ANALISIS VOLATILITAS HARGA DAN INTEGRASI PASAR KEDELAI INDONESIA DENGAN PASAR KEDELAI DUNIA

Analysis of Price Volatility and Market Integration between World and Indonesia's Soybean Markets

Ratna Anita Carolina[1*], Sri Mulatsih[2], Lukytawati Anggraeni[2]

[1]Pusat Kebijakan Perdagangan Dalam Negeri
Gedung Utama Kementerian Perdagangan Lt.15, Jl. M. I. Ridwan Rais No. 5, Jakarta Pusat 10110, Indonesia
[2]Departemen Ilmu Ekonomi, Fakultas Ekonomi dan Manajemen, Institut Pertanian Bogor
Jl. Lingkar Kampus, Gd. Rektorat Lantai 3, Kampus IPB Darmaga, Bogor 16680, Jawa Barat, Indonesia
**Korespondensi penulis. E-mail: ratna.a.carolina@gmail.com*

Diterima: 29 Desember 2015 Direvisi: 25 Januari 2016 Disetujui terbit: 21 Maret 2016

ABSTRACT

The government is necessary to maintain food price stability in order to support food security in the country. This study aims to analyze domestic (local and imported) soybean prices volatility, and analyze the market integration and the price transmission elasticity that occurs between domestic soybean market and world soybean market. Price volatility analysis using ARCH/GARCH models showed that the world soybean price is more volatile than domestic soybean price, while in domestic market, local soybean price showed more volatility than imported price. Ravallion model was used to analyze market integration and price transmission between world and domestic soybean markets. The result showed that there is no short term market integration, but there exist the long term market integration with a weak price transmission between world and domestic soybean market.

Keywords: *soybean, price volatility, market integration, price transmission*

ABSTRAK

Stabilisasi harga pangan pokok, termasuk di dalamnya kedelai, merupakan salah satu hal yang perlu dijaga oleh pemerintah untuk mendukung ketahanan pangan. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis volatilitas harga domestik kedelai, baik lokal maupun impor, serta menganalisis integrasi pasar dan transmisi harga yang terjadi antara pasar kedelai domestik dengan pasar kedelai dunia. Analisis volatilitas harga kedelai dengan menggunakan model ARCH/GARCH menunjukkan bahwa harga kedelai dunia lebih volatil dibandingkan dengan harga kedelai domestik; sementara pada pasar kedelai domestik, harga kedelai lokal lebih volatil dibandingkan dengan harga kedelai impor. Model Ravallion digunakan untuk menganalisis integrasi pasar dan transmisi harga antara pasar kedelai dunia dengan pasar kedelai domestik. Hasil analisis menunjukkan bahwa tidak terjadi integrasi jangka pendek, namun terjadi integrasi jangka panjang dengan proses transmisi harga yang lemah antara pasar kedelai dunia dengan pasar kedelai domestik.

Kata kunci: *kedelai, volatilitas harga, integrasi pasar, transmisi harga*

PENDAHULUAN

Ketahanan pangan masih menjadi salah satu isu penting bagi Indonesia. Pertumbuhan jumlah penduduk Indonesia yang semakin pesat serta menurunnya luas lahan pertanian dapat memicu terjadinya krisis pangan di Indonesia. Kedelai merupakan salah satu komoditas pangan pokok utama di Indonesia selain beras. Kandungan karbohidrat, protein, dan nutrisi lainnya di dalam kedelai menjadikan komoditas ini berperan sangat penting dalam menunjang ketahanan pangan. Selain itu, harganya yang relatif murah dan terjangkau dibandingkan dengan sumber protein lainnya menjadikan kedelai sebagai salah satu komoditas pangan yang cukup banyak dikonsumsi oleh masyarakat Indonesia. Hal ini ditunjukkan dengan meningkatnya konsumsi per kapita kedelai dari 8,13 kg pada tahun 1998 menjadi 8,97 kg pada tahun 2004 dan laju peningkatan kedelai sebesar 7,22% per tahun pada periode tahun 1978–2008 (Adetama 2011).

Peningkatan konsumsi kedelai tidak disertai dengan pertumbuhan produksi kedelai dalam negeri. Berdasarkan data Kementerian Pertanian, produksi kedelai lokal tertinggi pernah mencapai 1,87 juta ton pada tahun 1992. Namun, sejak saat itu hingga kini, produksi kedelai lokal terus mengalami penurunan. Kementerian Pertanian juga menyebutkan

bahwa rata-rata konsumsi kedelai di Indonesia pada periode tahun 2004–2011 mencapai 2 juta ton per tahun, namun rata-rata produksi kedelai lokal hanya mencapai sekitar 800 ribu ton per tahun. Penurunan produksi ini merupakan akibat dari menurunnya minat petani dalam menanam kedelai dikarenakan usaha tani kedelai dinilai tidak dapat memberikan keuntungan yang memadai bagi petani (Zakaria 2010).

Secara umum, rata-rata produksi kedelai lokal per tahun hanya mampu memenuhi sekitar 40% dari kebutuhan kedelai domestik, sekitar 60% sisanya dipenuhi oleh kedelai impor. Pemasok kedelai impor terbesar adalah Amerika Serikat, Brazil, dan Argentina yang memang merupakan negara produsen utama kedelai dunia.

Pada kurun waktu tahun 1980-an, impor kedelai masih dilakukan oleh Bulog. Namun, semenjak dikeluarkannya Surat Keputusan Menteri Perindustrian dan Perdagangan Republik Indonesia Nomor 406/MPP/Kep/11/ 1997, impor kedelai yang semula hanya dapat dilakukan oleh Bulog, kini dapat juga dilakukan oleh importir umum. Hal tersebut mendorong impor kedelai mengalami peningkatan sehingga fluktuasi harga kedelai di dalam negeri cenderung mengikuti pergerakan harga kedelai di luar negeri. Mengingat konsumsi kedelai yang cukup besar dari tahun ke tahun, dapat dikatakan bahwa Indonesia memiliki ketergantungan yang cukup besar terhadap kedelai impor. Oleh karena itu, gejolak harga kedelai yang terjadi di dunia akan ditransmisikan ke harga kedelai di dalam negeri. Permasalahannya adalah kenaikan dan fluktuasi harga kedelai di dalam negeri tidak hanya meresahkan konsumen langsung, namun juga para pelaku usaha berbahan baku kedelai, seperti para pengusaha tahu tempe. Ketidak-pastian harga menyebabkan ketidakpastian dalam usaha tahu tempe, bahkan kenaikan harga yang terjadi sempat menyebabkan beberapa pengusaha tahu tempe gulung tikar.

