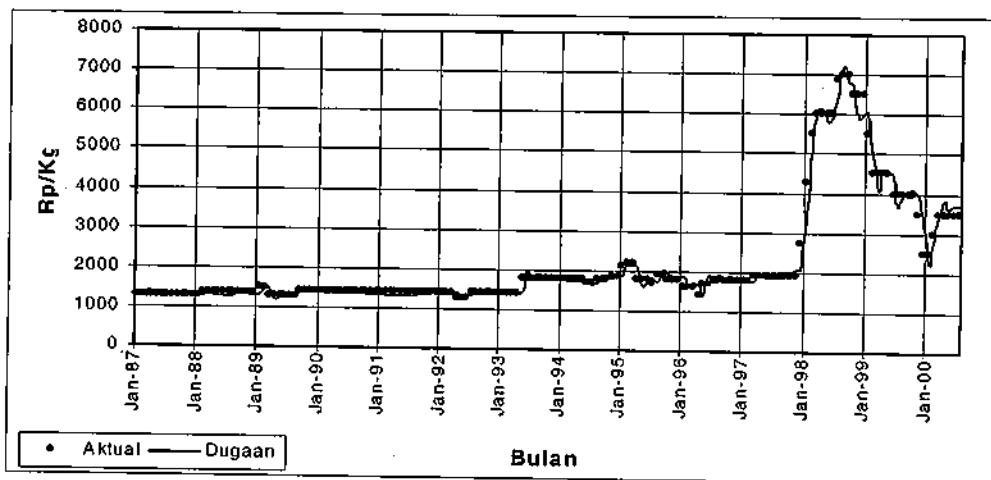
Gambar 9.1. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Teh Dunia (CIF London)

Tabel 9.3. Model Keseimbangan Harga Teh Nasional Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	1611.41	7.700	1.5E-12
Harga Teh Internasional	0.22	13.099	8.1E-27
Sinus Siklus Jangka Panjang (16 Tahun)	-452.08	-3.478	6.6E-04
Cosinus Siklus Jangka Panjang (16 Tahun)	-350.07	-2.685	8.0E-03
Sinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	-86.86	-1.284	2.0E-01
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3 Tahun)	215.40	3.336	1.1E-03
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-99.65	-1.585	1.1E-01
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	9.50	0.152	8.8E-01
Trend	-7.08	-2.200	2.9E-02
$R^2 = 0.9198$			

Tabel 9.4. Model Keseimbangan Harga Teh Nasional Jangka

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	-7.9268	-0.261	7.9E-01
Lag (1) Hrg Teh Nasional	1.0081	82.340	4.5E-131
Lag (1) Δ Hrg Teh Nasional	0.4588	7.452	5.8E-12
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.2003	-6.301	2.9E-09
$R^2 = 0.9904$			



Gambar 9.2. Stimulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Teh Nasional

BAB X

MODEL PROYEKSI HARGA KARET

Hasil dugaan perilaku harga karet dunia jangka panjang ditampilkan pada Tabel 10.1, sedangkan jangka pendek ditampilkan pada Tabel 10.2. Harga karet SMR-20 (CIF London) dipengaruhi secara nyata oleh nilai tukar Thailand (Bath), Indonesia (Rupiah) dan Malaysia (Ringgit). Ketiga nilai tukar tersebut berhubungan negatif dengan harga karet CIF London. Apabila Bath, Rupiah dan Ringgit mengalami depresiasi maka nilai nominal dalam ketiga nilai tukar tersebut setiap dollar penjualan ekspor karet akan meningkat. Penawaran ekspor karet Thailand, Indonesia dan Malaysia akan meningkat dan harga karet akan menurun. Pengaruh nilai tukar Bath, Rupiah dan Ringgit terhadap harga karet dunia dapat pula terjadi melalui hubungan korelasi kontemporer nilai tukar Bath, Rupiah dan Ringgit dengan nilai tukar mata uang ekspor karet lainnya. Depresiasi pada ketiga mata uang tersebut berarti apresiasi dollar AS sehingga dapat pula berarti depresiasi mata uang eksportir karet lainnya. Depresiasi mata uang lainnya tersebut akan mendorong peningkatan pasokan ekspor karet negara lain, sehingga harga karet dunia akan menurun. Dalam jangka panjang harga karet CIF London juga dipengaruhi oleh trend, siklus (7 tahun dan 3.5 tahun) dan musim (12 bulan).

Dalam jangka pendek, harga karet SMR-20 (CIF London) ditentukan oleh harga sebelumnya, perubahan harga sebelumnya dan perbedaan harga sebelumnya dari titik keseimbangannya. Perubahan nilai tukar Bath, Rupiah dan Ringgit tidak berpengaruh nyata terhadap tingkat harga saat ini. Proses penyesuaian harga mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Hasil dugaan perilaku harga jangka pendek sangat baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh $R^2 = 0,9797$. Hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik (Gambar 10.1). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga karet SMR-20 (CIF London).

Seperti yang ditampilkan pada bagian Metodologi (Bab II), pada rejim perdagangan terbuka, harga komoditas dagangan (*tradeable commodities*) di pasar domestik ditentukan oleh harga dunia. Harga dunia pertama-tama akan mempengaruhi harga perdagangan besar (harga pasar dalam negeri), dan selanjutnya perdagangan besar mempengaruhi harga produsen karet di pasar dalam negeri dalam hal ini sebagian besar berbentuk sleb. Hasil dugaan perilaku harga pasar dalam negeri karet rata-rata nasional ditampilkan pada Tabel 10.3 untuk jangka panjang dan Tabel 10.4. untuk jangka pendek. Hasil dugaan menunjukkan bahwa harga pasar dalam negeri karet di tingkat nasional dipengaruhi oleh harga karet internasional SMR-20 (CIF London). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error*

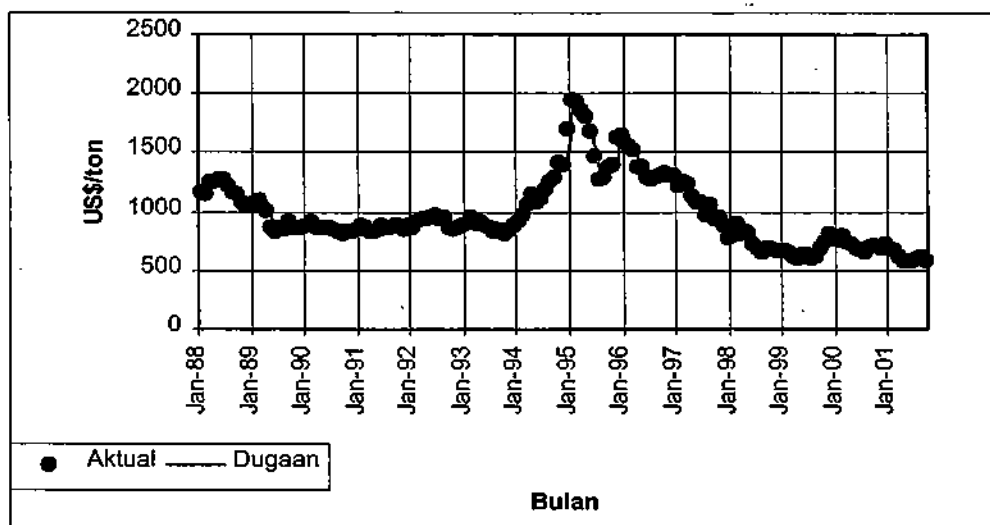
correction). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak-seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Model dugaan perilaku jangka pendek harga pasar dalam negeri karet rata-rata nasional cukup baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh koefisien determinasi yang sangat tinggi yaitu $R^2 = 0,9678$. Hal ini juga ditunjukkan oleh hasil simulasi ke belakang yang dapat menelusuri pergerakan harga aktual dengan baik (Gambar 10.2).

