

APLIKASI MODEL OLIGOPOLISTIK DINAMIK UNTUK MENGESTIMASI KEKUATAN PASAR PADA INDUSTRI GULA INDONESIA

APPLICATION OF DINAMIC OLIGOPOLY MODEL ON MEASURING MARKET POWER IN INDONESIAN SUGAR INDUSTRY

Anas Zaini¹, Hermanto Siregar², Dedi B. Hakim dan M. Parulian Hutagaol

¹Dosen pada Jurusan Sosial Ekonomi Pertanian, Fakultas Pertanian, Universitas Mataram

²Dosen pada Departemen Ilmu Ekonomi, Fakultas Ekonomi dan Manajemen, IPB

ABSTRAK

Industri gula merupakan salah satu industri pertanian yang paling maju di Indonesia, ditengah tingginya konsentrasi pemilikan. Oleh karena industri yang terkonsentrasi mencerminkan adanya kekuatan pasar, maka penelitian ini ditujukan untuk mengukur derajat kekuatan pasar yang dimiliki produsen gula dalam negeri. Estimasi dilakukan dengan menggunakan Model Oligopolistik Dinamik Bresnahan-Lau dalam bentuk Perbaikan Kesalahan (*error correction*). Hasil penelitian menunjukkan bahwa dalam jangka pendek elastisitas permintaan gula bersifat inelastik namun dalam jangka panjang bersifat elastik. Pada sisi lain, elastisitas penawaran bersifat elastik, baik dalam jangka pendek terlebih dalam jangka panjang. *Kedua*, Estimasi derajat kekuatan pasar menghasilkan nilai yang sangat kecil, mengindikasikan pasar gula domestik bersifat kompetitif baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang. Selain itu, hasil perbandingan model statik dengan model dinamik menunjukkan bahwa model statik tidak memadai untuk digunakan dalam analisis.

ABSTRACT

Sugar industry is among the most developed agricultural industry in Indonesia despite it is highly concentrated. As concentrated market reflects high market power, this article is aimed at measuring the producers' market power in domestic sugar market. In estimating such a market power, we utilized a dynamic oligopoly model of Bresnahan-Lau in error correction framework. The result showed that in the short run the demand of sugar is inelastic while it is elastic in the long run. On the other hand, the producers' supply of sugar is elastic both in the short run and in the long run. Secondly, the estimated market power is relatively small indicating that domestic sugar market is competitive either in the short run or in the long run. Lastly, comparing the static and the dynamic approach, we find that in this research the static model is inadequate for economic analysis.

Kata-kata Kunci: Kekuatan Pasar, Gula, Oligopoli

Key Words: Market Power, Sugar, Oligopoly

PENDAHULUAN

Secara historis, industri gula merupakan salah satu industri perkebunan tertua dan terpenting yang ada di Indonesia. Sejarah menunjukkan bahwa Indonesia pernah mengalami era kejayaan industri gula pada tahun 1930-an dimana jumlah pabrik gula yang beroperasi adalah 179 pabrik, produktivitas sekitar 14.8% dan rendemen mencapai 11.0% - 13.8%. Tidaklah mengherankan jika pada periode tersebut produksi puncak mencapai sekitar 3 juta ton, dan ekspor gula mencapai 2.4 juta ton. Pencapaian tersebut didukung oleh kemudahan dalam memperoleh lahan yang subur, tenaga kerja murah, prioritas irigasi, dan disiplin dalam penerapan teknologi (Susila dan Sinaga, 2005). Namun demikian setelah mengalami berbagai pasang-surut, industri gula Indonesia sekarang

hanya didukung oleh 60 pabrik gula (PG) yang aktif yaitu 43 PG yang dikelola BUMN perkebunan (PTPN dan PT. RNI) dan 17 PG yang dikelola oleh swasta.

Struktur pasar gula domestik pun saat ini ditandai dengan tingginya konsentrasi produsen yang didominasi oleh empat kelompok perusahaan penghasil gula terbesar yaitu PTPN XI, X, PT. RNI, dan *Sugar Group Company* (SGC). Tabel 1 menyajikan produksi dan *share* produsen terhadap produksi gula nasional.

Hasil perhitungan rasio konsentrasi produsen untuk empat perusahaan atau kelompok perusahaan tersebut menghasilkan rasio konsentrasi (CR4) sebesar 63.1 % yang mengindikasikan pasar gula domestik bersifat oligopolistik.

Pertanyaannya kemudian adalah apakah produsen gula yang relatif terkonsentrasi tersebut

memiliki kekuatan pasar (*market power*) dalam mempengaruhi harga gula domestik? Bagaimana respon konsumen (*demand*) dan produsen (*supply*) terhadap perubahan harga pada struktur pasar yang oligopolistik tersebut? Artikel ini bertujuan menjawab pertanyaan-pertanyaan tersebut.

Tabel 1. Produksi Gula dan Share Kelompok 4 Produsen Utama pada Tahun 2010

Perusahaan/ kelompok perusahaan	Produksi gula (ton)	Share terhadap produksi (%)
Sugar Group Company, Lampung (3 PG)	434,962	19.8
PTPN XI, Jawa Timur (16 PG)	358,931	16.3
PTPN X, Jawa Timur (11 PG)	329,387	15.0
PT RNI, Jabar- Jatim (7 PG)	264,537	12.0
Nasional	2,199,503	100.0

Sumber: Panja Gula DPR RI (diolah)

KERANGKA TEORI

Menurut pandangan new-Keynesian pasar tidaklah sempurna (*imperfect market*) sehingga harga barang lebih tinggi dari biaya marjinalnya. Mekanisme bekerja model adalah permintaan perusahaan terhadap faktor produksi ditentukan dengan menyamakan harga input (*input price*) dengan penerimaan marjinal faktor produksi (*marginal revenue product of input*). Jika pada pasar persaingan sempurna nilai produk marjinal sama dengan harga *output* maka pada pasar yang tidak sempurna harga *output* ditentukan oleh biaya marjinal ditambah *mark-up*, dan bagian yang terakhir ini digunakan sebagai indikator kekuatan pasar (*market power*).

Model Oligopolistik untuk Mengukur Kekuatan Pasar

Fenomena harga yang lebih tinggi dari biaya marjinal (*mark up over marginal cost*) merupakan isu penting pada pasar yang tidak sempurna dan ia juga digunakan sebagai ukuran kekuatan pasar pada suatu industri. Namun demikian pengukurannya pada tingkat perusahaan relatif sulit. Penyebab utamanya adalah *mark-up* merupakan perbandingan (*ratio*) harga dengan biaya marjinal yang tak teramati (*unobserved marginal cost*). Informasi ini biasanya tidak tersedia karena data perusahaan dan industri merupakan data rata-rata untuk

periode tertentu (biasanya satu tahun). Selain itu pada tingkat perusahaan pencatatan input dan output menjadi problematik karena data umumnya berupa penerimaan dan biaya, bukan data fisik input dan output. Permasalahan lain adalah informasi tentang harga output perusahaan, tingkat upah dan harga input lainnya sangat sulit diperoleh, yang juga merupakan persoalan pembukuan perusahaan. Hal ini menyebabkan penelitian untuk mengukur kekuatan pasar pada tingkat perusahaan sangat sulit, kalau tidak ingin dikatakan mustahil (Nishimura, *et al.*, 1999). Oleh karena itu studi tentang estimasi kekuatan pasar pada tingkat perusahaan dilakukan dengan mengobservasi besarnya keuntungan sebagai proksi kekuatan pasar. Alternatif lain adalah dengan menggunakan data harga dan kuantitas pada tingkat industri terutama pada industri tertentu dimana data yang tersedia relatif banyak seperti yang dilakukan oleh Bresnahan dan Lau (Steen and Salvanes, 1999). Permintaan yang dihadapi industri dinyatakan oleh persamaan berikut,

$$Q = D(P, Z; \alpha) + v,$$

Keterangan

Q = kuantitas, P = harga,

Z = vektor variabel eksogen, seperti harga barang substitusi, dan pendapatan.