Perkembangan harga kedelai dalam negeri sedikit banyak dipengaruhi oleh perkembangan harga kedelai dunia. Sejak tahun 2000 hingga pertengahan tahun 2014, tren harga kedelai dalam negeri, baik kedelai lokal maupun kedelai impor, terus mengalami kenaikan. Krisis harga pangan yang terjadi pada tahun 2008 yang dipicu oleh lonjakan harga minyak dunia turut memicu fluktuasi dan peningkatan harga kedelai di dalam negeri. Begitu pula kekeringan yang terjadi pada tahun 2012 di beberapa negara produsen utama kedelai dunia, seperti Amerika, Brazil, dan Argentina yang menyebabkan harga kedelai dunia meningkat hingga mencapai lebih dari US$600/ton pada periode Juli–Agustus 2014 (CBOT), yang kemudian mendorong harga kedelai domestik mengalami kenaikan. Harga kedelai domestik terus mengalami peningkatan dan hingga September 2014 harga kedelai lokal di tingkat eceran mencapai Rp10.564/kg (Kementerian Perdagangan 2014).

Untuk menjaga stabilitas harga serta menjaga agar harga pangan tetap berada pada titik yang terjangkau oleh konsumen, diperlukan sebuah kebijakan yang tepat dari pemerintah. Untuk memperoleh kebijakan stabilisasi harga yang tepat serta untuk meningkatkan efektivitas dari program stabilisasi harga, dibutuhkan informasi yang lengkap mengenai perilaku harga pangan termasuk volatilitasnya karena informasi tersebut bermanfaat untuk merumuskan tindakan antisipasi yang lebih efektif dan karena volatilitas harga sangat berkaitan dengan risiko dan ketidakpastian yang dihadapi dalam pengambilan keputusan (Sumaryanto 2009).

Selain itu, Firdaus dan Gunawan (2012) menyatakan bahwa kemampuan pemerintah dalam membuat kebijakan penetapan harga yang tepat ditentukan oleh seberapa dalam para pembuat kebijakan tersebut memahami struktur, perilaku, dan efektivitas pasar. Salah satu cara untuk memahami hal–hal tersebut adalah dengan memahami kekuatan pasar dan transmisi harga dari satu pasar ke pasar lainnya melalui studi integrasi pasar antarwilayah. Dalam hal ini, pasar yang dimaksud adalah lembaga ekonomi tempat para pembeli dan penjual, baik secara langsung maupun tidak langsung, dapat melakukan transaksi perdagangan barang dan atau jasa. Termasuk di dalamnya adalah lembaga pemasaran yang berfungsi untuk menjalankan fungsi pemasaran dalam memenuhi kebutuhan konsumen, seperti pemasok, distributor besar/kecil, dan lain sebagainya. Studi integrasi pasar dapat juga digunakan untuk melihat efisiensi kinerja dari sebuah pasar dan lembaga pemasaran. Tingkat integrasi yang tinggi menunjukkan efisiensi yang lebih baik dari sebuah pasar atau lembaga pemasaran.

Berdasarkan pertimbangan yang telah disebutkan di atas, penelitian ini dilakukan dengan tujuan (1) menganalisis volatilitas harga kedelai domestik dan dunia dengan menggunakan model *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity/Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* atau ARCH/ GARCH dan (2) menganalisis integrasi dan transmisi harga antara pasar kedelai domestik dengan pasar kedelai dunia dengan menggunakan model Ravallion.

METODE PENELITIAN

Konsep dan Definisi

Volatilitas merupakan metode statistik untuk mengukur fluktuasi harga selama periode tertentu, namun bukan untuk mengukur tingkat harga, melainkan mengukur tingkat variasinya selama periode tertentu. Variasi harga dapat menjadi sinyal positif, tetapi juga dapat menjadi sinyal negatif apabila variasi harga yang terjadi cukup besar dan tidak dapat diantisipasi oleh pemerintah maupun pelaku ekonomi.

Sementara itu, integrasi pasar berdasarkan hubungan pasar, menurut Wyeth (1992) dalam Wu (1999), dapat dibedakan menjadi dua, yakni integrasi pasar spasial dan integrasi pasar vertikal. Integrasi pasar spasial diartikan sebagai besarnya suatu perubahan yang terjadi terhadap harga pada suatu pasar yang menyebabkan perubahan harga di pasar lainnya secara proporsional. Ravallion (1986) menyebutkan bahwa sebuah pasar dapat dikatakan terintegrasi secara spasial dengan pasar lainnya apabila jika terjadi perdagangan di antara kedua pasar dan harga di wilayah importir sama dengan harga di wilayah eksportir ditambah dengan biaya transportasi yang dibutuhkan untuk memindahkan barang dari wilayah importir ke wilayah eksportir. Sementara itu, integrasi pasar vertikal merupakan tingkat keterkaitan hubungan suatu lembaga pemasaran dengan lembaga pemasaran lainnya dalam suatu rantai pemasaran. Suatu pasar dapat dikatakan terintegrasi dengan baik apabila harga pada suatu lembaga pemasaran dapat ditransformasi-kan kepada lembaga pemasaran lainnya dalam satu rantai pemasaran. Keterkaitan harga secara vertikal sering dikaitkan dengan struktur, perilaku, dan kinerja sebuah pasar. Seberapa besar perubahan harga dapat ditransmisikan di setiap rantai pemasaran dapat dijadikan sebuah indikator penting untuk mengukur kekuatan sebuah pasar (Dang dan Lantican 2011).

Dua pasar atau lebih yang terintegrasi dapat dilihat dari transmisi harga yang terjadi dari satu pasar ke pasar lainnya. Transmisi harga merupakan sebuah studi untuk melihat bagaimana perubahan harga yang terjadi di sebuah pasar dapat memengaruhi atau ditransmisikan ke pasar yang terkait lainnya. Sama halnya dengan konsep integrasi pasar, studi mengenai transmisi harga dapat dibedakan ke dalam dua jenis, yakni transmisi harga horizontal dan transmisi harga vertikal. Transmisi harga horizontal didasari oleh teori *Law of One Price* yang menyatakan bahwa pasar yg berada di wilayah yang berbeda, namun memiliki hubungan dagang dan arbitrase, cenderung akan memiliki harga yang sama (Fackler dan Goodwin 2001). Dalam bukunya, Marshall (1890) menyatakan bahwa apabila struktur sebuah pasar makin mendekati sempurna, akan makin besar kecenderungan pasar tersebut memiliki harga yang sama untuk barang yang sama di suatu waktu yang sama pula. Globalisasi ekonomi yang ditandai dengan berkurangnya hambatan perdagangan, dapat mendorong terjadinya integrasi antara dua pasar atau lebih yang berada di lokasi yang berbeda. Selain itu, peningkatan efisiensi perdagangan yang ditunjukkan dengan makin menurunnya biaya transportasi, serta informasi pasar terkini yang makin mudah diakses melalui internet, dapat mendukung terjadinya integrasi antara dua atau lebih pasar yang terpisah. Transaksi perdagangan yang makin tinggi diharapkan dapat menciptakan integrasi sempurna sehingga harga di dua pasar tersebut bergerak searah dan pada jangka panjang dapat tercipta kondisi satu harga (Zheng 2013). Selain itu, transmisi harga juga dipengaruhi oleh kebijakan pemerintah di kedua pasar, baik pada kondisi normal maupun kondisi tertentu, seperti saat harga komoditas menjadi sangat rendah atau sangat tinggi (Acharya et al. 2012). Transmisi harga tidak dapat terjadi secara sempurna apabila terdapat kebijakan yang memengaruhi harga pada salah satu pasar.