Tabel 10.1. Model Keseimbangan Harga Karet Dunia (SMR-20; CIF London) Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	1491.44	11.126	1.8E-21
Nilai Tukar Mata Uang Thailand	-1.48	-0.269	7.9E-01
Nilai Tukar Mata Uang Indonesia	-0.05	-4.708	5.5E-06
Nilai Tukar Mata Uang Malaysia	-206.90	-2.503	1.3E-02
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	137.15	9.172	2.8E-16
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	141.41	9.579	2.4E-17
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	108.48	7.665	1.9E-12
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	107.57	7.863	6.1E-13
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	53.21	4.037	8.5E-05
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	34.26	2.524	1.3E-02
Trend	4.38	11.669	6.1E-23
$R^2 = 0.9207$			

Tabel 10.2. Model Keseimbangan Harga Karet Dunia (SMR-20; CIF London) Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	6.0684	0.347	7.3E-01
Lag (1) Harga Karet Dunia	0.9918	57.600	2.0E-108
Lag (1) Δ Harga Karet Dunia	0.3406	4.445	1.6E-05
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.1379	-2.949	3.7E-03
$R^2 = 0.9797$			



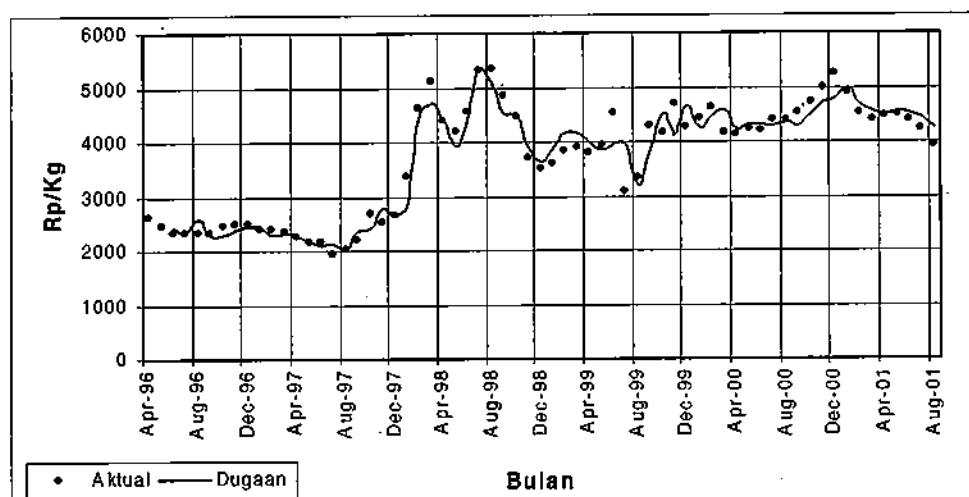
Gambar 10.1. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Karet Dunia (SMR-20; CIF London)

Tabel 10.3. Model Keseimbangan Harga Karet Nasional Jangka Panjang

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	3179.00	3.919	2.4E-04
Harga Karet Internasional	0.18	6.686	1.1E-08
Sinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-1109.04	-2.714	8.8E-03
Cosinus Siklus Jangka Panjang (7 Tahun)	-878.74	-2.497	1.5E-02
Sinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	-193.54	-1.657	1.0E-01
Cosinus Siklus Jangka Menengah (3.5 Tahun)	-322.50	-1.648	1.0E-01
Sinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-81.71	-1.170	2.5E-01
Cosinus Siklus Jangka Pendek (1 Tahun)	-19.96	-0.288	7.7E-01
Trend	-29.24	-1.382	1.7E-01
$R^2 = 0.9350$			

Tabel 10.4. Model Keseimbangan Harga Karet Nasional Jangka Pendek

Nama Variabel	Dugaan Parameter	T hitung	Prob > T
Intersep	3.20710	0.0241	9.8E-01
Lag (1) Hrg Karet Nasional	1.00469	28.7573	2.1E-36
Lag (1) Δ Hrg Karet Nasional	0.22587	2.6334	1.1E-02
Lag (1) Galat Keseimbangan Harga Jangka Panjang	-0.83607	-8.5736	5.9E-12
$R^2 = 0.9678$			



Gambar 10.2. Simulasi Ke Belakang Model Proyeksi Harga Karet Nasional

BAB XI

UJI VALIDASI MODEL PROYEKSI HARGA

Secara kuantitatif validasi model proyeksi harga internasional dilakukan dengan mempergunakan indikator *Root Mean Square Error* (RMSE) dan *Root Mean Square Percentage Error* (RMSPE). Kedua statistik validasi ini dihitung berdasarkan hasil simulasi model *ex-post* (berdasarkan basis data yang dipergunakan untuk mengestimasi model) dan *ex-ante* (berdasarkan data sesudah periode data estimasi).

Data Internasional

Hasil perhitungan data internasional untuk tanaman pangan dan perkebunan seperti ditampilkan pada Tabel 11.1 dan 11.2. Berdasarkan hasil simulasi *ex-post*, RMSPE model proyeksi harga komoditas pangan utama berkisar 4 persen (jagung, terigu) dan 10 persen (gula). Hal ini menunjukkan model proyeksi mampu menjelaskan data dasar estimasi (*ex-post*) dengan cukup baik, RMSE tertinggi ialah untuk model proyeksi harga internasional gula (10%) dan beras (8%). Bahkan yang lebih menggembarakan ialah kemampuan model untuk menjelaskan data sesudah periode data dasar estimasi (*ex-ante*) yang lebih tepat untuk menggambarkan kemampuan model untuk melakukan prakiraan (proyeksi). RMSPE hasil simulasi *ex-ante* lebih kecil daripada *ex-post* untuk model proyeksi yang RMSPE *ex-post* cukup tinggi (gula dan beras). RMSPE hasil simulasi *ex-ante* hanya berkisar 5 persen kecuali untuk gula yang sedikit lebih tinggi yaitu 7 persen. Secara keseluruhan dapat disimpulkan bahwa berdasarkan indikator validasi kuantitatif model hasil dugaan cukup valid digunakan untuk proyeksi harga ke depan.

Kesimpulan berdasarkan indikator validasi kuantitatif di atas juga didukung oleh indikator kualitatif, yaitu konkurensi hasil simulasi *ex-post* maupun *ex-ante* dengan data aktualnya (analisis grafis) seperti yang ditunjukkan pada Gambar 11.1-11.5. Hasil simulasi (*ex-post* dan *ex-ante*) model dugaan mampu mengikuti dinamika data aktualnya. Fenomena ini berlaku untuk semua harga komoditas pangan yang dikaji. Dengan demikian, secara umum dapat disimpulkan bahwa seluruh model hasil dugaan dapat dipergunakan untuk memperkirakan harga bulanan komoditas pangan yang dikaji di pasar internasional.

Hasil proyeksi untuk bulan November 2001 - Januari 2002 ditampilkan pada Tabel 11.1 dan Gambar 12.1 s/d Gambar 12.5. Kiranya menarik untuk diperhatikan bahwa hasil proyeksi harga internasional seluruh komoditas yang dikaji cenderung meningkat. Hasil proyeksi tersebut menunjukkan bahwa fenomena penurunan harga komoditas pangan primer di pasar internasional sejak tahun 1995/1996 nampaknya sudah berada pada fase "merangkak dari dasar" (*bottom-out*). Tegasnya, berdasarkan hasil kajian ini, harga komoditas pangan di pasar internasional akan mengalami peningkatan pada tahun 2002 mendatang.

Tabel 11.1. Indikator Validasi Model dan Hasil Proyeksi Harga Internasional

Bulan	Beras		Jagung		Kedelai		Gula		Terigu	
	Aktual	Dugaan	Aktual	Dugaan	Aktual	Dugaan	Aktual	Dugaan	Aktual	Dugaan
Januari 2001	158.20	159.60	95.20	100.44	210.00	218.16	227.50	218.58	132.80	127.96
Februari 2001	156.30	167.29	92.00	93.06	200.00	211.62	217.60	229.89	128.10	134.82
Maret 2001	146.30	165.59	90.30	90.11	195.00	202.87	204.40	219.36	130.20	127.91
April 2001	139.00	153.86	88.00	89.55	186.00	199.71	193.90	209.45	129.70	132.37
Mei 2001	141.70	149.86	84.10	87.40	184.00	191.63	211.30	202.94	134.90	131.11
Juni 2001	148.50	157.12	83.30	83.53	188.00	191.18	199.30	223.89	127.20	136.20
Juli 2001	152.80	164.94	91.70	84.36	206.00	195.73	193.80	208.13	123.80	127.48
Agustus 2001	153.00	167.72	93.10	95.92	212.00	213.68	178.80	205.64	121.90	126.30
September 2001	161.00	166.73	90.10	94.26	202.00	217.24	168.40	191.57	122.00	125.57
Oktober 2001	159.00	178.38	86.60	89.88	187.00	206.16	149.70	184.99	123.30	126.68
RMSE (Ex-Post)		12.7619		3.63079		11.0788		20.1957		5.22775
RMSPE (Ex-Post)		8.41924		4.05947		5.62374		10.385		4.10374
RMSE (Ex-Ante)		11.7515		5.8403		11.2078		17.9785		7.26828
RMSPE (Ex-Ante)		4.69988		5.48182		4.73152		7.26466		5.04316
Proyeksi Harga										
November 2001		157.61		86.89		192.41		167.90		128.36
Desember 2001		158.71		89.19		200.53		190.79		134.00
Januari 2002		162.40		92.67		208.67		209.21		139.50

Indikasi ini jelas merupakan berita gembira bagi petani Indonesia. Peningkatan harga pangan primer di pasar internasional diharapkan akan mendorong peningkatan harga yang diterima petani padi dan palawija Indonesia. Sudah barang tentu, hal ini hanya dapat terwujud apabila rupiah tidak mengalami depresiasi yang cukup besar dan pasar pangan domestik bekerja dengan efisien.