α = vektor parameter yang diestimasi, dan
= *error term*.

Pada sisi penawaran persamaannya relatif kompleks. Jika penjual adalah penerima harga (*price taker*) maka harga sama dengan biaya marjinal (*price equals marginal cost*), dan dinyatakan sebagai,

$$P = c(Q, W; \beta) + y,$$

Keterangan,

W = variabel eksogen pada sisi penawaran seperti harga faktor produksi,

β = parameter fungsi penawaran, dan

η = *supply error term*.

Biaya marjinal dinyatakan oleh $c(\cdot)$, namun jika perusahaan bukan penerima harga maka penerimaan marjinal (*perceived marginal revenue*), bukan harga, sama dengan biaya marjinal. Jadi pada struktur demikian persamaan penawaran yang relevan adalah sebuah relasi penawaran (*supply relation*), yaitu:

$$P = c(Q, W; \beta) - \eta \cdot h(Q, Z; \alpha) + y,$$

dimana $P + h(.)$ adalah penerimaan marjinal (*marginal revenue*), dan $P + \lambda \cdot h(.)$ adalah *perceived marginal revenue*. Pada persamaan tersebut λ adalah parameter yang menyatakan derajat kekuatan pasar (*degree of market power*) yang pada pasar persaingan sempurna $\lambda=0$ sehingga harga sama dengan biaya marjinal, namun jika $\lambda=1$ maka terjadi kartel sempurna (*perfect cartel*). Dengan demikian jika $0 < \lambda < 1$ maka terdapat variasi rezim oligopoli (Steen and Salvanes, 1999).

Spesifikasi Fungsi Permintaan dan Penawaran Gula

Karena struktur pasar gula mengindikasikan adanya kekuatan pasar dalam penentuan harga maka pada penelitian ini digunakan model struktur pasar oligopolistik dinamik.

Fungsi permintaan

$$Q = r_0 + r_p P + r_z Z + r_{pz} PZ + v,$$

Fungsi biaya marjinal

$$MC = s_0 + s_Q Q + s_W W$$

Relasi penawaran¹

$$P = s_0 + s_Q Q + s_W W - \left\{ \frac{Q}{r_p + r_{pz} Z} \right\} + y,$$

Keterangan

Q = kuantitas, P = harga, Z = vektor variabel eksogen, harga barang substitusi, dan pendapatan.

α = vektor parameter yang diestimasi, dan y = *demand error term*.

W = variabel eksogen pada sisi penawaran seperti harga faktor produksi,

β = parameter fungsi penawaran, dan η = *supply error term*.

Jika r_p dan r_{pz} diketahui (diestimasi melalui persamaan permintaan), maka λ dapat diidentifikasi. Misalkan $Q^* = -Q / (r_p + r_{pz} Z)$,

maka λ diidentifikasi sebagai koefisien Q^* . Dalam hal ini penyertaan variabel rotasi PZ dalam fungsi permintaan sangat krusial². Pengeluaran variabel PZ dari persamaan permintaan menjadikan $Q^* = -Q / r_p$ sehingga tidak dapat dibedakan dengan Q pada persamaan relasi penawaran. Implikasi ekonomi dari penyertaan variabel rotasi ini adalah fungsi permintaan tidak dapat dipisahkan dari variabel Z (Steen and Salvanes, 1999).

Hasil Studi Empiris

Studi empiris mengenai kekuatan pasar pada industri dengan struktur oligopolistik berkembang pesat semenjak Bresnahan melakukan survai tahun 1989. Kebanyakan studi memiliki kesamaan pada penggunaan pendekatan ekonometrika struktural dan pencarian metode untuk menguji hipotesis mengenai perilaku perusahaan pada masing-masing industri dan penentuan pengukuran kekuatan pasar. Beccarello (1996) meneliti kekuatan pasar dengan menggunakan panel data terhadap tujuh negara maju anggota OECD utama yaitu Amerika, Kanada, Jepang, Jerman, Perancis, Inggris, dan Italia. Pada masing-masing negara, studi dipusatkan pada sektor industri pengolahan penting yaitu makanan, minuman, tembakau, tekstil, kertas, percetakan dan penerbitan, kimia, produk mineral non metal, produk mineral logam dasar, mesin dan peralatan, kayu dan produk kayu serta produk manufaktur lainnya. Model yang digunakan berasal dari model Hall dengan modifikasi menjadi,

$$[(y - k)_{git}] = [\mu_{gi}] + [\mu_{gi}] \cdot [I \otimes n_{git} + h_{git} - k_{git}]$$

dimana $g = 1, \dots, 7$; $i = 1, \dots, 9$, dan $n_{git} + h_{git}$, memisahkan input tenaga kerja dengan jumlah jam kerja.

Hasil analisis menunjukkan bahwa sebagian besar industri pengolahan (93%) memiliki kekuatan pasar, $\mu_{gi} > 1$ dengan Jepang, Perancis, dan Kanada menunjukkan adanya kekuatan pasar pada semua sektor yang dianalisis dengan rata-rata *mark-up* secara berurutan 1.89, 1.34, dan 1.47, sedangkan Amerika dan Inggris menunjukkan adanya kekuatan pasar pada

¹Pada tingkat industry perusahaan berusaha memaksimalkan keuntungan yang dinyatakan sebagai $Max_Q \Pi = Q \cdot D^{-1}(Q) - C(Q)$ dimana $D^{-1}(Q)$ adalah *inverse demand function*, $C(Q)$ adalah fungsi biaya. (untuk penyederhanaan Z, W, dan dikeluarkan dari persamaan). Kondisi ordo pertama untuk maksimisasi keuntungan adalah $Q^{-1}(Q) + (\partial D^{-1}(Q) / \partial Q) Q - \partial C(Q) / \partial Q = 0$ atau $P = \partial C(Q) / \partial Q - (\partial D^{-1}(Q) / \partial Q) Q$. Perusahaan menerima porsi keuntungan sehingga $P = \frac{\partial C(Q)}{\partial Q} - \lambda \left(\frac{\partial D^{-1}(Q)}{\partial Q} \right) Q$, sama dengan persamaan $h(.) = \left(\frac{\partial D^{-1}(Q)}{\partial Q} \right) Q$, dan $c(.) = \frac{\partial C(Q)}{\partial Q}$.

²Keluarkan PZ dari fungsi permintaan sehingga persamaan relasi penawaran menjadi $P = \beta_0 + \gamma Q + \beta_w W + \eta$, dimana $\gamma = \beta_0 - \frac{\lambda}{\alpha_p}$. Relasi penawaran masih teridentifikasi namun kita tidak mengetahui apakah yang ditelusuri tersebut adalah $P=MC$ atau $MR=MC$.

delapan dari sembilan sektor dengan rata-rata *mark-up* masing-masing 1.50 dan 1.47. Sementara itu Italia menunjukkan enam dari delapan sektor dengan rata-rata *mark-up* adalah 1.72, sedangkan Jerman lima dari delapan sektor dengan rata-rata *mark-up* adalah 1.07. Besarnya *mark-up* rata-rata lebih besar dari satu (100%) untuk semua negara yang dianalisis yang berarti industri di negara maju pun memiliki kekuatan pasar yang relatif besar. Sementara itu khusus untuk Jepang hasil penelitian Nishimura *et al.* (1999) menunjukkan rata-rata *mark-up* yang relatif kecil yaitu industri transportasi darat (tidak termasuk kereta api) memiliki *mark-up* 1.05 sedangkan yang tertinggi adalah *mark-up* pada industri perminyakan yaitu 1.57, dan pengujian menunjukkan hasil yang signifikan. Hal ini berarti industri Jepang memiliki kekuatan pasar untuk mengendalikan harga.