Kerangka Pemikiran

Ketahanan pangan tidak hanya berbicara tentang ketersediaan pangan, namun juga keterjangkauan, dalam hal ini keterjangkauan secara geografis dan secara ekonomis. Besarnya kebutuhan Indonesia akan kedelai impor menyebabkan Indonesia cukup bergantung pada kedelai impor karena hasil produksi kedelai di dalam negeri belum mampu memenuhi kebutuhan kedelai di dalam negeri. Hal ini menyebabkan harga kedelai di dalam negeri mudah dipengaruhi oleh perubahan harga kedelai dunia. Besar kecilnya perubahan harga tersebut ditentukan oleh seberapa terintegrasinya pasar kedelai dunia dengan pasar kedelai lokal. Makin sempurna integrasi pasar yang terjadi, transmisi atau perubahan harga yang terjadi dari satu pasar ke pasar yang lain juga akan berjalan sempurna. Selain itu, struktur pasar kedelai dalam negeri juga turut menentukan fluktuasi harga yang terjadi.

Pengumpulan Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data bulanan *time series* harga kedelai

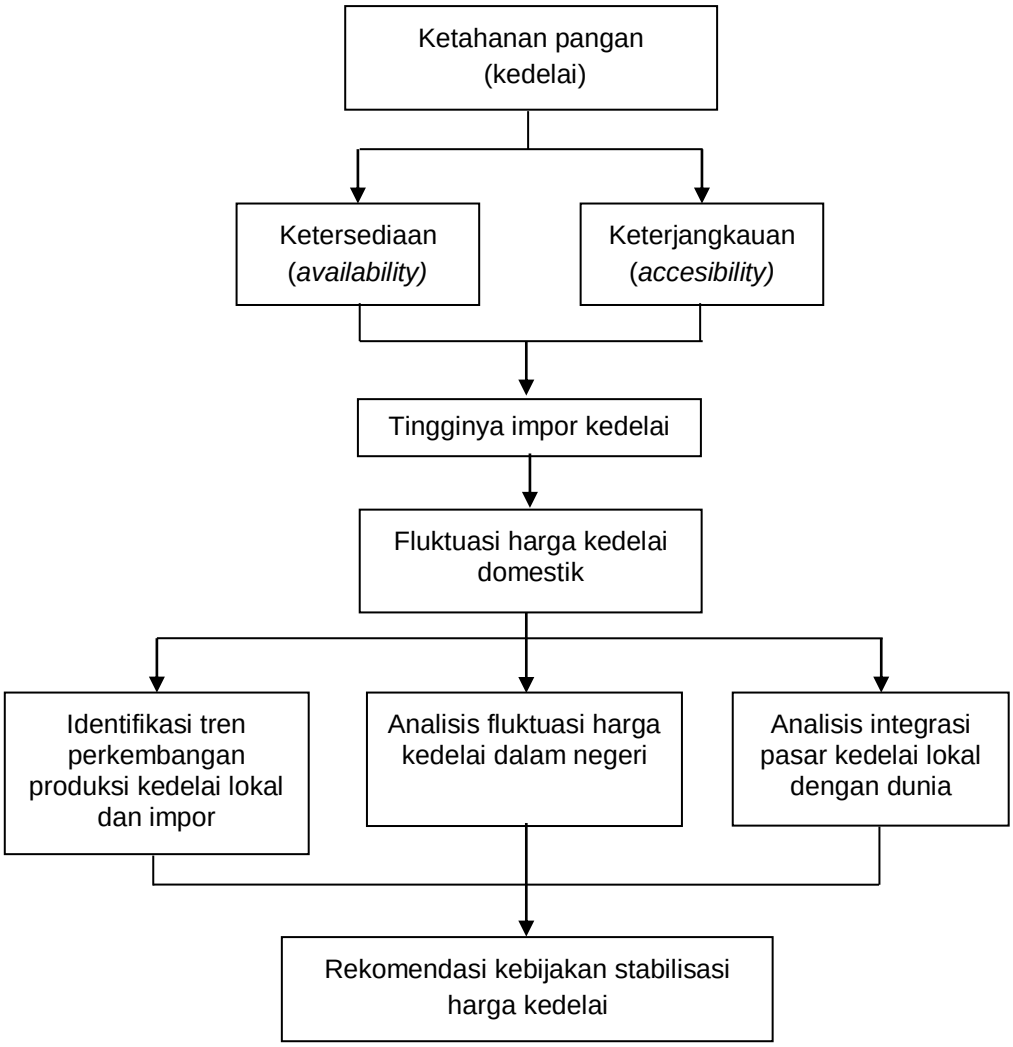
domestik, terdiri atas kedelai lokal dan kedelai impor yang bersumber dari Kementerian Perdagangan, serta harga kedelai dunia yang bersumber dari bursa Chicago Board of Trade (CBOT). Harga referensi yang digunakan untuk pengujian volatilitas dan integrasi pasar adalah Jakarta karena Jakarta merupakan salah satu sentra konsumen yang cukup besar dan juga pintu masuk terbesar untuk kedelai impor. Hasil kajian Pusat Kebijakan Perdagangan Luar Negeri, Kementerian Perdagangan (2012), menyebutkan bahwa sekitar 64% dari impor produk hortikultura masuk melalui pelabuhan Tanjung Priok. Selain itu, peran kota Jakarta, sebagai ibu kota negara dan pusat pemerintahan, menjadikan kota Jakarta sebagai salah satu kota yang mendapat perhatian utama terkait dengan stabilitas harga. Adapun periode yang digunakan dalam penelitian ini adalah tahun 2000 hingga 2014.

Analisis Data

Metode analisis yang digunakan untuk menganalisis volatilitas harga adalah model ARCH/GARCH. Sementara itu, metode yang digunakan untuk menganalisis integrasi pasar serta transmisi harga menggunakan persamaan regresi berganda dengan model Ravallion.