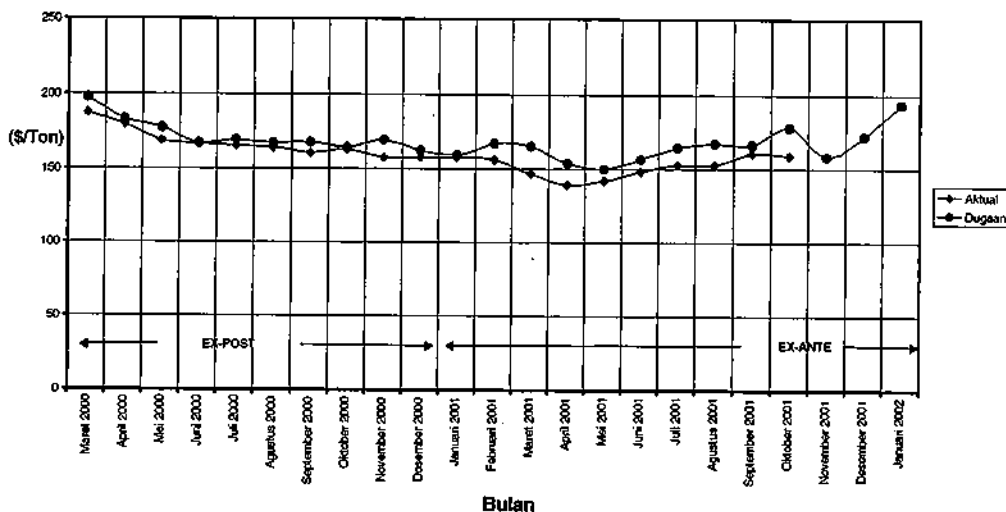
Sedangkan hasil simulasi *ex-post* untuk tanaman perkebunan, RMSPE model proyeksi berkisar 6.92 persen (CPO), 7.14 persen (teh) dan 6.04 persen (karet). Hal ini menunjukkan model proyeksi mampu menjelaskan data dasar estimasi (*ex-post*) dengan cukup baik, selain itu kemampuan model untuk menjelaskan data sesudah periode data dasar estimasi (*ex-ante*) yang lebih tepat untuk menggambarkan kemampuan model untuk melakukan prakiraan (proyeksi). RMSPE hasil simulasi *ex-ante* lebih kecil daripada *ex-post* untuk model proyeksi yang RMSPE *ex-post* cukup tinggi (CPO dan teh). RMSPE hasil simulasi *ex-ante* CPO dan teh hanya berkisar 5 persen kecuali untuk karet yang sedikit lebih tinggi

yaitu 6 persen. Secara keseluruhan dapat disimpulkan bahwa berdasarkan indikator validasi kuantitatif model hasil dugaan cukup valid digunakan untuk proyeksi harga ke depan.

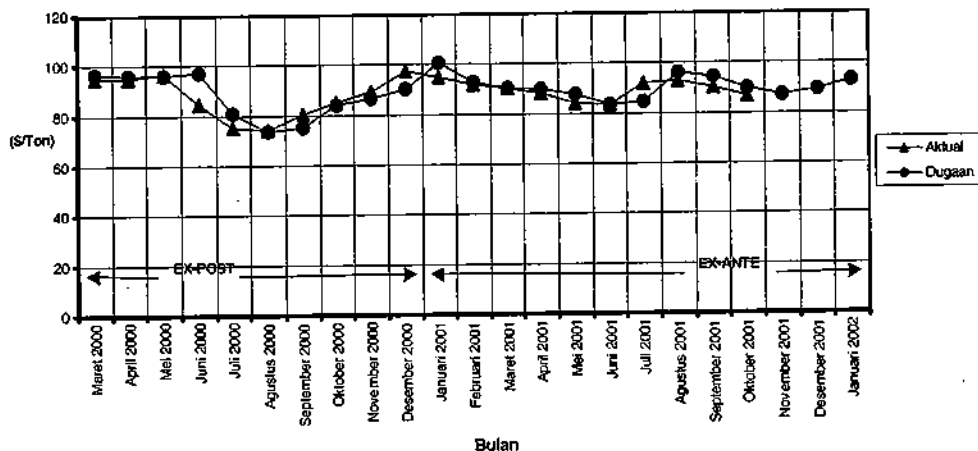
Tabel 11.2. Indikator Validasi Model dan Hasil Proyeksi Harga Internasional

CPO			Teh			Karet		
Bulan	Aktual	Dugaan	Bulan	Aktual	Dugaan	Bulan	Aktual	Dugaan
Apr-02	349	341	Mar-02	151	152	Oct-01	580	631
May-02	371	358	Apr-02	149	153	Nov-01	580	616
Jun-02	411	392	May-02	139	153	Dec-01	576	622
Jul-02	406	441	Jun-02	146	152	Jan-02	603	627
			Jul-02	149	152	Feb-02	650	666
RMSE (Ex-Ante)		21.04	RMSE (Ex-Ante)		7.06	RMSE (Ex-Ante)		37.09
RMSPE (Ex-Ante)		5.48	RMSPE (Ex-Ante)		4.80	RMSPE (Ex-Ante)		6.21
RMSE (Ex-Post)		22.68	RMSE (Ex-Post)		9.48	RMSE (Ex-Post)		59.07
RMSPE (Ex-Post)		6.92	RMSPE (Ex-Post)		7.14	RMSPE (Ex-Post)		6.04
Proyeksi Harga			Proyeksi Harga			Proyeksi Harga		
Aug-02		500	Aug-02		152	Mar-02		720
Sep-02		564	Sep-02		152	Apr-02		814
Oct-02		629	Oct-02		153	May-02		905

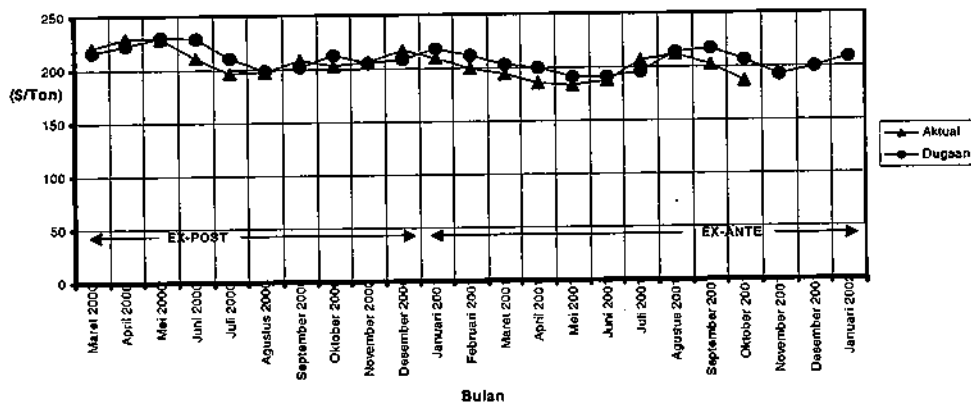
Gambar 11.1. Simulasi Ex-Ante dan Ex-Post Harga Beras Internasional



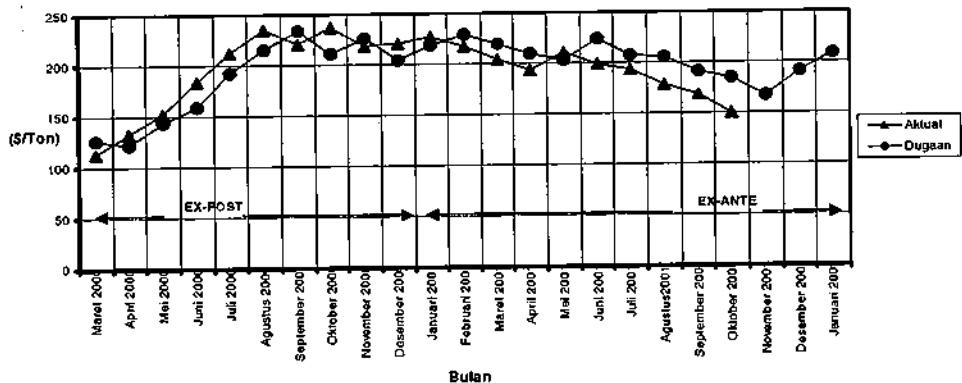
Gambar 11.2. Simulasi Ex-Ante dan Ex-Post Harga Jagung Internasional