Pengujian kekuatan pasar dengan menggunakan *Brasnahen-Lau model* dilakukan oleh Steen and Salvanes (1999) yang mengukur kekuatan pasar industri ikan Salmon hasil budidaya oleh petani ikan Norwegia pada pasar ikan salmon Uni Eropa (EU). Norwegia dikenal sebagai negara utama penghasil salmon budidaya dengan produksi mencapai 56 persen dari produksi salmon dunia antara tahun 1986-1991. Pasar utama salmon Norwegia adalah EU yang mencapai 70% dari seluruh salmon segar yang dipedagangkan di EU. Di Norwegia penjualan salmon pada tingkat petani (*farm-gate sale*) mengalami regulasi hingga tahun 1991. Organisasi petani ikan diberi wewenang menentukan harga minimum dan menentukan eksportir sehingga Norwegia memiliki kemampuan untuk menetapkan harga ikan salmon di Eropa. Pada tahun 1992 Uni Eropa melakukan investigasi dan memutuskan bahwa produsen ikan salmon Norwegia bersalah karena melakukan kolusi untuk menentukan harga minimum salmon di Eropa. Berdasarkan alasan tersebut Steen and Salvanes melakukan penelitian kekuatan pasar menggunakan model oligopoli dinamik. Untuk menghindari tingkat agregasi yang sangat tinggi maka penelitian hanya dipusatkan di Perancis yang merupakan pasar salmon utama EU.

Hasil penelitian Steen and Salvanes (1999) menunjukkan permintaan salmon adalah elastik dengan *long-run own-price elasticity* sebesar -1.24, angka ini sesuai dengan yang diprediksikan dan literatur yang ada. Sementara itu elastisitas pendapatan jangka panjang adalah 5.69 yang berarti bagi konsumen Perancis, salmon merupakan barang mewah (*luxury product*) dan elastisitas silang jangka panjang

adalah 0.20 yang mengindikasikan bahwa salmon beku Amerika Utara merupakan substitusi dari salmon segar Norwegia. Hal yang sangat mengejutkan adalah hasil estimasi parameter penyesuaian (*adjustment parameter*, α) yang lebih besar dari 1 dalam nilai absolut yaitu -2.07, sementara perkiraan nilai parameter ini antara -1 dan 0. Jika $\alpha = 0$ berarti tidak terjadi perbaikan *error* sementara jika $\alpha = -1$, deviasi terhadap jalur keseimbangan jangka panjang disesuaikan secara seketika. Estimasi $\alpha = -2.07$ berarti telah terjadi *overshooting* yaitu deviasi bukan saja dikoreksi seketika tetapi terjadi kelebihan penyesuaian.

Sebagai perbandingan peneliti juga mengestimasi menggunakan model statik dan hasilnya adalah elastisitas permintaan jangka panjang (*long-run own-price elasticity*) adalah -0.17 dan terdapat hubungan komplementer antara salmon segar dengan salmon beku yang ditunjukkan dengan elastisitas silang sebesar -0.24, sementara elastisitas pendapatan jauh lebih tinggi yaitu 7.42. Selain itu hasil estimasi kekuatan pasar menunjukkan $\alpha = -0.025$ yang berarti Norwegia memiliki kekuatan pasar yang sedang (*intermediate*) dalam jangka pendek, sementara dalam jangka panjang nilai *mark-up* relatif lebih tinggi yaitu -0.050.

METODOLOGI

Sumber Data

Penelitian ini menggunakan data sekunder periode 1980-2009, yang berasal dari berbagai sumber yaitu: (1) harga produsen, harga konsumen, harga dunia, produksi, impor, jumlah cadangan (*stock*), luas tanam, produktivitas gula berasal dari bulletin of Quarterly Statistics for Asia and Pasific, FAO trade year book, USDA, Badan Pusat Statistik (BPS), Dewan Gula Indonesia (DGI), Kementerian Pertanian, dan berbagai sumber lainnya; (2) Nilai tukar, GDP, GDP deflator, CPI, jumlah penduduk, berasal dari Bank Dunia, IMF, dan Bank Indonesia dan berbagai sumber lain.

Uji Ketidakstasioneran dan Akar Unit

Karena sebagian besar data ekonomi *time series* tidak stasioner maka dilakukan pengujian ketidakstasioneran untuk menentukan teknik analisis yang paling sesuai. Dalam penelitian ini digunakan uji *Dickey-Fuller* (DF) dan *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) untuk mengetahui apakah data mengandung akar unit (data tidak stasioner) atau tidak mengandung akar unit (data stasioner) karena hasil regresi dari

data yang tidak stasioner bersifat semu. Pengujian ketidakstasioneran data adalah,

$$X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$$

kedua sisi dikurangi X_{t-1} sehingga diperoleh

$$X_t - X_{t-1} = \alpha + \rho X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha + (\rho - 1)X_{t-1} + \varepsilon_t,$$

atau ditulis sebagai

$$\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

dengan X_t mewakili data ekonomi *time series*,

$$\Delta X_{t-j} = X_{t-j} - X_{t-j-1} \text{ (first difference).}$$

Jika $\beta = 1$ berarti terdapat akar unit (proses *random walk*).

Pada prinsipnya pengujian persamaan tersebut dapat dilakukan terhadap $\beta = 0$ karena $\beta = (\beta - 1)$. Uji ketidak-stasioneran *Dickey-Fuller* dilakukan terhadap $\beta = 0$ dengan standar t-statistik mengacu pada tabel *Dickey-Fuller*, bukan pada tabel distribusi normal t , karena pada hipotesis null X_t adalah $I(1)$, t-statistik tidak mengikuti distribusi normal t . Pengujian akar unit juga menyertakan *trend* waktu pada persamaan yaitu,

$$X_t = \alpha + \rho_1 X_{t-1} + \rho_2 t + \varepsilon_t$$

dengan hipotesis

$H_0: \rho_1 = 1$ (ada akar unit), diuji terhadap hipotesis alternatif

$H_a: \rho_1 < 1$ (tidak ada akar unit).

Uji statistik akar unit dilakukan dengan mencari nilai atau hitung (\hat{t}_C)

$$\hat{t}_C = \frac{\hat{\beta}_1 - 1}{SE(\hat{\beta}_1)}$$

Kriteria pengujian adalah jika $\hat{t}_C > -$ tabel (*Dickey-Fuller*) atau $P\text{-value} < \alpha$ maka tolak H_0 , yang berarti data stasioner, namun jika sebaliknya H_0 diterima (Verbeek, 2000; Wang and Tomek, 2007).

Untuk pengujian stasioneritas dengan *Augmented Dickey-Fuller* maka disertakan *trend* waktu dan perubahan *autoregressive* dari X_t yaitu:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 t + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

dengan jumlah *autoregressive lag* p ditentukan berdasarkan nilai AIC (*Akaike Information Criterion*) yang menyatakan jumlah ordo *autoregressive* dan mengandung semua informasi relevan untuk memprediksi nilai akan datang dari data *time series*.