Analisis Volatilitas Harga dengan Model ARCH dan GARCH

Analisis volatilitas harga dilakukan untuk mengetahui tingkat fluktuasi harga. Volatilitas harga yang berlebihan dapat menjadi masalah tidak hanya bagi produsen, pedagang, tetapi juga bagi konsumen. Makin tinggi volatilitas, berarti makin besar risiko yang harus ditanggung oleh produsen dan pedagang yang berpotensi menyebabkan inefisiensi alokasi sumber daya. Selain itu, volatilitas yang tinggi juga berpotensi untuk membatasi akses negara berkembang untuk memperoleh pangan, terutama yang



Gambar 1. Alur kerangka pikir

berasal dari impor (OECD 2011). Oleh karena itu, analisis volatilitas harga bermanfaat untuk mengetahui karakteristik harga di dalam sebuah pasar sehingga dapat membantu melakukan proyeksi atau pendugaan harga di masa yang akan datang.

Model ARCH mengasumsikan bahwa varian residual dalam data time series tidak konstan atau mengandung heteroskedastisitas (*heteroskedasticity).* Bentuk dasar dari model ARCH adalah sebagai berikut (Widarjono 2013):

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + e_t \quad \text{..... (1)}$$

di mana:

Y_t = variabel dependen
X_t = variabel independen
e_t = variabel gangguan atau kesalahan

Penelitian yang menggunakan data *time series* pada umumnya memiliki kecenderungan mempunyai varian dari kesalahan pengganggu (*error term*) yang konstan dari waktu ke waktu atau homoskedastis. Namun, tingginya volatilitas dalam data *time series* dapat menyebabkan varian residual dari data tersebut tidak konstan dan berubah–ubah dari satu periode ke periode lainnya atau mengandung unsur heteroskedastisitas. Heteroskedastisitas terjadi karena data *time series* menunjukkan unsur volatilitas. Oleh karena itu, varian variabel gangguan dari model akan sangat tergantung pada volatilitas variabel gangguan periode sebelumnya, dengan kata lain varian variabel gangguan sangat dipengaruhi oleh variabel gangguan pada periode sebelumnya. Kesimpulannya, persamaan dari varian variabel gangguan dalam model ARCH dapat ditulis sebagai berikut:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_t^2 + \alpha_2 e_{t-1}^2 + \ldots + \alpha_p e_{t-p}^2 \quad \text{..... (2)}$$

Sementara itu, model *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH) merupakan penyempurnaan dari model ARCH yang dikembangkan oleh Bollerslev (1986), yang menyatakan bahwa varian variabel gangguan tidak hanya dipengaruhi oleh variabel gangguan pada periode sebelumnya, tetapi juga dipengaruhi oleh varian variabel gangguan periode sebelumnya. Oleh karena itu, persamaan untuk varian variabel gangguan dengan model GARCH secara umum dapat ditulis sebagai berikut:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_t^2 + \alpha_2 e_{t-1}^2 + \ldots + \alpha_p e_{t-p}^2 + \gamma_0 \sigma_1^2 + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2 + \ldots + \gamma_q \sigma_{t-q}^2 \quad \text{..... (3)}$$

di mana *p* menunjukkan unsur ARCH dan *q* menunjukkan unsur GARCH.

Sama halnya dengan model ARCH, model GARCH tidak dapat diestimasi dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS), tetapi menggunakan metode *Maximum Likelihood (*ML).

Untuk mendeteksi keberadaan unsur heteroskedastisitas atau dengan kata lain unsur ARCH di dalam model regresi, dapat menggunakan dua metode, yakni (i) mengetahui pola variabel gangguan kuadrat dari *correlogram* dan (ii) uji ARCH-LM. Secara informal, ada atau tidaknya unsur ARCH dapat dilihat dari *correlogram* dari residual kuadrat. Jika nilai *Autocorrelation Function* (ACF) dan *Partial Autocorrelation Function* (PACF) adalah nol pada semua tingkat kelambanan, atau tidak signifikan secara statistik, tidak ada unsur ARCH. Metode lain untuk mendeteksi unsur ARCH adalah dengan uji ARCH-LM. Jika nilai probabilitas (p-value) lebih kecil dari α (5%), kita dapat menolak hipotesis nol, atau dengan kata lain model yang digunakan mengandung unsur ARCH.

Menurut Sumaryanto (2009), terdapat setidaknya lima tahapan dalam prosedur pengukuran volatilitas dengan metode ARCH/GARCH sebagai berikut.

1) Persiapan data yang mencakup (i) kelengkapan data dan (ii) rafinasi perilaku stokastik melalui eliminasi faktor-fakor deterministik, seperti kecenderungan (*trend),* musiman (*seasonality),* dan siklus (*cyclus*).
2) Uji akar unit (*unit root test*). Dalam penelitian ini metode yang digunakan untuk menguji akar unit adalah Augmented Dickey Fuller (ADF) dan Phillips-Peron.
3) Pendugaan model *Autoregressive Moving Average* (ARMA) dilakukan setelah data menjadi stasioner.
4) Uji keberadaan ARCH, dilakukan setelah menemukan bentuk ARMA terbaik, yakni dengan mengidentifikasi eksistensi ARCH pada residual ARMA dengan menggunakan uji *Lagrange multiplier* atau ARCH-LM.
5) Dugaan ARCH/GARCH, dilakukan dengan beberapa kali pengujian bentuk ARCH/GARCH dengan asumsi sebaran yang berbeda-beda, sehingga diperoleh bentuk ARCH/GARCH yang terbaik. Setelah itu, dilakukan uji lebih lanjut terhadap residualnya untuk memastikan bahwa bentuk ARCH/GARCH tersebut telah sesuai.

Analisis Integrasi dan Transmisi Harga dengan Model Ravallion

Untuk menganalisis integrasi pasar dan transmisi harga dari satu pasar ke pasar lainnya dengan menggunakan model Ravallion (1986). Berdasarkan Tahir dan Riaz (1997), model Ravallion selain digunakan untuk menganalisis integrasi pasar juga dapat digunakan untuk menentukan pasar yang memimpin di antara pasar–pasar regional lainnya. Model ini diawali dengan persamaan sebagai berikut:

$$R = f(P_1\ P_2, P_3, \ldots, P_n, X) \quad (4)$$

$$P_i = f_i(R, X_i),\ i = 1, \ldots, n \quad (5)$$

di mana:

- R = harga pada pasar referensi yang dipengaruhi oleh harga pada pasar regional (P_1, P_2, …, P_n). Dalam penelitian ini harga referensi yang digunakan adalah harga kedelai di pasar Amerika
- P_1 = harga pada salah satu pasar regional yang dipengaruhi oleh harga di pasar referensi. Dalam penelitian ini harga P_1 merupakan harga di pasar kedelai lokal di Jakarta
- P_2 = harga pada regional lainnya yang dipengaruhi oleh harga di pasar referensi. Dalam penelitian ini harga P_2 merupakan harga di pasar kedelai impor di Jakarta
- X_i = vektor yang menunjukkan faktor-faktor lain yang mungkin memengaruhi harga pada pasar *i* (termasuk pasar referensi dan pasar di wilayah sentra produksi lainnya).