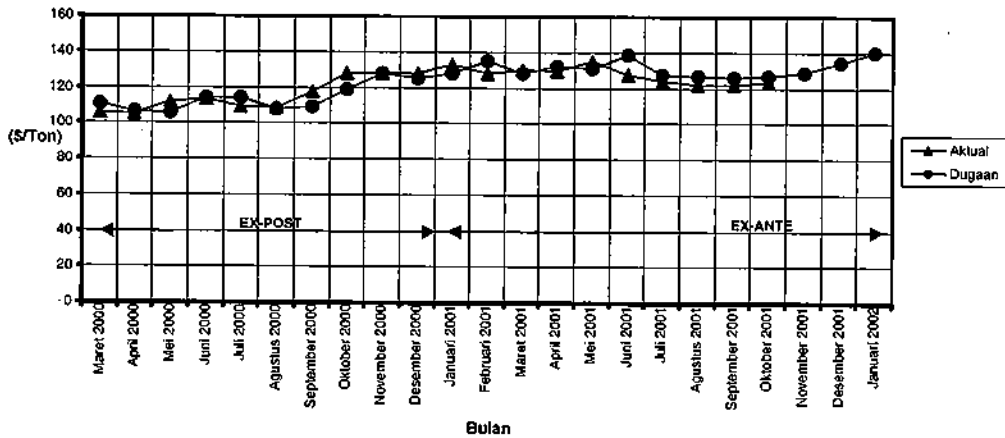
Gambar 11.3. Simulasi Ex-Ante dan Ex-Post Harga Kedelai Internasional



Gambar 11.4. Proyeksi Ex-Ante dan Ex-Post Harga Gula Internasional

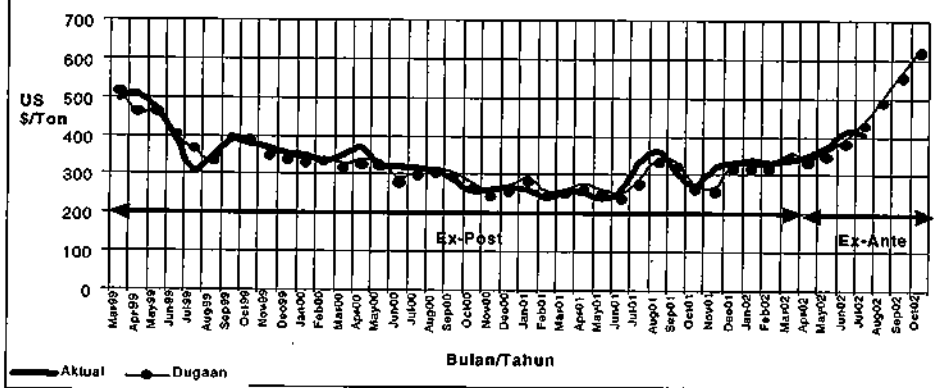


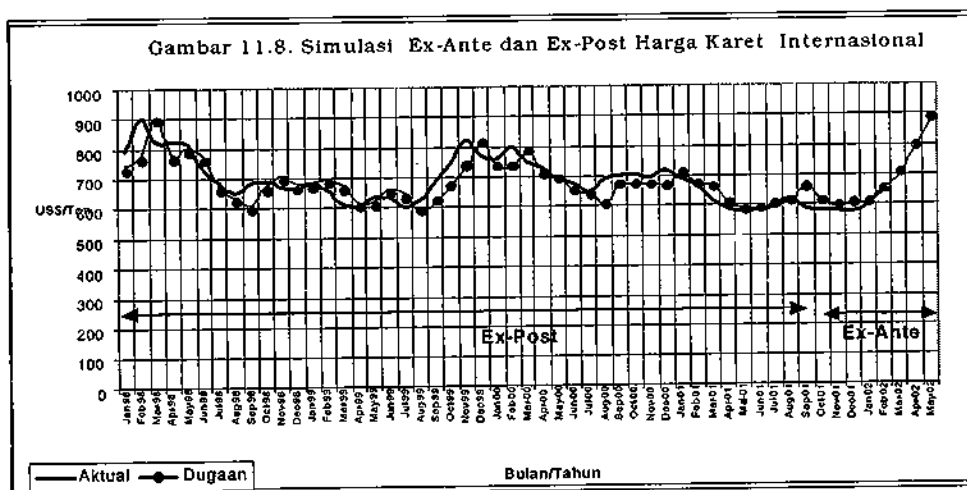
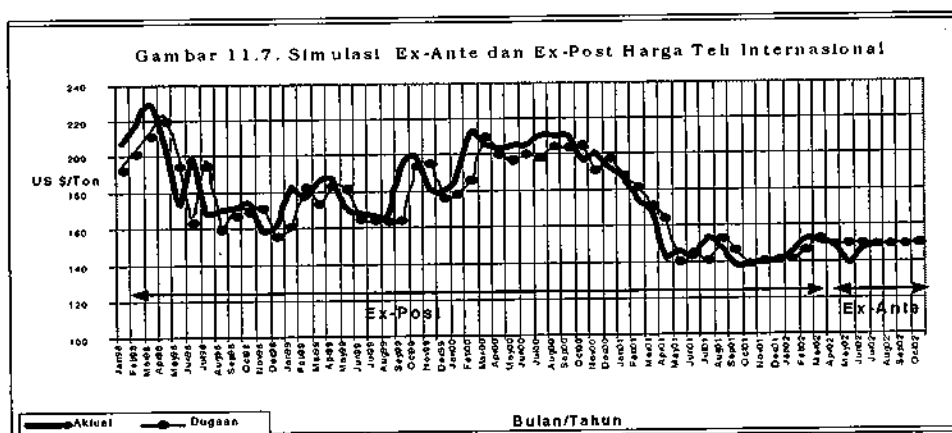
Gambar 11.5. Simulasi Ex-Ante dan Ex-Post Harga Terigu Internasional



Kesimpulan berdasarkan indikator validasi kuantitatif di atas juga didukung oleh indikator kualitatif, yaitu konkurensi hasil simulasi *ex-post* maupun *ex-ante* dengan data aktualnya (analisis grafis) seperti yang ditunjukkan pada Gambar 11.6 – 11.8. Hasil simulasi (*ex-post* dan *ex-ante*) model dugaan mampu mengikuti dinamika data aktualnya. Fenomena ini berlaku untuk semua harga komoditas perkebunan yang dikaji. Dengan demikian, secara umum dapat disimpulkan bahwa seluruh model hasil dugaan dapat dipergunakan untuk memperkirakan harga bulanan komoditas perkebunan yang dikaji di pasar internasional.

Gambar 11.6. Simulasi Ex-Ante dan Ex-Post Harga CPO Internasional





Data Nasional

Gabah/Beras

Hasil dugaan model perilaku harga beras dan gabah di pasar domestik juga cukup baik. RMSPE untuk model perilaku harga beras di tingkat perdagangan besar bervariasi antara 4,7-9,6 persen, sedangkan untuk model perilaku harga gabah di tingkat produsen bervariasi antara 3,8-9,7 persen (Tabel 11.3). Dengan demikian, seluruh hasil dugaan model perilaku harga beras dan gabah di pasar domestik cukup baik, dalam artian cukup valid untuk dipakai sebagai alat proyeksi. Sudah barang tentu, model ini hanya berlaku untuk proyeksi harga jangka pendek. Proyeksi sebaiknya dibatasi hanya untuk 3-4 bulan ke depan. Kesalahan proyeksi dapat bersifat kumulatif, semakin jauh waktu proyeksi semakin

besar pula kesalahan yang terjadi. Oleh karena itu, hasil proyeksi haruslah dimutakhirkan secara berkala dan berkesinambungan.

Hasil proyeksi harga beras di tingkat perdagangan besar untuk periode bulan November 2001-Januari 2002 ditampilkan pada Tabel 11.3. Harga beras di sentra produksi (Sulawesi Selatan, Jawa Timur dan Jawa Barat) lebih tinggi daripada rata-rata nasional, sedangkan di Sumatera Utara lebih rendah daripada rata-rata nasional. Secara umum, hasil proyeksi menunjukkan bahwa harga beras di pasar domestik pada akhir tahun 2001 hingga awal tahun 2002 relatif kecil. Peningkatan hanya terjadi pada bulan Oktober- 2001.