Hipotesis dirumuskan sebagai:

$H_0: \beta_1 = 0$ (ada akar unit), diuji terhadap hipotesis alternatif

$H_a: \beta_1 < 0$ (tidak ada akar unit).

Uji statistik akar unit dilakukan dengan mencari nilai (\hat{t}_C)

$$\hat{t}_C = \frac{\hat{\beta}_1}{SE(\hat{\beta}_1)},$$

jika (\hat{t}_C) lebih besar dari nilai kritis seperti yang terdapat pada $-$ tabel (*Dickey-Fuller*) maka tolak H_0 atau $P\text{-value} < \alpha$ maka H_0 ditolak, jika sebaliknya H_0 diterima (Verbeek, 2000; Wang and Tomek, 2007).

Uji Kointegrasi dan Mekanisme Perbaikan Kesalahan

Jika dua variabel *time series* tidak stasioner $I(1)$ namun kombinasi linearnya adalah stasioner $I(0)$ maka kedua variabel dikatakan terkointegrasi, namun jika kombinasi linearnya tidak stasioner maka kedua variabel tidak terkointegrasi. Uji kointegrasi diawali dengan menemukan hubungan statik antar variabel, yaitu:

Fungsi permintaan

$$Q_t = \alpha_0 + \alpha_P P_t + \alpha_Y Y_t + \alpha_Z Z_t + \alpha_{PY} P_t Y_t + \alpha_{PZ} P_t Z_t + U_t,$$

Relasi penawaran

$$P_t = \beta_0 + \beta_Q Q_t + \beta_W W_t - \lambda Q_t^* + V_t,$$

$$\text{dengan } Q_t^* = (Q_t / \alpha_P + \alpha_{PY} Y_t + \alpha_{PZ} Z_t)$$

Setelah estimasi parameter diperoleh maka ia digunakan untuk mencari nilai residual dugaan masing-masing. Pada hipotesis *null* tidak terdapat kointegrasi maka U_t dan V_t masing-masing adalah $I(1)$ series (mengandung akar unit) namun jika U_t dan V_t masing-masing adalah $I(0)$ maka tidak terdapat akar unit yang berarti terdapat kointegrasi diantara variabel-variabel penyusun persamaan.

Posedur pengujian kointegrasi adalah dengan mencari nilai dugaan residual dengan menggunakan parameter hasil estimasi yaitu,

$$\begin{aligned} \bar{U}_t &= Q_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_p P_t - \hat{\alpha}_{pY} P_t Y_t \\ \hat{V}_t &= P_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_Q Q_t - \hat{\beta}_W W_t + \lambda Q_t^* \end{aligned}$$

dengan $\alpha_0, \alpha_p, \alpha_{pY}, \beta_0, \beta_Q, \beta_W$, dan λ adalah parameter hasil estimasi regresi OLS sebelumnya. Pengujian kointegrasi terhadap persamaan fungsi permintaan dilakukan dengan menggunakan uji ADF terhadap residualnya yaitu:

$$\Delta \bar{U}_t = a_0 + a_{t-1} \bar{U}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta \bar{U}_{t-j} + \mu$$

denga hipotesis
 $H_0: \tau_{-1} = 0$ (ada akar unit atau tidak stasioner),
 diuji terhadap hipotesis alternatif
 $H_a: \tau_{-1} < 0$ (tidak ada akar unit atau stasioner).
 Uji statistik akar unit dilakukan dengan mencari nilai ($\hat{\tau}_c$) yaitu,

$$\hat{\tau}_c = \frac{\bar{\alpha}_{t-1}}{SE(\bar{\alpha}_{t-1})}$$

Sementara itu pengujian kointegrasi terhadap persamaan relasi penawaran adalah,

$$\Delta \hat{V}_t = \delta_0 + \delta_{t-1} \hat{V}_{t-1} + \sum_{j=1}^h \vartheta_j \Delta \hat{V}_{t-j} + v$$

denga hipotesis *null*
 $H_0: \tau_{-1} = 0$ (ada akar unit atau tidak stasioner),
 diuji terhadap hipotesis alternatif
 $H_a: \tau_{-1} < 0$ (tidak ada akar unit atau stasioner).
 Uji statistik akar unit dilakukan dengan mencari nilai ($\hat{\tau}_c$)

$$\hat{\tau}_c = \frac{\bar{\delta}_{t-1}}{SE(\bar{\delta}_{t-1})}$$

Kriteria pengujian:
 Jika $\hat{\tau}_c$ lebih negatif dari $-t$ -tabel (*Dickey-Fuller*) atau *P-value* < maka tolak H_0 yang berarti tidak ada akar unit sehingga kombinasi linear antara variabel tersebut adalah stasioner, namun jika sebaliknya H_0 diterima (Verbeek, 2000; , 2004).

Jika terdapat nilai-nilai dan yang membuat U_t dan V_t masing-masing stasioner (tidak mengandung akar unit) maka variabel Q_t dan P_t dikatakan terkointegrasi. Implikasinya adalah terdapat hubungan keseimbangan jangka

panjang antara kuantitas dengan harga gula. Namun jika U_t dan V_t tidak stasioner maka Q_t dan P_t tidak terkointegrasi sehingga tidak terjadi keseimbangan jangka panjang antara kuantitas dengan harga. Jika variabel-variabel tersebut terkointegrasi maka variabel-variabel tersebut dapat disertakan dalam suatu model mekanisme perbaikan kesalahan (*error correction mechanism, ECM*). Tujuannya adalah untuk mendapatkan penjelasan mengenai dinamika hubungan keseimbangan jangka panjang dengan memasukkan residual yang diperoleh dari persamaan kointegrasi sebagai *error correction term*, sekaligus mendapatkan informasi hubungan jangka pendek.

Model Oligopolistik Dinamik Permintaan dan Penawaran

Jika variabel-variabel penyusun fungsi permintaan dan relasi penawaran terkointegrasi maka kemudian dibangun hubungan keseimbangan jangka panjang antara harga dengan jumlah permintaan, jumlah penawaran, pendapatan, dan biaya produksi menggunakan model *error correction* berikut:

Fungsi permintaan,

$$\begin{aligned} \Delta Q_t &= a_0 + \sum_{i=1}^{k-1} a_{Q_i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} a_{p_i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} a_{Y_i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} a_{Z_i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} a_{PY_i} \Delta PY_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^{k-1} a_{PZ_i} \Delta PZ_{t-i} + \gamma [Q_{t-k} - \theta_p P_{t-k} - \theta_Y Y_{t-k} - \theta_Z Z_{t-k} - \theta_{PY} PY_{t-k} - \theta_{PZ} PZ_{t-k}] + \epsilon_t \end{aligned}$$

Relasi penawaran,

$$\begin{aligned} \Delta P_t &= \beta_1 + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{p_i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_Q \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{W_i} \Delta W_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \lambda_i \Delta Q_{t-i}^* + \psi [P_{t-1} - \tau_Y Q_{t-1} - \tau_W W_{t-1} - \lambda Q_{t-1}^*] \\ &+ \eta_t \end{aligned}$$

dimana Y (pendapatan), Z (harga paritas impor gula rafinasi) mewakili varabel *shifter* untuk fungsi permintaan dan W (biaya pokok produksi) mewakili variabel *shifter* untuk relasi penawaran serta variabel $Q^* = Q_t / (p + p_Y Y_t + p_Z Z_t)$. Untuk mengatasi persoalan endogenitas digunakan variabel instrumen W pada fungsi permintaan dan untuk persamaan relasi penawaran digunakan variabel instrumen Y dan Z. Estimasi dilakukan dengan menggunakan metode 2SLS (*two stage least square*) setelah terlebih dahulu dilakukan proses identifikasi parameter, sedangkan evaluasi parameter dilakukan berdasarkan kriteria ekonomi, statistik, dan ekonometrik.