Dalam penelitian ini faktor lain yang digunakan adalah nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika (kurs). Beberapa penelitian sebelumnya menyebutkan bahwa selain faktor ketersediaan (*supply*), faktor moneter, seperti tingkat nilai tukar juga sangat berpengaruh terhadap perubahan harga. Melemahnya nilai tukar serta adanya spekulasi keuangan dapat mendorong peningkatan harga komoditas dan sebaliknya (Abbot 2010).

Kedua persamaan di atas hanya mengukur harga pada saat yang sedang berlangsung (saat ini), namun jika dimasukkan pengaruh dari jeda waktu dari harga ke dalam persamaan, maka akan terbentuk sebuah struktur persamaan yang lebih dinamis. Namun, jeda waktu yang digunakan tidak terlalu panjang sehingga diasumsikan bahwa harga pada setiap pasar hanya memiliki satu fase jeda waktu, yakni sebagai berikut:

$$P_t = a_i P_{t-1} + b_{i0} R_t + b_{i1} R_{t-1} + c_i X_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

untuk $i = 1, 2, \ldots, n$

Persamaan di atas sensitif akan kemungkinan terjadinya multikolinearitas apabila harga di pasar sentra produksi memiliki korelasi yang kuat dengan harga di pasar referensi. Diasumsikan bahwa bentuk diferensiasi pertama dapat mengurangi dampak multikolinearitas, maka bentuk persamaannya menjadi

$$P_t = b_1 P_{t-1} + b_2(R_t - R_{t-1}) + b_3 R_{t-1} + b_4 X_t + b_5 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Dalam penelitian ini, model Ravallion dimodifikasi menjadi

$$\log(PJak_t) = \alpha_1 \log(PJak_{t-1}) + \alpha_2 D(\log(Pdunia)) + \alpha_3 \log(Pdunia_{t-1}) + \alpha_4 \log(Kurs) + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\log(PJakimpor_t) = \beta_1 \log(PJakimpor_{t-1}) + \beta_2 D(\log(Pdunia_t) + \beta_3 \log(Pdunia_{t-1}) + \beta_4 \log(kurs) + \varepsilon_t \quad (9)$$

di mana:

- $Pjak_t$ = harga kedelai lokal di Jakarta pada periode *t* (US$/ton)
- $Pimporjak_t$ = harga kedelai impor di Jakarta pada periode *t* (US$/ton)
- $Pdunia_t$ = harga kedelai dunia pada periode *t* (US$/ton)
- D(Pdunia) = selisih harga kedelai dunia pada periode berjalan dengan periode sebelumnya ($Pdunia_t$ – $Pdunia_{t-1}$) (US$/ton)
- $Kurs_t$ = nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika pada periode *t* (Rp/US$)

Untuk melihat dampak dari harga pada periode sebelumnya digunakan *Index Market Connection* (IMC). IMC yang dikembangkan oleh Timmer (1987) merupakan rasio dari koefisien pasar domestik terhadap koefisien pasar referensi:

IMC untuk persamaan harga kedelai lokal Jakarta = α_1 / α_3

IMC untuk persamaan harga kedelai impor Jakarta = β_1 / β_3

Nilai IMC kurang dari satu mengindikasikan adanya integrasi pasar jangka pendek. Dalam persamaan ini, α_2 atau β_2 merupakan pengukuran yang menunjukkan tingkat perubahan harga pada pasar referensi yang ditransmisikan ke pasar regional. Parameter ini juga menunjukkan adanya integrasi pasar jangka panjang dan nilai yang diharapkan

adalah satu atau mendekati satu. Jika α_2 atau β_2 bernilai sama dengan satu maka kedua pasar terintegrasi secara sempurna dalam jangka panjang.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Produksi kedelai lokal pernah mengalami peningkatan yang cukup signifikan pada periode tahun 1980-an hingga 1990-an, dan mencapai produksi tertinggi pada tahun 1992 sebesar 1.869.713 ton dengan luas panen mencapai 1.667.698 ha dan produktivitas 1.121 kg/ha. Peningkatan produksi ini salah satunya didorong oleh adanya peningkatan luas areal tanam (ekstensifikasi) di luar Pulau Jawa. Namun, sejak tahun 1993 produksi terus mengalami penurunan dan mencapai titik terendah pada tahun 2007 sebesar 592.537 ton dengan luas panen yang juga menurun menjadi sebesar 461.125 ha. Pada tahun 2008 produksi kedelai lokal kembali meningkat, namun peningkatan tersebut tidak bertahan lama karena produksi kedelai lokal kembali menurun hingga tahun 2013 dan sedikit mengalami peningkatan pada tahun 2014 sebesar 921.336 ton dengan luas panen sebesar 615.019 ha.

Rendahnya produksi kedelai lokal masih belum mampu untuk memenuhi kebutuhan konsumsi kedelai yang terus meningkat. Berdasarkan data Kementerian Pertanian, konsumsi total kedelai terus meningkat dari tahun 2004 hingga 2012 (Tabel 1), sementara produksi kedelai lokal belum mampu untuk memenuhi kebutuhan kedelai dalam negeri. Hingga tahun 2012, rata-rata defisit yang dialami adalah sebesar 63% per tahun, dan hingga kini defisit kedelai masih dipenuhi oleh kedelai impor.

Realisasi impor kedelai mengalami peningkatan sekitar 76% dalam kurun waktu 10 tahun terakhir (2004–2014) dengan tren peningkatan sebesar 7,14% per tahun atau lebih besar dibandingkan dengan tren pertumbuhan produksi kedelai lokal pada periode yang sama sebesar 2,8%. Peningkatan terbesar ditunjukkan pada tahun 2011, di mana realisasi impor mencapai lebih dari 2 juta ton kedelai. Peningkatan impor terjadi karena menurunnya produksi kedelai lokal pada tahun 2011 jika dibandingkan dengan produksi pada tahun sebelumnya. Impor kedelai sebagian besar, sekitar 90%, berasal dari Amerika Serikat, serta sisanya berasal dari Argentina, Kanada, dan Uruguay, negara-negara yang memang merupakan produsen utama kedelai di dunia (BPS 2015).