Hasil proyeksi harga gabah di tingkat petani untuk periode bulan November 2001-Januari 2002 juga ditampilkan pada Tabel 11.3. Harga gabah di empat provinsi penelitian lebih tinggi daripada rata-rata nasional. Ini kemungkinan dapat dijelaskan dengan efisiensi pasar gabah-beras yang lebih tinggi di empat provinsi tersebut dibandingkan dengan di provinsi lainnya. Faktor pendukung utama ialah infrastruktur pemasaran. Infrastruktur pemasaran gabah-beras (transportasi, komunikasi, industri pengolahan) di empat provinsi penelitian lebih baik dibandingkan dengan di provinsi lainnya. Seperti halnya harga beras, harga beras di tingkat petani diperkirakan stabil selama periode bulan November 2001-Januari 2002; Setelah sebelumnya meningkat pada periode Oktober-November 2001.

Tabel 11.3. Indikator Validasi dan Hasil Proyeksi Harga Beras/Gabah Domestik

Lokasi/Komoditas	Indikator Validasi		Hasil Proyeksi		
	RMSE	RMSPE	Nov-01	Des-01	Jan-02
Harga Beras Perdagangan Besar					
- Nasional	43.6858	4.7427	2506.4234	2501.5123	2493.9263
- Sumatera Utara	62.5884	6.3444	2578.4572	2565.0639	2557.5423
- Jawa Barat	92.9188	9.5835	2246.2413	2242.5193	2248.1211
- Jawa Timur	81.1617	9.2282	2352.5938	2326.7014	2303.2016
- Sulawesi Selatan	54.5507	6.7492	1674.0484	1675.1631	1679.2602
Harga Gabah Produsen					
- Nasional	42.2395	9.6547	1151.3035	1159.3618	1149.0798
- Sumatera Utara	25.3689	3.8122	1256.8588	1267.5022	1274.9732
- Jawa Barat	36.1808	6.7481	1221.4373	1228.8237	1237.1376
- Jawa Timur	38.9906	7.5223	1167.3273	1182.8250	1194.0338
- Sulawesi Selatan	41.3861	6.0316	1228.2985	1229.3353	1229.8523

Jagung

Uji validasi menunjukkan bahwa model dugaan perilaku harga jagung di pasar domestik cukup baik. Indikator kuantitatif validasi ditampilkan pada Tabel 11.4. RMSPE model perilaku harga jagung di tingkat perdagangan besar bervariasi antara 6,3-12,9 persen, sedangkan di tingkat petani berkisar 5,8-13,0 persen. Analisis kualitatif dengan menguji grafik hasil simulasi *ex-post* dan *ex-ante* juga memberikan kesimpulan yang sama. Secara umum, hasil dugaan model perilaku harga jagung di pasar domestik cukup baik dan layak digunakan sebagai alat proyeksi jangka pendek. Oleh karena kesalahan yang timbul bersifat kumulatif maka disarankan agar proyeksi dibatasi hanya untuk 3-4 bulan ke depan saja. Semakin jauh rentang waktu proyeksi, semakin besar kesalahan yang timbul. Sebaiknya proyeksi dilakukan secara berkala dengan merevisi hasil proyeksi sebelumnya segera setelah data terbaru diperoleh.

Hasil proyeksi harga jagung jangka pendek di pasar domestik selama periode November 2001-Januari 2002 ditampilkan pada Tabel 11.4. Harga jagung mengalami peningkatan pada periode Oktober-November 2001 dan relatif stabil pada periode Desember 2001-Januari 2002. Hal ini terlihat dengan lebih jelas dari grafik simulasi *ex-post* pada Gambar 11.19 s/d 11.28.

Tabel 11.4. Indikator Validasi dan Hasil Proyeksi Harga Jagung Domestik

Lokasi/Komoditas	Indikator Validasi		Hasil Proyeksi		
	RMSE	RMSPE	Nov-01	Des-01	Jan-02
Harga Jagung Perdagangan Besar					
- Nasional	30.8254	6.2863	1522.5831	1519.2414	1514.3000
- Sumatera Utara	50.4376	12.9397	973.8163	1001.6556	1024.2701
- Jawa Barat	62.3264	10.6340	2673.9129	2665.5979	2655.0786
- Jawa Timur	63.9244	11.5360	1691.8851	1685.5979	1676.5271
- Sulawesi Selatan	28.2254	6.6888	1164.6687	1182.5368	1200.5272
Harga Jagung Produsen					
- Nasional	19.9174	5.7528	1146.2450	1158.4546	1170.3638
- Sumatera Utara	24.8292	7.3611	1164.8362	1170.7968	1177.0701
- Jawa Barat	28.5745	6.2689	1176.0198	1201.1909	1221.8207
- Jawa Timur	62.8249	13.0450	1035.7456	1037.2160	1039.0271
- Sulawesi Selatan	26.3680	6.9738	993.7438	1000.3124	1007.0797

Kedelai

Berdasarkan indikator validasi RMSPE, hasil dugaan model perilaku harga kedelai di tingkat perdagangan besar cukup baik untuk kasus nasional, Sumatera dan Jawa Barat dengan RMSPE berturut-turut 4,0; 6,3; dan 9,0 persen. Namun demikian, hasil perilaku harga kedelai di tingkat perdagangan besar untuk provinsi Jawa Timur dan Sulawesi Selatan tergolong kurang baik seperti yang ditunjukkan oleh RMSPE yang tinggi, berturut-turut 26,3 dan 17,9 persen (Tabel 11.5). Akan tetapi, secara kualitatif, berdasarkan uji validasi grafis, seluruh model perilaku harga kedelai di tingkat perdagangan besar ternyata cukup baik.

Secara umum, hasil dugaan perilaku harga kedelai di tingkat produsen cukup valid, lebih valid daripada di tingkat perdagangan besar. RMSPE dari model perilaku harga kedelai di tingkat produsen berkisar 4,4-6,7 persen (Tabel 11.5). Uji kualitatif berdasarkan grafik simulasi *ex-ante* dan *ex-post* juga memberikan kesimpulan yang sama (Gambar 11.34 s/d Gambar 11.38). Model perilaku harga kedelai di tingkat petani (produsen) mampu menelusuri dengan baik data aktualnya. Dengan demikian, model perilaku harga kedelai di pasar domestik cukup valid digunakan untuk proyeksi jangka pendek (3-4 bulan ke depan). Namun kiranya harus dicatat bahwa kesalahan proyeksi bersifat kumulatif. Kesalahan semakin besar jika rentang waktu semakin jauh di dapat. Proyeksi hendaklah dilakukan secara berkala dengan merevisi hasil proyeksi sebelumnya segera setelah data terbaru diperoleh.

Tabel 11.5. Indikator Validasi dan Hasil Proyeksi Harga Kedelai Domestik

Lokasi/Komoditas	Indikator Validasi		Hasil Proyeksi		
	RMSE	RMSPE	Nov-01	Dec-01	Jan-02
Harga Kedelai Perdagangan Besar					
- Nasional	53.2148	4.0114	3148.0904	3149.8354	3145.2044
- Sumatera Utara	85.1547	6.3216	3071.8234	3105.4187	3141.3980
- Jawa Barat	122.9839	9.0334	2871.6663	2854.5397	2905.4351
- Jawa Timur	313.8179	26.3298	2866.5641	2804.6826	2750.9224
- Sulawesi Selatan	225.8392	17.8535	3780.7368	3768.9194	3751.8902
Harga Kedelai Produsen					
- Nasional	45.6752	4.3639	2444.9706	2461.0483	2479.7283
- Sumatera Utara	61.8926	6.1890	3411.2159	3461.2145	3511.5337
- Jawa Barat	71.4687	5.3492	2758.0261	2732.1370	2722.1220
- Jawa Timur	79.2915	6.7073	2394.2873	2409.8364	2421.5655
- Sulawesi Selatan	52.3954	4.9802	2198.4864	2209.2229	2219.8453

Hasil proyeksi harga kedelai di pasar domestik untuk periode November 2001-Januari 2002 juga ditampilkan pada Tabel 11.5. Secara umum, harga kedelai di pasar domestik tidak banyak berubah dalam dua bulan mendatang. Peningkatan harga kedelai di pasar internasional tidak segera ditransmisikan sempurna ke pasar domestik. Namun demikian, gejala peningkatan harga kedelai di pasar domestik sudah mulai nampak dari hasil proyeksi untuk bulan Januari 2002.