Pertimbangan berdasarkan kriteria ekonomi dilakukan dengan mengevaluasi apakah tanda dan besaran estimator yang dihasilkan

sesuai dengan yang diprediksi teori atau tidak (*theoretically meaningful*). Seperti yang dikatakan Koutsoyiannis (1978) jika parameter yang dihasilkan memiliki tanda dan besaran yang tidak sesuai dengan yang diprediksi teori maka hasil yang diperoleh harus ditolak kecuali terdapat alasan kuat yang membuktikan sebaliknya dan penjelasan itu harus dinyatakan secara eksplisit. Kriteria berikutnya adalah kriteria statistik yaitu parameter yang dihasilkan memuaskan secara statistik (*statistically satisfactory*), memiliki koefisien determinasi (R^2) tinggi, dan *standard error* kecil. R^2 yang tinggi menunjukkan *explanatory variable* yang digunakan dapat menjelaskan sebagian besar variasi dari nilai variabel endogen dan *standard error* parameter yang kecil menunjukkan reliabilitas model. Kriteria terakhir adalah kriteria ekonometrik yaitu apakah asumsi yang diperlukan bagi masing-masing model dan metode telah terpenuhi atau tidak karena jika asumsi tersebut tidak terpenuhi maka parameter estimasi tersebut boleh jadi bersifat bias atau bahkan tidak valid.

HASIL DAN PEMBAHASAN

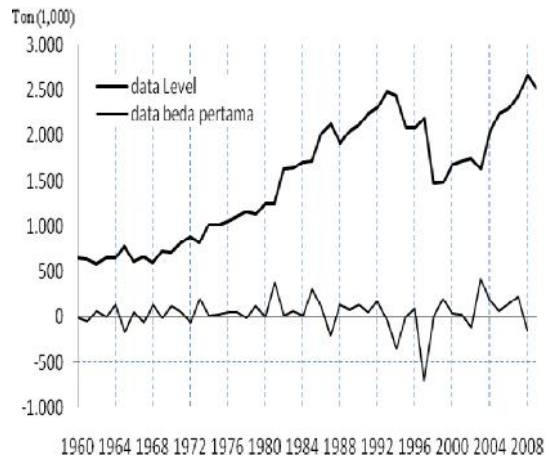
Uji Akar Unit dan Kointegrasi

Uji akar unit dimaksudkan untuk mengetahui apakah data dari masing-masing variabel penelitian bersifat stasioner. Selain itu ia juga digunakan untuk mengetahui ordo integrasi dari masing-masing variabel penelitian. Pengujian akar unit menggunakan prosedur *Augmented Dickey Fuller (ADF) test*. Hasil pengujian disajikan pada Tabel 2.

Dari Tabel 2 terlihat bahwa semua data ekonomi gula bersifat tidak stasioner pada level dan terintegrasi pada ordo satu, I (1). Jadi penggunaan data level yang tidak stasioner tersebut untuk mengestimasi fungsi permintaan dan relasi penawaran akan memberikan hasil yang keliru karena adanya pengaruh tren seperti terlihat pada gambar 1. Namun karena data *time series* ekonomi gula sudah stasioner pada beda pertama (*first difference*) maka regresi dapat dilakukan dengan menggunakan data beda pertama tersebut. Akan tetapi penggunaan data beda yang sudah stasioner tersebut akan menghilangkan informasi jangka panjang dari hubungan antar variabel.

Tahap selanjutnya dari penentuan kekuatan pasar adalah menguji ad a tidaknya

kointegrasi dari variabel ekonomi yang tidak stasioner tersebut. Pengujian dilakukan menggunakan prosedur dua tahap Engle-Granger terhadap residual dari masing-masing fungsi permintaan dan penawaran secara parsial. Tahap pertama adalah mengestimasi persamaan tunggal fungsi permintaan dan relasi penawaran menggunakan metode OLS dan mendapatkan nilai masing-masing residualnya.



Gambar 1. Data Produksi Gula Stasioner dan Tidak Stasioner Tahun 1960-2009

Fungsi permintaan gula dinyatakan oleh persamaan berikut dengan menyertakan variabel interaksi antara harga dengan semua variabel *shifter*:

$$Q_t = \alpha_0 + \alpha_p P_t + \alpha_y Y_t + \alpha_z Z_t + \alpha_{py} P Y_t + \alpha_{pz} P Z_t + u_t$$

Estimasi dilakukan menggunakan metode OLS dan hasil regresi disajikan pada tabel 3.

Sementara itu persamaan relasi penawaran dinyatakan sebagai:

$$P_t = \beta_0 + \beta_Q Q_t + \beta_W W_t + \beta_S Q_t^* + v_t$$

dengan $Q_t^* = (Q_t / \alpha_p + \alpha_{py} \bar{Y}_t + \alpha_{pz} \bar{Z}_t)$ dan nilai parameter p , p_y , dan p_z diperoleh dari hasil estimasi fungsi permintaan sebelumnya seperti terdapat pada Tabel 3. Estimasi relasi penawaran dilakukan menggunakan metode OLS dan hasil regresi disajikan pada Tabel 4.

Tabel 2. Analisis Derajat Integrasi Menggunakan Augmented Dickey-Fuller Test

Notasi	Definisi	I(0)	Lag	I(1)	P-value	Lag
Variabel ekonomi						
Q	Konsumsi gula kristal putih (ton)	-1.905	0	-5.130	0.0015	0
P	Harga gula kristal putih (Rp/kg)	0.447	1	-5.138	0.0003	0
Y	GDP per kapita (Rp)	-2.751	1	-4.076	0.0039	0
Z	Harga gula kristal rafinasi (Rp/kg)	0.179	7	-4.943	0.0005	1
W	Biaya pokok produksi gula (Rp/kg)	-0.869	0	-3.828	0.0072	0

Tabel 3. Hasil Estimasi Fungsi Permintaan Gula dengan Metode OLS

Variable	Parameter	Std. Error	t-Statistic	Prob
Constant	498224.6	392212.6	1.270292	0.2162
P	-179.1702	425.5115	-0.421070	0.6775
Y	0.356728	0.088479	4.031760	0.0005
Z	-448.7888	198.3211	-2.262940	0.0330
PY	-1.03E-05	6.77E-05	-0.151356	0.8810
PZ	0.089985	0.057355	1.568922	0.1298
R-squared	0.656552			
Adjusted R-squared	0.585001			

Tabel 4. Hasil Estimasi Relasi Penawaran Gula dengan Metode OLS

Variable	Parameter	Std. Error	t-Statistic	Prob
Constant	-368.6348	297.2643	-1.240091	0.2260
Q	0.000145	0.000158	0.919620	0.3662
W	1.271608	0.040644	31.28663	0.0000
Q*	0.000227	0.000489	0.464609	0.6461
R-squared	0.978516			
Adjusted R-squared	0.976037			

Estimasi menggunakan metode OLS memberikan hasil yang sesuai dengan prediksi teori ekonomi yaitu $p < 0$ dan $y, q, w > 0$. Untuk mengetahui adanya hubungan jangka panjang antara variabel-variabel yang menyusun fungsi permintaan dan relasi penawaran dilakukan pengujian stasioneritas terhadap residual masing-masing. Uji akar unit terhadap residual fungsi permintaan dan residual relasi penawaran dilakukan dengan menggunakan ADF. Hipotesis null dari pengujian menyatakan bahwa residual fungsi permintaan dan relasi penawaran adalah tidak stasioner. Residual fungsi permintaan dinyatakan sebagai:

$$\Delta \bar{U}_t = \alpha_0 + \alpha_{t-1} \bar{U}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta \bar{U}_{t-j} + \mu$$

Hasil pengujian kointegrasi fungsi permintaan disajikan pada Tabel 5.