Hasil Analisis Volatilitas Harga Kedelai Domestik dan Dunia dengan Model ARCH/GARCH

Berdasarkan beberapa tahapan pengujian yang telah dilakukan sesuai dengan prosedur pendugaan model ARCH/GARCH maka diperoleh hasil sebagai berikut.

1) Untuk harga kedelai lokal Jakarta dengan model ARIMA(1,1,1), diperoleh model ARCH(1) sebagai berikut:

$$D(Pjak)_t = -0{,}857866\ D(Pjak)_{t-1} - 0{,}607382\ D(Pjak)_{t-2} + \varepsilon_t - 1{,}124580\ \varepsilon_{t-1} - 0{,}646496\ \varepsilon_{t-2}$$

$$\sigma^2_t = 21306{,}42 + 0{,}938607\ \varepsilon^2_{t-1}$$

Hasil estimasi dengan model ARCH(1) menunjukkan bahwa varian variabel gangguan (σ^2_t) pada model ARIMA tersebut dipengaruhi oleh variabel kuadrat gangguan pada satu periode sebelumnya (ε^2_{t-1}). Nilai koefisien dari variabel kuadrat gangguan yang mendekati satu (0,938607) menunjukkan bahwa volatilitas harga kedelai lokal di Jakarta sangat responsif terhadap dinamika pasar. Artinya, volatilitas harga yang terjadi pada satu periode sebelumnya memiliki dampak yang cukup kuat terhadap volatilitas harga pada periode berikutnya.

2) Untuk harga kedelai impor Jakarta dengan model ARIMA(0,1,0), diperoleh model ARCH(1) sebagai berikut:

$$D(Pimporjak)_t = 44{,}92913 + \varepsilon_t$$

$$\sigma^2_t = 108272{,}1 + 0{,}181910\ \varepsilon^2_{t-1}$$

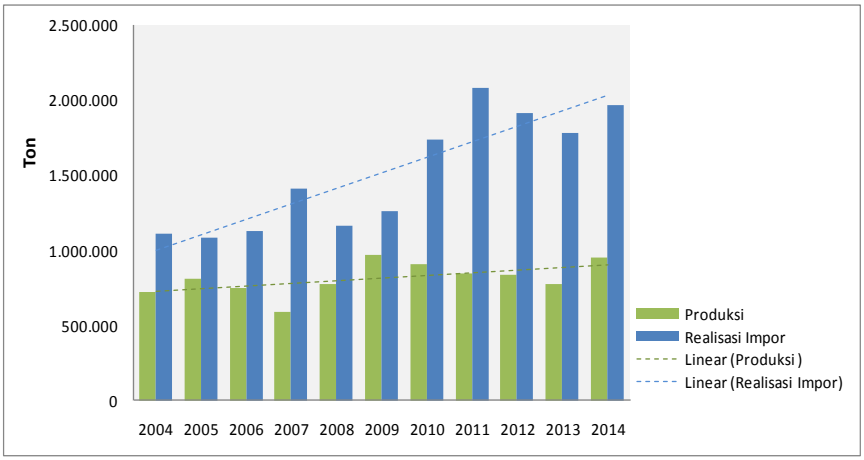
Hasil estimasi dengan model ARCH(1) menunjukkan nilai ko efisien dari variabel kuadrat gangguan (ε^2_{t-1}) yang cukup kecil (0,181910). Hal ini menunjukkan bahwa harga kedelai impor di Jakarta memiliki tingkat volatilitas yang cukup kecil. Volatilitas yang terjadi pada periode sebelumnya hanya memiliki dampak yang kecil terhadap volatilitas harga pada periode berjalan.

3) Untuk harga kedelai dunia dengan model ARIMA(1,1,1), diperoleh model ARCH(2) sebagai berikut:

$$D(Pdunia)_t = -0{,}972968\ D(Pdunia)_{t-1} + \varepsilon_t - 0{,}953111\ \varepsilon_{t-1}$$

$$\sigma^2_t = 216{,}5457 + 0{,}214046\ \varepsilon^2_{t-1} + 1{,}005115\ \varepsilon^2_{t-2}$$

Hasil estimasi dengan model ARCH(2) menunjukkan bahwa varian dari variabel gangguan tidak hanya dipengaruhi oleh variabel kuadrat gangguan dari satu periode



Sumber: Kementerian Pertanian dan BPS (2015), diolah

Gambar 2. Perkembangan produksi dan realisasi impor kedelai Indonesia, 2004–2014

Tabel 1. Perkembangan produksi dan konsumsi kedelai di Indonesia, 2004–2012

Tahun	Produksi	Konsumsi*	Defisit	
			Ton	%
2004	723.483	1.768.567	1.045.084	59,09
2005	808.353	1.816.278	1.007.925	55,49
2006	747.611	1.807.878	1.060.267	58,65
2007	592.534	1.948.897	1.356.363	69,60
2008	775.710	1.897.882	1.122.172	59,16
2009	974.512	2.197.009	1.222.497	55,64
2010	907.031	2.652.000	1.744.969	65,80
2011	851.286	2.944.000	2.092.714	71,08
2012	843.153	2.764.000	1.920.847	69,50

Keterangan: * Terdiri dari konsumsi rumah tangga, penggunaan untuk pakan, bibit, industri pengolahan (makanan dan nonmakanan), dan tercecer (diolah dari Neraca Bahan Makanan, BKP).
Sumber: Kementerian Pertanian (2014)

sebelumnya, tetapi juga dua periode sebelumnya. Nilai koefisien variabel kuadrat gangguan pada dua periode sebelumnya (ε^2_{t-2}) yang mencapai lebih dari 1 menunjukkan bahwa harga kedelai dunia sangat responsif terhadap perubahan dinamika pasar. Volatilitas harga pada dua periode sebelumnya berpengaruh cukup besar terhadap volatilitas harga yang terjadi pada periode berjalan.

Berdasarkan hasil estimasi tersebut, dapat disimpulkan bahwa pergerakan harga kedelai lokal cenderung lebih volatil dibandingkan dengan harga kedelai impor di Jakarta. Harga kedelai lokal menunjukkan volatilitas yang cukup tinggi pada periode tahun 2008–2009 serta pada akhir tahun 2012–2014. Umumnya, harga kedelai lokal dipengaruhi oleh produksi kedelai lokal, namun pada periode ini volatilitas harga kedelai lokal disebabkan oleh kelangkaan jumlah stok kedelai di dunia. Hasil studi Kementerian Pertanian pada tahun 2012 menyatakan bahwa pada tahun 2006 hingga 2008 produksi kedelai dunia menurun yang secara tidak langsung disebabkan oleh melonjaknya harga minyak mentah dunia yang kemudian mendorong pengembangan energi alternatif (*biofuel*) berbasis tanaman pangan, seperti jagung dan tebu, sehingga petani lebih memilih untuk menanam jagung dan tebu dibandingkan dengan kedelai. Sementara itu, harga kedelai impor memiliki volatilitas yang lebih kecil. Lonjakan harga hanya terjadi di beberapa titik periode seperti tahun 2006–2008 dan periode 2010–2011. Lonjakan ini terjadi karena lonjakan harga kedelai dunia yang terjadi pada periode tersebut, namun secara keseluruhan harga kedelai impor cenderung lebih stabil dibandingkan dengan harga kedelai lokal.