Gula

Indikator validasi kuantitatif dari model proyeksi harga gula di pasar domestik ditampilkan pada Tabel 11.6. Model perilaku harga gula di tingkat perdagangan besar maupun eceran tergolong cukup baik. RMSPE berkisar 6,1-8,3 persen untuk model perilaku harga gula di tingkat perdagangan besar dan berkisar 5,9-8,7 persen untuk model perilaku harga gula eceran. Kesimpulan yang sama juga diperoleh dari uji validasi kualitatif berdasarkan grafik hasil simulasi *ex-ante* dan *ex-post*. Seluruh hasil dugaan model perilaku harga gula mampu menelusuri dengan baik data aktualnya masing-masing.

Tabel 11.6. Indikator Validasi dan Hasil Proyeksi Harga Gula Domestik

Lokasi/Komoditas	Indikator Validasi		Hasil Proyeksi		
	RMSE	RMSPE	Nov-01	Des-01	Jan-02
Harga Gula Perdagangan Besar					
- Nasional	80.9467	6.1023	3408.8787	3339.4057	3281.6231
- Sumatera Utara	117.8131	8.3240	3099.4008	3117.6594	3123.6906
- Jawa Barat	99.0776	7.4349	3222.3415	3181.7714	3160.0711
- Jawa Timur	76.7812	6.0887	3421.2386	3390.6886	3367.4293
- Sulawesi Selatan	-	-	-	-	-
Harga Gula Eceran					
- Nasional	85.3504	5.9024	3544.8799	3567.6968	3581.8708
- Sumatera Utara	123.2425	8.7372	3409.2676	3407.6381	3395.4868
- Jawa Barat	100.1639	6.9922	3676.7321	3553.1175	3447.7148
- Jawa Timur	84.9758	6.2108	3721.6514	3643.4364	3617.6841
- Sulawesi Selatan	95.6942	6.6547	3211.4595	3204.7839	3209.4512

Dengan demikian dapatlah disimpulkan bahwa hasil dugaan model perilaku harga gula cukup valid untuk digunakan sebagai alat proyeksi jangka pendek. Untuk periode November 2001-Januari 2002, harga gula di pasar domestik tidak banyak berubah.

Seperti halnya model perilaku harga komoditas lainnya, kiranya patut dicatat bahwa model perilaku harga gula yang diperoleh dari kajian ini hanya valid untuk proyeksi harga jangka pendek. Kesalahan proyeksi bersifat kumulatif. Kesalahan semakin besar jika rentang waktu proyeksi semakin jauh dari periode data dasarnya. Proyeksi sebaiknya dilakukan secara reguler dengan melakukan revisi segera setelah data terbaru diperoleh.

Terigu

Indikator validasi kuantitatif model perilaku harga terigu di pasar domestik ditampilkan pada Tabel 12.7. RMSPE bervariasi antara 7,3-9,7 persen untuk model perilaku harga terigu di tingkat perdagangan dan 8,0-9,5 persen untuk model perilaku harga terigu eceran. Berdasarkan statistik RMSPE seluruh model dugaan cukup valid. Seluruh model perilaku harga terigu hasil dugaan mampu menelusuri dengan baik data aktualnya masing-masing. Dengan demikian, seluruh model perilaku harga terigu tersebut cukup valid digunakan sebagai alat proyeksi jangka pendek.

Tabel 12.7. Indikator Validasi dan Hasil Proyeksi Harga Terigu Domestik

Lokasi/Komoditas	Indikator Validasi		Hasil Proyeksi		
	RMSE	RMSPE	Nov-01	Dec-01	Jan-02
Harga Terigu Perdagangan Besar					
- Nasional	1702.1058	7.3166	69076.449 ₉	69242.842 ₆	69701.405 ₃
- Sumatera Utara	2302.5702	9.7466	69620.810 ₂	70522.517 ₅	71679.100 ₁
- Jawa Barat	1884.2235	8.2951	66179.144 ₂	66695.376 ₄	67543.994 ₆
- Jawa Timur	2162.0675	9.5724	63420.009 ₀	64086.584 ₃	65046.344 ₃
- Sulawesi Selatan	-	-	-	-	-
Harga Terigu Eceran					
- Nasional	90.2502	8.2103	3016.4068	3002.9869	2989.9874
- Sumatera Utara	-	-	-	-	-
- Jawa Barat	99.0279	9.5057	2559.6251	2559.6333	2559.7203
- Jawa Timur	-	-	-	-	-
- Sulawesi Selatan	82.2781	8.0457	2680.9411	2704.4351	2746.1556

Hasil proyeksi harga terigu di pasar domestik dengan mempergunakan model dugaan ditampilkan pada Tabel 12.7. Secara umum harga terigu di pasar domestik cenderung meningkat pada periode November 2001-Januari 2002. Kecenderungan ini konsisten dengan perilaku harga di pasar dunia.

CPO, Teh dan Karet

Hasil dugaan model perilaku harga CPO, Teh dan Karet di pasar domestik juga cukup baik. RMSPE untuk model perilaku harga ketiga komoditas di tingkat pasar dalam negeri bervariasi antara 6.81-8.88 persen (Tabel 11.8). Dengan demikian, seluruh hasil dugaan model perilaku harga CPO, teh dan karet di pasar domestik cukup baik, dalam artian cukup valid untuk dipakai sebagai alat proyeksi. Sudah barang tentu, model ini hanya berlaku untuk proyeksi harga jangka pendek. Proyeksi sebaiknya dibatasi hanya untuk 3-4 bulan ke depan. Kesalahan proyeksi dapat bersifat kumulatif, semakin jauh waktu proyeksi semakin besar pula kesalahan yang terjadi.

Tabel 11.8. Indikator Validasi Model dan Hasil Proyeksi Harga Perkebunan Dalam Negeri

CPO			Teh			Karet		
Bulan	Aktual	Dugaan	Bulan	Aktual	Dugaan	Bulan	Aktual	Dugaan
Jan-02	2324	2244	Aug-00	3500	3753	Sep-01	3790	4012
Feb-02	2424	2441	Sep-00	3500	3644	Oct-01	4102	4110
Mar-02	2441	2313	Oct-00	3500	3717	Nov-01	4300	4341
Apr-02	2446	2247	Nov-00	3500	3701	Dec-01	4067	4395
May-02	2454	1989	Dec-00	3500	3716	Jan-02	4402	4205
Jun-02	2411	1819				Feb-02	4844	4378
Jul-02	2690	1946						
RMSE (Ex-Ante)		410.95	RMSE (Ex-Ante)		209.24	RMSE (Ex-Ante)		262.77
RMSPE (Ex-Ante)		16.73	RMSPE (Ex-Ante)		5.98	RMSPE (Ex-Ante)		6.18
RMSE (Ex-Post)		216.09	RMSE (Ex-Post)		192.82	RMSE (Ex-Post)		253.47
RMSPE (Ex-Postt)		8.88	RMSPE (Ex-Postt)		8.86	RMSPE (Ex-Postt)		6.81
Proyeksi Harga			Proyeksi Harga			Proyeksi Harga		
Aug-02		2032	Jan-01		3672	Mar-02		4495
Sep-02		1722	Feb-01		3916	Apr-02		3584
Oct-02		1708	Mar-01		4099	May-02		3249

BAB XII

PENUTUP

Harga beras FOB Bangkok, harga jagung FOB US Gulf Port, harga kedelai CIF Rotterdam, harga gula CIF New York, harga terigu US Gulf Ports, harga CPO CIF Rotterdam, harga Teh CIF London, dan harga karet CIF London jangka pendek ditentukan oleh harga sebelumnya, perubahan harga sebelumnya dan perbedaan harga sebelumnya dari titik keseimbangannya. Proses penyesuaian harga mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Hasil dugaan perilaku harga jangka pendek kelima komoditas tersebut sangat baik dalam menjelaskan data sebagaimana ditunjukkan oleh nilai koefisien determinasi untuk kelima komoditas tersebut cukup tinggi. Uji validasi menunjukkan bahwa kesalahan model tergolong rendah yang ditunjukkan oleh nilai MPSE kurang dari 10 persen. Selain itu, hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik. Begitu juga dengan simulasi ke depan (*ex-ante*). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga beras FOB Bangkok, harga jagung FOB US Gulf Port, harga kedelai CIF Rotterdam, harga gula CIF New York, harga terigu US Gulf Ports, harga CPO CIF Rotterdam, harga teh CIF London, dan harga karet CIF London.