Hasil pengujian menggunakan $\alpha = 10\%$ menunjukkan bahwa residual tidak mengandung akar unit yang berarti fungsi permintaan dan relasi penawaran bersifat stasioner atau

terkointegrasi. Dengan demikian dapat disimpulkan terdapat hubungan keseimbangan jangka panjang antara variabel yang menyusun fungsi permintaan dan relasi penawaran tersebut.

Tabel 5. Hasil Uji Kointegrasi Fungsi Permintaan Gula

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.685346	0.0887
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

Sementara itu residual relasi penawaran dinyatakan sebagai:

$$\Delta \bar{V}_t = \delta_0 + \delta_{t-1} \bar{V}_{t-1} + \sum_{j=1}^q \theta_j \Delta \bar{V}_{t-j} + u$$

Hasil pengujian kointegrasi relasi penawaran disajikan pada Tabel 6:

Tabel 6. Hasil Uji Kointegrasi Relasi Penawaran Gula

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.948429	0.0004
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

Estimasi Fungsi Permintaan

Oleh karena terdapat kointegrasi maka fungsi permintaan dan relasi penawaran tersebut dapat dinyatakan dalam mekanisme perbaikan kesalahan (*error correction mechanism*) untuk mendapatkan informasi mengenai hubungan keseimbangan jangka panjang sekaligus dinamika hubungan jangka pendeknya. Model oligopolistik dinamik fungsi permintaan gula kristal putih dengan demikian dinyatakan sebagai:

$$\Delta Q_t = \alpha_0 + \alpha_p \Delta P_t + \alpha_y \Delta Y_t + \alpha_z \Delta Z_t + \alpha_{py} \Delta PY_t + \alpha_{pz} \Delta PZ_t + \alpha_q \Delta Q_{t-1} + \gamma [Q_{t-1} - \theta_p P_{t-1} - \theta_y Y_{t-1} - \theta_z Z_{t-1} - \theta_{py} PY_{t-1} - \theta_{pz} PZ_{t-1}] + \epsilon_t$$

Estimasi dilakukan dengan metode 2SLS (*two stage least square*) untuk mengatasi persoalan endogenitas. Hasil estimasi fungsi permintaan disajikan pada Tabel 7.

Hasil estimasi menunjukkan bahwa hubungan antar variabel yang menyusun fungsi permintaan sesuai dengan yang diprediksi teori

ekonomi yaitu $\alpha_p < 0$, $\alpha_y > 0$ yang menunjukkan bahwa gula merupakan barang normal dan terletak antara 0 dan -1. Namun demikian hubungan antara gula kristal putih dan gula rafinasi bersifat komplementer, seperti ditunjukkan oleh $\alpha_z < 0$, adalah di luar harapan mengingat keduanya memiliki fungsi yang sama sebagai pemanis makanan dan minuman. Hal ini kemungkinan disebabkan adanya perbedaan pasar yang tegas antara GKP dan GKR dimana GKP untuk konsumsi rumah tangga dan GKR untuk konsumsi industri sehingga tidak dimungkinkan terjadinya substitusi antar keduanya.

Selain itu parameter elastisitas mengindikasikan permintaan gula dalam jangka pendek bersifat inelastik ($\alpha_{SR} = -0.33$) namun dalam jangka panjang bersifat elastik ($\alpha_{LR} = -2.45$). Sebagai perbandingan Pakpahan (2003) menyatakan elastisitas permintaan terhadap perubahan harga gula di negara berkembang China, India, Indonesia, Thailand, Pakistan, dan Korea bersifat inelastik yaitu masing-masing -0.29, -0.76, -0.61, -0.24, -0.15, dan -0.79 dan di negara maju seperti Amerika Serikat, Kanada, Uni Eropa, Jepang, Australia dan bekas Uni Soviet masing-masing -0.11, -0.07, -0.12, -0.81, -0.02, dan -0.05. Jika dibandingkan dengan angka-angka elastisitas tersebut maka nilai elastisitas harga jangka pendek yang diperoleh melalui estimasi model permintaan oligopolistik dinamik ini sangat memadai untuk digunakan.

Tabel 7. Hasil Estimasi Fungsi Permintaan Gula Model Oligopolistik Dinamik dengan Metode 2SLS

Variable	Parameter	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-value
C	0	46757.65	82059.12	0.569804	0.5752
P _t	P	-609.1526	685.3905	-0.888767	0.3847
Y _t	Y	0.183292	0.292444	0.626759	0.5379
Z _t	Z	-185.0525	239.9838	-0.771104	0.4497
PY _t	PY	3.98E-05	8.66E-05	0.460303	0.6503
PZ _t	PZ	0.018255	0.057092	0.319753	0.7525
Q _{t-1}	Q	0.580154	0.421688	1.375789	0.1841
U _{t-1}		-0.133513	0.375770	-0.355306	0.7261
	R-squared (R ²)	0.334662			
	Adjusted R-squared	0.101794			
<i>Long run parameters</i>					
P	P	-4562.4965			
Y	Y	1.3728401			
Z	Z	-1386.0261			
PY	PY	0.0002981			
PZ	PZ	0.1367283			
<i>Own price demand elasticity</i>					
Short run	SR	-0.33			
Long run	LR	-2.45			

Sementara itu nilai parameter penyesuaian, α , (*adjustment parameter*) sesuai dengan yang diharapkan yaitu terletak antara 0 dan -1. Jika $\alpha = 0$ berarti tidak terjadi perbaikan kesalahan (*no error correction take place*) dan jika $\alpha = -1$ berarti deviasi terhadap jalur keseimbangan jangka panjang dikoreksi seketika itu juga (*instantly*). Oleh karena itu hasil estimasi $\alpha = -0.13$ mengindikasikan terjadinya penyesuaian sebesar 13% manakala terjadi deviasi terhadap keseimbangan permintaan jangka panjangnya. Namun demikian hasil estimasi tersebut kurang memuaskan secara statistik karena menghasilkan koefisien determinasi yang kecil ($R^2 = 33.5\%$ dan Adjusted $R^2 = 10.2$) dan sebagian besar parameter estimasi yang dihasilkan tidak signifikan pada tingkat kepercayaan yang ditetapkan ($\alpha = 20\%$). Tetapi karena penentuan model lebih didasarkan pada pertimbangan ekonomi dan semua parameter, terutama parameter elastisitas, menghasilkan tanda dan besaran yang sesuai dengan prediksi teori ekonomi dan hasil empiris maka model tersebut dapat diterima secara ekonomi. Selain itu sebagai perbandingan, estimasi fungsi permintaan juga dilakukan terhadap model statiknya dengan metode 2SLS. Hasil estimasi disajikan pada Tabel 8.