Hasil penelitian sebelumnya yang telah dilakukan oleh Sembiring et al. (2013) mengenai volatilitas harga kedelai di wilayah Jawa Timur, juga menunjukkan hal yang serupa. Hasil penelitiannya menunjukkan bahwa volatilitas harga secara dinamis antara harga kedelai lokal

Tabel 2. Koefisien penduga harga kedelai di Jakarta

Variabel	Penduga harga kedelai lokal Jakarta		Penduga harga kedelai impor Jakarta	
	Notasi	Koefisien	Notasi	Koefisien
$Log(Pjak_{t-1})$	α_1	0,965528** (0,018708)		
$Log(Pjakimpor_{t-1})$			β_1	0,948683** (0,023098)
D(Log(Pdunia))	α_2	0,018792 (0,041432)	β_2	0,081532 (0,051316)
$Log(Pdunia_{t-1})$	α_3	0,021208 (0,017604)	β_3	0,034126** (0,021740)
$Log(Pkurs_{t-1})$	α_4	0,122899** (0,035720)	β_4	0,111532** (0,043968)
Index Market Conection (IMC)		45,53		27,8

Keterangan: ** signifikan pada tingkat uji 5%
* signifikan pada tingkat uji 10%

terhadap harga kedelai impor bersifat divergen. Artinya, harga kedelai lokal lebih memiliki fluktuasi yang sangat volatil terhadap harga kedelai impor. Dalam penelitian ini juga dinyatakan bahwa fluktuasi harga kedelai lokal lebih dipengaruhi oleh fluktuasi harga kedelai impor. Hal ini diduga karena pada umumnya transaksi impor kedelai menggunakan sistem kontrak dengan jangka waktu pengiriman hingga dua bulan sehingga jika terjadi lonjakan harga di pasar dunia, dampaknya tidak langsung dirasakan oleh importir. Selain itu, impor kedelai juga dilakukan dalam jumlah besar dan stok kedelai impor dapat disimpan di dalam gudang importir. Hal ini mendorong harga kedelai impor menjadi lebih stabil dibandingkan dengan harga kedelai lokal.

Harga kedelai dunia menunjukkan volatilitas yang sangat tinggi sepanjang waktu. Hal ini dikarenakan banyak faktor yang memengaruhi perubahan harga kedelai dunia sehingga pergerakan harga kedelai dunia lebih dinamis. Volatilitas tertinggi terjadi pada periode tahun 2008, yang pada saat itu terjadi lonjakan harga minyak dunia yang secara tidak langsung memiliki dampak terhadap harga kedelai dunia. Avalos (2013) menyebutkan bahwa pengaruh harga minyak mentah terhadap harga kedelai dunia terjadi melalui peningkatan harga jagung dunia. Peningkatan harga minyak dunia mendorong pengembangan energi alternatif berbasis etanol dengan bahan baku jagung. Pemberian subsidi untuk mendorong peningkatan produksi jagung di Amerika secara tidak langsung memengaruhi harga dari komoditas kedelai yang merupakan substitusi terdekat dari jagung, terutama dalam industri pakan ternak. Jagung dan kedelai merupakan bahan baku pakan ternak sehingga peningkatan permintaan jagung untuk bahan baku etanol akan mendorong permintaan kedelai untuk pakan ternak, karena sebagian produksi jagung dialokasikan untuk bahan baku etanol. Selain itu, Baier et al. (2009) dalam penelitiannya menyatakan bahwa komoditas kedelai merupakan salah satu komoditas yang sangat dipengaruhi oleh permintaan jagung sebagai bahan baku etanol karena jagung dan kedelai cenderung berkompetisi untuk penggunaan lahan pertanian. Hal ini dikarenakan jagung dan kedelai dapat ditanam secara bergantian pada lahan yang sama.

Meningkatnya permintaan jagung pada periode 2007–2008, yang ditunjukkan dengan meningkatnya harga jagung dunia, telah merubah pola pertanaman dengan jumlah panen jagung lebih besar dibanding kedelai. Dengan menggunakan data bulanan dari harga panen dari USDA, hasil regresi bivariat pada penelitiannya menunjukkan bahwa setiap peningkatan 1% pada harga jagung, dapat mendorong peningkatan harga kedelai sebesar 0,55%. Penelitian lain juga menyebutkan bahwa harga minyak mentah dunia, peningkatan permintaan kedelai oleh RRT, serta spekulasi di pasar keuangan dapat menjelaskan terjadinya volatilitas pada harga kedelai dunia (Hernandez 2012).

Hasil Analisis Integrasi Pasar dan Transmisi Harga dengan Model Ravallion

Model Ravallion yang digunakan dalam penelitian ini digunakan untuk menganalisis integrasi jangka pendek dan jangka panjang yang terjadi antara pasar kedelai dunia dengan pasar kedelai domestik. Keberadaan integrasi pasar dan transmisi harga dapat dilihat dari koefisien penduga harga kedelai lokal dan impor di pasar kedelai Jakarta. Koefisien penduga model Ravallion ditunjukkan pada Tabel 2.

Keberadaan integrasi jangka pendek antara dua pasar yang diamati dapat ditunjukkan dengan nilai IMC (*Index Market Conection*). Pada model penduga harga kedelai lokal Jakarta, hasil estimasi dengan menggunakan model Ravallion menunjukkan nilai IMC sebesar 45,53. Hal ini menunjukkan bahwa tidak terdapat

integrasi jangka pendek antara pasar kedelai dunia dengan pasar kedelai lokal di Jakarta, atau dengan kata lain, harga kedelai lokal lebih dipengaruhi oleh harga kedelai lokal Jakarta pada periode sebelumnya dibandingkan dengan harga kedelai di pasar dunia.

Sama halnya yang terjadi pada model penduga harga kedelai impor di Jakarta, nilai IMC adalah sebesar 27,8, menunjukkan bahwa tidak terdapat integrasi jangka pendek antara pasar kedelai dunia dengan pasar kedelai impor di Jakarta. Hasil ini menunjukkan bahwa harga kedelai impor di Jakarta lebih dipengaruhi oleh harga kedelai impor di Jakarta pada periode sebelumnya dibandingkan dengan harga kedelai dunia.