Model dugaan perilaku harga beras di tingkat perdagangan besar dan harga gabah di tingkat petani cukup baik yang ditunjukkan oleh nilai koefisien determinansi cukup tinggi (> 0.95). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Uji validasi menunjukkan bahwa kesalahan model tergolong rendah yang ditunjukkan oleh nilai MPSE kurang dari 10 persen. Selain itu, hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik. Begitu juga dengan simulasi ke depan (*ex-ante*).

Uji model dugaan harga beras di tingkat perdagangan besar di beberapa ibu kota provinsi yaitu Medan, Bandung, Surabaya dan Makassar dan harga gabah di tingkat petani menunjukkan hasil yang cukup baik yang ditunjukkan oleh nilai koefisiensi determinasinya cukup tinggi (> 0.95). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak-seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Uji validasi menunjukkan bahwa kesalahan model tergolong rendah yang ditunjukkan oleh nilai MPSE kurang dari 10 persen. Selain itu, hasil

simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik. Begitu juga dengan simulasi ke depan (*ex-ante*). Dengan demikian model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga beras di tingkat perdagangan besar dan gabah bulanan di tingkat petani.

Model dugaan perilaku harga jagung di tingkat perdagangan besar dan harga jagung di tingkat petani cukup baik yang ditunjukkan oleh nilai koefisien determinansi cukup tinggi (> 0.95). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Uji validasi menunjukkan bahwa kesalahan model tergolong rendah yang ditunjukkan oleh nilai MPSE kurang dari 10 persen. Selain itu, hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik. Begitu juga dengan simulasi ke depan (*ex-ante*).

Uji model dugaan harga jagung di tingkat perdagangan besar di beberapa ibu kota provinsi yaitu Medan, Bandung, Surabaya dan Makassar dan harga jagung di tingkat petani di provinsi Sumatera Utara, Jawa Barat, Jawa Timur dan Sulawesi Selatan menunjukkan hasil yang cukup baik yang ditunjukkan oleh nilai koefisiensi determinasinya cukup tinggi (> 0.95). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Uji validasi menunjukkan bahwa kesalahan model tergolong rendah yang ditunjukkan oleh nilai MPSE kurang dari 10 persen. Selain itu, hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik. Begitu juga dengan simulasi ke depan (*ex-ante*). Dengan demikian model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga jagung di tingkat perdagangan besar dan harga jagung di tingkat petani.

Model dugaan perilaku harga kedelai di tingkat perdagangan besar dan harga kedelai di tingkat petani cukup baik yang ditunjukkan oleh nilai koefisien determinansi cukup tinggi (> 0.95). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Uji validasi menunjukkan bahwa kesalahan model tergolong rendah yang ditunjukkan oleh nilai MPSE kurang dari 10 persen. Selain itu, hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik. Begitu juga dengan simulasi ke depan (*ex-ante*).

Uji model dugaan harga kedelai di tingkat perdagangan besar di beberapa ibu kota provinsi yaitu Medan, Bandung, Surabaya dan Makassar dan harga kedelai di tingkat petani di provinsi Sumatera Utara, Jawa Barat, Jawa Timur dan Sulawesi Selatan untuk harga kedelai di tingkat petani menunjukkan hasil yang cukup baik yang ditunjukkan oleh nilai koefisiensi determinasinya cukup tinggi (>0.95). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Uji validasi menunjukkan bahwa kesalahan model tergolong rendah yang ditunjukkan oleh nilai MPSE kurang dari 10 persen. Selain itu, hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik. Begitu juga dengan simulasi ke depan (*ex-ante*). Dengan demikian model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga kedelai di tingkat perdagangan besar dan harga kedelai di tingkat petani.

Model dugaan perilaku harga gula di tingkat perdagangan besar dan harga gula di tingkat konsumen (eceran) cukup baik yang ditunjukkan oleh nilai koefisien determinansi cukup tinggi (> 0.95). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Uji validasi menunjukkan bahwa kesalahan model tergolong rendah yang ditunjukkan oleh nilai MPSE kurang dari 10 persen. Selain itu, hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik. Begitu juga dengan simulasi ke depan (*ex-ante*).

Uji model dugaan harga gula di tingkat perdagangan besar di beberapa ibu kota provinsi yaitu Medan, Bandung, Surabaya dan Makassar dan harga gula di tingkat petani di provinsi Sumatera Utara, Jawa Barat, Jawa Timur dan Sulawesi Selatan untuk harga gula di tingkat konsumen menunjukkan hasil yang cukup baik yang ditunjukkan oleh nilai koefisiensi determinasinya cukup tinggi (>0.95). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Uji validasi menunjukkan bahwa kesalahan model tergolong rendah yang ditunjukkan oleh nilai MPSE kurang dari 10 persen. Selain itu, hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik. Begitu juga dengan simulasi ke depan (*ex-ante*). Dengan demikian model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan

harga gula di tingkat perdagangan besar dan harga eceran di tingkat konsumen.

Model dugaan perilaku harga terigu di tingkat perdagangan besar dan harga terigu tingkat konsumen (eceran) cukup baik yang ditunjukkan oleh nilai koefisien determinansi cukup tinggi (> 0.95). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Uji validasi menunjukkan bahwa kesalahan model tergolong rendah yang ditunjukkan oleh nilai MPSE kurang dari 10 persen. Selain itu, hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik. Begitu juga dengan simulasi ke depan (*ex-ante*).

Uji model dugaan harga terigu di tingkat perdagangan besar di beberapa ibu kota provinsi yaitu Medan, Bandung, Surabaya dan Makassar dan harga terigu di tingkat konsumen (eceran) di provinsi Sumatera Utara, Jawa Barat, Jawa Timur dan Sulawesi Selatan untuk harga terigu di tingkat konsumen menunjukkan hasil yang cukup baik yang ditunjukkan oleh nilai koefisiensi determinasinya cukup tinggi (> 0.95). Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak-seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Uji validasi menunjukkan bahwa kesalahan model tergolong rendah yang ditunjukkan oleh nilai MPSE kurang dari 10 persen. Selain itu, hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik. Begitu juga dengan simulasi ke depan (*ex-ante*). Dengan demikian model dugaan dapat dipakai untuk memproyeksikan harga terigu di tingkat perdagangan besar dan harga eceran di tingkat konsumen.

Model dugaan perilaku harga teh dan karet di tingkat pasar dalam negeri cukup baik yang ditunjukkan oleh nilai koefisien determinansi cukup tinggi (> 0.95), kecuali untuk CPO hanya di sekitar 0.9. Proses penyesuaian harga jangka pendek mengikuti "koreksi kesalahan sendiri" (*auto error correction*). Harga jangka pendek mengalami perubahan apabila harga aktual berubah dari titik keseimbangannya. Ketidak seimbangan ini selanjutnya akan mendorong penyesuaian tingkat harga jangka pendek pada bulan berikutnya. Uji validasi menunjukkan bahwa kesalahan model tergolong rendah yang ditunjukkan oleh nilai MPSE kurang dari 10 persen. Selain itu, hasil simulasi ke belakang (*ex-post simulation*) menunjukkan bahwa model dugaan dapat menelusuri data aktual bulanan dengan baik, begitu juga dengan simulasi ke depan (*ex-ante*).

Secara umum dapat dikatakan bahwa model proyeksi harga yang dihasilkan dari penelitian ini valid untuk digunakan memproyeksi

perkembangan harga jangka pendek 3 bulan ke depan. Kesalahan proyeksi harga yang dihasilkan model ini makin besar apabila digunakan untuk memproyeksi harga ke depan yang terlalu panjang. Oleh karena itu, disarankan agar penggunaan model ini hanya untuk memproyeksi harga bulanan jangka pendek paling lama 3 bulan ke depan.