Hasil estimasi fungsi permintaan statik lebih memuaskan dari pertimbangan statistik karena menghasilkan R^2 relatif tinggi (lebih dari 50%) dan parameter yang signifikan pada tingkat kepercayaan yang ditetapkan namun tanda parameter utama, $\alpha_p > 0$ berbeda dengan yang diprediksi teori ekonomi mengenai permintaan. Oleh karena itu meskipun memuaskan secara statistik, penggunaan model statik tersebut tidak memadai pada penelitian ini.

Estimasi Relasi Penawaran

Jika fungsi permintaan dinamik menghasilkan prediksi elastisitas permintaan yang sesuai dengan teori ekonomi dan hasil empiris di beberapa negara berkembang dan maju, maka pada bagian ini disajikan hasil estimasi relasi

penawaran gula. Model oligopolistik dinamik relasi penawaran dinyatakan sebagai:

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta Q_t + \beta_2 \Delta W_t + \lambda \Delta Q_t^* + \beta_3 \Delta P_{t-1} + \psi [P_{t-1} - \xi_Q Q_{t-1} - \xi_W W_{t-1} - \lambda Q_{t-1}^*] + \eta_t$$

Estimasi fungsi relasi penawaran dilakukan dengan menggunakan metode 2SLS dan hasilnya disajikan pada Tabel 9.

Seperti halnya fungsi permintaan, hasil estimasi relasi penawaran sesuai dengan prediksi ekonomi yaitu tanda α_Q dan $\alpha_W > 0$. Namun demikian nilai parameter penyesuaian lebih kecil dari -1 ($\alpha = -1.2$) menunjukkan bahwa produsen sangat responsif untuk menyesuaikan biaya. Interpretasi ekonominya adalah ketika biaya marjinal berbeda dengan *perceived marginal revenue* maka deviasi tersebut bukan saja dikoreksi seketika bahkan terjadi *overshooting* sebesar 20% dari nilai keseimbangan tersebut. Selain itu hasil perhitungan parameter elastisitas mengindikasikan penawaran gula, baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang, bersifat elastik ($\epsilon^{SR} = 1.35$ dan $\epsilon^{LR} = 1.64$) yang berarti produsen gula sangat responsif terhadap perubahan harga baik dalam jangka pendek terlebih lagi dalam jangka panjang.

Selain itu nilai parameter kekuatan pasar yang menjadi perhatian utama model, baik parameter jangka pendek (α) maupun parameter jangka panjangnya (β), juga sesuai dengan yang diharapkan yaitu tertelak antara 0 dan -1. Jika $\alpha = 0$ berarti produsen gula domestik dalam jangka pendek bersifat kompetitif, namun jika $\alpha = -1$ maka produsen berperilaku laksana monopolis (*perfect cartel*) dengan mengeksploitasi kekuatan pasar yang dimiliki. Hasil estimasi menunjukkan bahwa nilai $\alpha = -0.0005$ dan $\beta = -0.0004$ yang berarti produsen gula dalam negeri memiliki kekuatan pasar yang sangat kecil dalam mempengaruhi harga gula domestik baik dalam jangka pendek terlebih lagi dalam jangka panjang. Dengan kata lain meskipun struktur pasar gula domestik bersifat oligopolistik namun tidak cukup alasan untuk mengatakan terjadinya kartel pada industri gula yang dilakukan produsen.

Tabel 8. Hasil Estimasi Fungsi Permintaan Gula Model Oligopolistik Statik dengan Metode 2SLS

Variable	Parameter	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Constant	α_0	344671.7	657190.6	0.524462	0.6048
P	α_P	85.38294	1001.008	0.085297	0.9327
Y	α_Y	0.389397	0.142931	2.724372	0.0118
Z	α_Z	-539.1350	367.9256	-1.465337	0.1558
PY	α_{PY}	-4.99E-05	0.000152	-0.328778	0.7452
PZ	α_{PZ}	0.118728	0.114011	1.041370	0.3081
R-squared		0.651021			
Adjusted R-squared		0.578317			

Tabel 9. Hasil Estimasi Relasi Penawaran Gula Model Oligopolistik Dinamik dengan Metode 2SLS

Variable	Parameter	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-value
C	θ	-1.831892	103.5619	-0.017689	0.9860
Q_t	Q	0.000729	0.000690	1.056764	0.3021
W_t	w	2.593927	0.591003	4.389024	0.0002
Q_t^2		-0.000493	0.000741	-0.665313	0.5128
P_{t-1}	P	-1.441378	0.425435	-3.388013	0.0026
V_{t-1}		-1.215036	0.522391	-2.325914	0.0296
	R-squared (R^2)	0.493950			
	Adjusted R-squared	0.378939			
<i>Long run parameters</i>					
	Q	0.0005999			
Q		82			
	w	2.1348560			
W		87			
		-			
		0.0004057			
Q^*		5			
<i>Own price supply elasticity</i>					
Short run	SR	1.35			
Long run	LR	1.64			

Kemungkinan lain dari kecilnya nilai parameter kekuatan pasar jika dikaitkan dengan tingginya konsentrasi rasio (CR4) produsen yang mencapai 63.1 persen disebabkan oleh karakteristik model oligopolistik yang digunakan pada penelitian. Hal ini berarti selain keunggulannya yang tidak memerlukan data rinci pada tingkat perusahaan, kelemahan *Conduct Parameter Model (CPM)* dimana model oligopolistik Bresnahan-Lau berada di dalamnya adalah kecenderungan CPM untuk menghasilkan nilai parameter kekuatan pasar yang relatif kecil dibandingkan dengan nilai parameter yang dihasilkan melalui perhitungan langsung dari margin harga dan biaya marginal (*direct measurement of price-cost margin*). Hal ini dapat dilihat pada penelitian Steen and Salvanes (1999) yang mengestimasi tingkat kekuatan pasar yang dimiliki produsen ikan salmon Norwegia di pasar ikan salmon Perancis dengan nilai parameter kekuatan pasar jangka pendek yang relatif kecil ($\theta = -0.025$) sementara pangsa pasar yang dikuasai mencapai lebih dari 70 persen. Oleh karena itu salah satu cara mengatasinya adalah dengan menggunakan normalisasi rentang *mark-up* dari Indeks Learner, $(P-MC)/P = - /$, dengan menyatakan nilai absolut dari elastisitas permintaan jangka pendek $= |-0.33|$. Setelah dilakukan normalisasi maka nilai *mark-up* menjadi lebih besar yaitu -0.0014 namun tetap relatif kecil jika melihat tingginya konsentrasi pasar yang dimiliki produsen gula.

Penjelasan ekonominya adalah meskipun struktur pasar gula bersifat oligopolistik dan

produsen menghimpun diri ke dalam asosiasi produsen gula namun mereka tidak dapat leluasa mengendalikan harga karena perilaku harga gula domestik sangat tergantung pada perilaku harga gula dunia yang umumnya lebih murah. Hal ini ditunjukkan dengan masih tingginya volume gula impor yang dalam 10 tahun terakhir berkisar 50 persen dari kebutuhan. Selain itu ketika harga gula domestik tinggi maka pemerintah memperbanyak kuota impor bahkan dengan menurunkan tarif impor gula sehingga peredaran gula di dalam negeri bertambah yang selanjutnya akan menurunkan harga gula di dalam negeri. Hal ini terlihat ketika pada tahun 2009 pemerintah menurunkan tarif impor gula mentah dari Rp. 550 per kilogram menjadi Rp. 150 per kilogram dan gula kristal putih dari Rp. 790 per kilogram menjadi Rp. 400 per kilogram pada saat harga gula dunia tinggi. Hal ini menunjukkan bahwa kompetisi antar waktu (*intertemporal competitions*) dengan gula impor dapat menurunkan kekuatan pasar yang dimiliki kelompok produsen seperti ditemukan Steen dan Salvanes (1999). Sebagai tambahan proses penjualan gula petani dan pabrik gula PTPN/RNI dilakukan melalui lelang yang tidak sepenuhnya dapat dikendalikan produsen. Implikasi politik dari parameter kekuatan pasar tersebut adalah rente ekonomi yang diakibatkan oleh adanya *monopoly power* relatif kecil. Sebagai tambahan proses penjualan gula petani dan pabrik gula PTPN/RNI dilakukan melalui lelang yang tidak sepenuhnya dapat dikendalikan produsen. Hal yang lebih penting lagi adalah hasil investigasi

KPPU menemukan proses lelang tersebut dipenuhi oleh persaingan semu karena banyaknya kepemilikan silang dari peserta lelang yaitu beberapa peserta lelang ternyata dimiliki oleh pengusaha yang sama. Hal ini misalnya terungkap pada persidangan kasus lelang gula petani PTPN XI karena adanya indikasi pelanggaran UU 5/1999 tentang Larangan Praktik Monopoli dan Persaingan Usaha Tidak Sehat (Putusan Perkara No. 5/KPPU-L/2006).

Berdasarkan pertimbangan statistik, model relasi penawaran oligopolistik dinamik memberikan nilai koefisien determinasi relatif tinggi ($R^2=49,4\%$ dan $\text{Adjusted-}R^2=37,9\%$) dan sebagian parameter jangka pendek yang diperoleh menunjukkan besaran yang signifikan pada tingkat kepercayaan yang digunakan. Oleh karena itu model oligopolistik dinamik relasi penawaran gula sangat memadai untuk digunakan pada penelitian pergulaan nasional. Namun seperti halnya fungsi permintaan, sebagai perbandingan dilakukan estimasi terhadap relasi penawaran model statik dan hasil estimasi dengan metode 2SLS disajikan pada Tabel 10

Hasil estimasi relasi penawaran statik juga sesuai dengan prediksi teori ekonomi yaitu Q dan $w > 0$ bahkan memuaskan secara statistik karena menghasilkan $R^2=97\%$. Namun demikian tanda (+) dari parameter kekuatan pasar tidak sesuai dengan teori ekonomi. Oleh karena itu model relasi penawaran statik tidak memadai untuk digunakan dalam penelitian ekonomi pergulaan nasional.

KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan

Penggunaan model oligopolistik dinamik untuk mengestimasi fungsi permintaan dan penawaran gula menghasilkan parameter estimasi yang konsisten dengan teori dan hasil empiris. Sementara itu, alternatif penggunaan model statik pada penelitian ini tidak memadai, baik untuk mengestimasi fungsi permintaan maupun fungsi penawaran.

Model dinamik menjadi pilihan yang disukai karena ia memberi informasi dinamika hubungan jangka pendek dari fungsi permintaan dan penawaran gula selain informasi hubungan jangka panjang dengan hasil estimasi parameter yang konsisten. Permintaan gula dalam jangka pendek bersifat inelastik ($\epsilon = -0,33$) namun dalam jangka panjang bersifat elastik ($\epsilon = -2,45$), sementara itu elastisitas penawaran gula bersifat elastik, baik dalam jangka pendek ($\epsilon = 1,35$) terlebih dalam jangka panjang ($\epsilon = 1,64$).

Estimasi relasi penawaran gula menghasilkan parameter kekuatan pasar relatif kecil ($\epsilon = -0,0005$ dan $\epsilon = -0,0004$) dibanding tingginya rasio konsentrasi 4 produsen utama ($CR4 = 63,1\%$), membuktikan bahwa selain keunggulannya yang tidak memerlukan data rinci pada tingkat perusahaan, model yang digunakan cenderung menghasilkan nilai parameter kekuatan pasar yang relatif kecil dibandingkan dengan nilai parameter yang dihasilkan melalui perhitungan langsung dari perbedaan harga dan biaya marginal.

Estimasi parameter penyesuaian (*adjustment parameters*) untuk fungsi permintaan gula mengindikasikan terjadinya penyesuaian sebesar 13% manakala terjadi deviasi terhadap keseimbangan permintaan jangka panjangnya. Sementara itu estimasi parameter penyesuaian untuk penawaran menunjukkan adanya *overshooting* sebesar 20% menuju kondisi keseimbangan jangka panjang manakala biaya marjinal menyimpang dari penerimaan marjinal.

Saran

Penelitian ini menggunakan model fungsi biaya marjinal berbentuk linear yang memiliki keterbatasan berkaitan dengan tahapan produksi (*stages of production*). Oleh karena itu perlu dicoba untuk menggunakan model fungsi biaya berbentuk *trans-log* (*trans-log cost function*) yang dapat mengakomodir tahapan produksi meskipun model tersebut memiliki kerumitan dalam kalkulasi dan interpretasi ekonomi..

Tabel 10 . Hasil Estimasi Relasi Penawaran Gula Model Oligopolistik Statik dengan Metode 2SLS

Variable	Parameter	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Constant	θ	-596.1897	381.4748	-1.562855	0.1302
Q	Q	0.000270	0.000205	1.316731	0.1994
W	w	1.258943	0.043157	29.17152	0.0000
Q^*		0.000258	0.000496	0.519775	0.6076
R-squared		0.977994			
Adjusted R-squared		0.975454			

DAFTAR PUSTAKA

- Agusta, 2007. Agusta, Ivanovich. 2007. Komunikasi untuk Kemitraan Pabrik Gula dan Petani Tebu. Makalah disampaikan pada Workshop Peningkatan Peran Organisasi Petani dalam Peningkatan Efektivitas Kemitraan PTPN X di Kediri, 17-18 April 2007.
- Beccarello, Massimo. 1996. Time Series Analysis of Market Power: Evidence from G-7 manufacturing. *International Journal of Industrial Organization*. 15: 123-136.
- DGI (Dewan Gula Indonesia). 2005. Informasi Singkat Pelaku Industri Gula Indonesia. Sekretariat Dewan Gula Indonesia. Jakarta.
- , 2008. Profil Pabrik Gula di Indonesia Tahun 2008. Sekretariat Dewan Gula Indonesia. Jakarta.
- Koutsoyiannis, A. 1978. Theory of Econometrics. 2nd edition. Harper and Row Publishers. USA.
- Nishimura, K.G., Y. Ohkusa and K. Ariga. 1999. Estimating the Mark-up over Marginal Cost: A panel analysis of Japanese firms 1971-1994. *International Journal of Industrial Organization*. 17: 1077-1111.
- Pakpahan, A. 2003. Ada Apa dengan Gula? *Agrimedia*. 8(2): 44-51.
- Steen, F., and K.G. Salvanes. 1999. Testing for Market Power Using a Dynamic Oligopoly Model. *International Journal of Industrial Organization*. 17: 147-177.
- Susila, W.R. and B.M. Sinaga. 2005. Analisis Kebijakan Industri Gula. *Jurnal Agro Ekonomi*. 23(1): 30-53.
- Enders, W. 2004. Applied Econometric Time Series, 2nd Edition. John Wiley & Son. USA.
- Verbeek, Marno. 2000. A Guide to Modern Econometrics. John Willey & Son. USA.
- Wang, D. and W.G. Tomek. 2007. Commodity Prices and Unit Root Test. *Amer. J. Agr. Econ*. 89 (4): 873-889.