DAFTAR PUSTAKA

- Abbott, P.C., P.L. Paarlberg, and J.A. Sharples. 1987. Targeted Agricultural Export Subsidies and Social Welfare. *American Journal of Agricultural Economics* 69(4):723-732.
- Abbott, P.C., P.M. Patterson, and A. Rea. 1993. Imperfect Competition and Exchange Rate Pass-Through in the Food Processing Sector. *American Journal of Agricultural Economics* 75(5): 1226-1230.
- Abel, M.E. 1966. Price Discrimination in the World Trade of Agricultural Commodities. *Journal of Farm Economics* 48(1):194-200.
- Alause, C.M., A.S. Watson, and N.H. Sturgess. 1978. Oligopoly Pricing in the World Wheat Market. *American Journal of Agricultural Economics* 60(2):173-185.
- Ardeni, P.G. 1989. Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices? *American Journal of Agricultural Economics* 71:661-669.
- Blyn, G. 1973. Price Series Correlation as a Measures of Market Integration. *Indian Journal of Agricultural Economics* 28(2):56-59.
- BPS dan ATI. 2001. Statistik Teh Indonesia. 2001. Badan Pusat Statistik dan Asosiasi Teh Indonesia. Jakarta.
- Deptan. 2001. Pembangunan Sistem Agribisnis sebagai Penggerak Ekonomi Nasional. Departemen Pertanian.
- Diakossavvas, D. 1995. How Integrated are World Beef Markets? The Case of Australian and U.S. Beef Markets. *Agricultural Economics* 12:37-53.
- Dickey, A.D. and W.A. Fuller. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica* 49:1057-1072.
- Ditken Perkebunan. 2001. Statistik Karet. Direktorat Jenderal Perkebunan. Jakarta.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger. 1987. Cointegration and Error Correction: Representation and testing. *Econometrica* 55:251-276.
- Falcon, W.P. and E.A. Monke. 1979-1980. International Trade in Rice. *Food Research Institute Studies* 17(3):279-304.
- Froot, K.A. and P.D. Klemperer. 1989. Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters. *American Economic Review* 79(4):637-654.
- Goldberg, P. and M. Knetter. 1997. Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned. *Journal of Economic Literature* 35(3):1234-1272.

- Goletti, F. and S. Babu. 1994. Market Liberalization and Integration of Maize Markets in Malawi. *Agricultural Economics* 11:311-324.
- Goodwin, B.K. and T.C. Schrooder. 1991. Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets. *American Journal of Agricultural Economics* 75:452-464.
- Heytens, P.J. 1986. Testing Market Integration. *Food Research Institute Studies* 20(1):25-41.
- ICBI. 2000. Studi Tentang Produksi, Pemasaran, Konsumsi dan Investasi Kelapa sawit Indonesia. PT. International Contact Business System, Inc. Jakarta.
- IRSG. 2002. Rubber Statistical Bulletin. International Rubber Study Group. Wembley. United Kingdom.
- Klitgaard, T. 1999. Exchange Rates and Profit Margins: The Case of the Japanese Exporters. Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review 5(1):41-54.
- Knetter, M.M. 1989. Price Discrimination by U.S. and German Exporters. *American Economic Review* 79(1):198-210.
- Knetters, M. 1993. International Comparisons of Price-to-Markets Behavior. *American Economic Review* 83(3):473-486.
- Krugman, P. 1987. Pricing-to-Market When the Exchange Rate Changes. In S.W. Arndt and J.D. Richardson (Eds.), *Real Finaancial Linkages Among Open Economics*, p.49-70. MIT Press, Cambridge.
- Love, H.A. and E. Murniningtyas. 1992. Measuring the Degree of Market Power Exerted by Government Trade Agencies. *American Journal of Agricultural Economics* 74(3):546-555.
- Makridakis, S., S.C. Wheelwright, and V.E. McGee. 1983. *Forecasting: Methods and Applications*. John Wiley & Sons. New York.
- Mendoza, M.S. and M.W. Rosegrant. 1995. Pricing Conduct of Spatially Differentiated Markets. In G.J. Scott (Ed.), *Prices, Products, and People. Analyzing Agricultural Markets in Developing Countries*, p.343-357. Lynne Rienner Publishes, Boulder, USA, in cooperation with the International Potato Center (CIP), Lima, Peru.
- Pick, D.H. and C.A. Carter. 1994. Pricing to Market With Transactions Denominated in a Common Currency. *American Journal of Agricultural Economics* 76(1):55-60.
- Pick, D.H. and T.A. Park. 1991. The Competitive Structure of U.S. Agricultural Exports. *American Journal of Agricultural Economics* 73(1):133-141.

- PPKS. 1999. Buku Saku Statistik Kelapa Sawit. Pusat Penelitian Kelapa Sawit (PPKS). Medan.
- Ravallion, M. 1986. Testing Market Integration. *American Journal Agricultural Economics* 68(1):102-109.
- Stock, J. and M. Watson. 1993. A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica* 61(4):783-820.
- Taylor, E.L., D.A. Bessler, M.L. Waller, and M.E. Rister. 1996. Dynamic Relationship Between U.S. and Thai Rice Prices. *Agricultural Economics* 14:123-133.
- Timmer, C.P. 1987. Corn Marketing. In C.P. Timmer (Ed.), *The Corn Economy of Indonesia*, p.201-234. University Press, Ithaca, N.Y., U.S.A.
- Tschirley, D.L. 1995. Using Microcomputer Spreadsheets for Spatial and Temporal Price Analysis: An Application to Rice and Maize in Ecuador. In G.J. Scott (Ed.), *Prices, products, and People: Analyzing Agricultural Markets in Developing Countries*, p.277-300. Lynne Rienner Publishes, Boulder, USA in cooperation with the International Potato Center (CIP), Lima, Peru.
- Wong, C.M. 1978. A Model for Evaluating the Effects of Thai Government Taxation of Rice Exports on Trade and Welfare. *American Journal of Agricultural Economics* 60(1):65-73.
- Yumkella, K.K., L.J. Unnevehr and P. Garcia. 1994. Noncompetitive Pricing and Exchange Rate Pass-Through in Selected U.S. and Rice Markets. *Journal of Agricultural and Applied Economics* 26(2):406-416.

BIODATA PENULIS



PANTJAR SIMATUPANG. Lahir di Sibolga, Sumatera Utara, tanggal 18 Maret 1954. Ia memperoleh gelar Doktor (PhD) bidang Ekonomi Moneter dan Internasional dari Iowa State University, Amerika Serikat tahun 1986. Sejak tahun 1979, ia bekerja sebagai peneliti pada Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian, Badan Penelitian dan Pengembangan Pertanian, Departemen Pertanian. Buah ketekunannya dalam meneliti dan menulis hasil-hasil penelitiannya adalah diraihnya Jabatan fungsional peneliti

tertinggi yaitu AHLI PENELITI UTAMA bidang EKONOMI PERTANIAN pada tahun 1994 dan penghargaan sebagai peneliti berprestasi teladan dari Menteri Pertanian pada tahun 1994. Pengalaman dalam mengelola bidang penelitian (research management) diawali sebagai Kepala Sub Bidang Publikasi pada Pusat Penelitian Agro Ekonomi pada tahun 1981, Head of Research and Development Division; UN-ESCAP CGPRT Centre pada tahun 1998-2000 dan sebagai Kepala Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian tahun 2002. Selain menekuni bidang penelitian, ia juga sebagai dosen pada almamaternya Institut Pertanian Bogor dan pembimbing mahasiswa Pascasarjana (S, dan S₂).

Email : Pantjars@hotmail.com;



NIZWAR SYAFA'AT. Lahir di Sampang, Madura tanggal 3 Agustus 1959. Ia memperoleh gelar Doktor bidang Perencanaan Wilayah Pedesaan dari Institut Pertanian Bogor tahun 2000 dengan predikat Cum Laude. Sejak tahun 1982, ia bekerja sebagai peneliti pada Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian, Badan Penelitian dan Pengembangan Pertanian, Departemen Pertanian. Ia banyak melakukan penelitian di bidang sosial ekonomi pertanian dan mempublikasikan hasil-hasil penelitiannya di beberapa jurnal

ilmiah. Tahun 2003 ia memperoleh jabatan fungsional tertinggi AHLI PENELITI UTAMA bidang SOSIAL EKONOMI PERTANIAN. Ia memperoleh pengalaman dalam bidang manajemen Penelitian (research management) sebagai Kepala Sub Bidang Program pada Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian tahun 1999 dan Kepala Bidang Program dan Anggaran pada Pusat Penelitian dan Pengembangan Tanaman Pangan tahun 2000, serta Kepala Bidang Program dan Evaluasi pada Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian sejak tahun 2001 sampai sekarang. Selain menekuni bidang penelitian, ia juga sebagai dosen pada almamaternya Institut Pertanian Bogor dan pembimbing mahasiswa Pascasarjana (S, dan S₂).

Email : Nizwars@hotmail.com;



SAKTYANU KRISTYANTOADI DERMOREDJO. Lahir di Bogor, Jawa Barat tanggal 14 Mei 1966. Ia memperoleh gelar Magister Sains bidang Perencanaan Wilayah Pedesaan dari Institut Pertanian Bogor tahun 2001. Sejak lulus sarjana dari Institut Pertanian Bogor tahun 1991, ia bekerja sebagai peneliti pada Pusat Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian, Badan Penelitian dan Pengembangan Pertanian, Departemen Pertanian. E-mail : Saktyanuadi@hotmail.com