Sementara itu, keberadaan integrasi jangka panjang ditunjukkan dengan koefisien dari variabel perubahan harga kedelai dunia (α_2 dan β_2). Pada model penduga harga kedelai lokal Jakarta, koefisien α_2 bernilai sangat kecil, yakni 0,018792. Ini menunjukkan bahwa tidak terjadi integrasi jangka panjang antara pasar kedelai lokal di Jakarta dengan pasar kedelai dunia. Sama halnya dengan yang terjadi pada model penduga harga kedelai impor Jakarta, nilai koefisien β_2 sebesar 0,081532. Ini menunjukkan tidak terjadi integrasi jangka panjang antara pasar kedelai impor di Jakarta dengan pasar kedelai dunia.

Koefisien variabel perubahan harga dunia (α_2 dan β_2) juga menunjukkan transmisi harga yang terjadi pada harga kedelai lokal dan impor di Jakarta akibat perubahan dari harga kedelai dunia. Pada model penduga harga kedelai lokal Jakarta, nilai koefisien α_2 sebesar 0,018792; dan pada model penduga harga kedelai impor Jakarta, nilai koefisien β_2 sebesar 0,081532. Hasil ini menunjukkan lemahnya transmisi harga yang terjadi pada kedelai dunia ke harga kedelai lokal dan impor di Jakarta.

Hasil yang serupa juga ditunjukkan pada penelitian yang telah dilakukan oleh Agustina (2006). Penelitian yang bertujuan untuk melihat keberadaan integrasi antara pasar kedelai domestik dengan pasar kedelai dunia dengan menggunakan metode analisis *Vector Autoregression* (VAR) menunjukkan bahwa pasar kedelai domestik terintegrasi secara lemah dengan pasar kedelai dunia dan bersifat satu arah di mana harga kedelai di pasar dunia berperan sebagai pemimpin harga. Hasil lain dari penelitian ini menunjukkan bahwa pembentukkan harga kedelai domestik dan kedelai dunia cenderung dipengaruhi oleh nilai tukar, di mana nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika secara nyata memengaruhi integrasi antarkedua pasar.

Tidak terjadinya integrasi antara pasar kedelai lokal dan impor di Jakarta dengan pasar kedelai dunia dapat disebabkan oleh faktor-faktor lain yang lebih memengaruhi perubahan harga di dalam negeri dibandingkan dengan perubahan pada harga kedelai dunia. Seperti yang disebutkan oleh Purwoto et al. (2002) dalam penelitiannya mengenai korelasi harga dan derajat integrasi spasial antara pasar dunia dan pasar domestik untuk komoditas pangan dalam era liberalisasi perdagangan, penurunan harga yang terjadi pada kedelai dunia tidak akan langsung menyebabkan penurunan harga kedelai di dalam negeri apabila persentase penurunan harga tersebut tidak lebih besar daripada persentase kenaikan nilai tukar (depresiasi nilai tukar). Hal ini menunjukkan bahwa nilai tukar merupakan salah satu faktor yang memiliki peran besar terhadap pembentukkan harga kedelai di dalam negeri, terutama dalam era perdagangan bebas di mana tidak ada lagi hambatan dalam perdagangan seperti bea masuk impor. Selain itu, hal ini juga dapat menjadi alasan tidak terjadinya integrasi antara pasar kedelai lokal dan impor di Jakarta dengan pasar kedelai dunia. Terdapat faktor-faktor lain yang lebih memengaruhi pembentukan harga di dalam negeri, seperti salah satunya adalah fakor nilai tukar.

KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan

Secara umum, harga kedelai dunia memiliki volatilitas yang lebih tinggi dibandingkan dengan harga kedelai domestik (lokal maupun impor). Pergerakan harga kedelai dunia dipengaruhi oleh banyak faktor sehingga harga kedelai dunia lebih responsif terhadap perubahan dinamika pasar. Sementara itu, di pasar domestik, harga kedelai lokal lebih volatil dibandingkan dengan harga kedelai impor, meskipun terdapat beberapa lonjakan pada periode yang sama yakni tahun 2008 dan 2012. Hal ini juga menunjukkan bahwa harga kedelai lokal lebih responsif terhadap perubahan dinamika pasar. Sistem pembelian berjangka pada kedelai impor mendorong harga kedelai impor menjadi lebih stabil dibandingkan dengan harga kedelai lokal. Hasil analisis integrasi pasar dan transmisi harga dengan menggunakan model Ravallion menunjukkan bahwa tidak terjadi integrasi antara pasar kedelai lokal dan impor di Jakarta

dengan pasar kedelai dunia, baik dalam jangka pendek maupun panjang. Selain itu, transmisi harga yang terjadi dari pasar kedelai dunia ke pasar kedelai lokal dan impor di Jakarta, sangat kecil.

Saran

Upaya menjaga stabilisasi harga kedelai di dalam negeri dapat dilakukan salah satunya dengan menjaga pasokan kedelai di dalam negeri agar tetap dapat memenuhi kebutuhan kedelai di dalam negeri. Pemenuhan kebutuhan kedelai dalam jangka pendek dapat dilakukan melalui impor kedelai. Namun, perlu ada intervensi dari pemerintah untuk menjaga agar harga kedelai impor tetap stabil. Oleh karena itu, perlu pengaturan tata niaga dan penyaluran impor kedelai di dalam negeri oleh salah satu BUMN. Saat ini kebijakan tersebut telah dilaksanakan oleh Bulog, namun belum berjalan dengan efektif. Oleh karena itu, diperlukan upaya yang serius dan konsisten dari pemerintah agar kebijakan ini dapat terus berjalan.

Pada jangka panjang, pemenuhan kebutuhan kedelai di dalam negeri diharapkan dapat dilakukan oleh para petani kedelai di dalam negeri. Oleh karena itu, perlu upaya dari pemerintah untuk meningkatkan produksi kedelai lokal serta menjaga pasokan kedelai lokal agar tetap stabil. Upaya peningkatan produksi kedelai lokal dapat dilakukan melalui melalui peningkatan teknologi tanam, pemberian subsidi bibit unggul, pemberian subsidi pupuk untuk meningkatkan produktivitas kedelai; serta pemberian insentif harga kepada petani untuk menarik petani di Indonesia agar menanam kedelai; yang pada akhirnya diharapkan agar produksi kedelai Indonesia akan mengalami peningkatan yang signifikan di masa depan.

Integrasi jangka pendek dan jangka panjang yang tidak terjadi antara pasar kedelai dunia dengan pasar kedelai lokal dan impor di Jakarta serta lemahnya transmisi harga menunjukkan adanya indikasi bahwa terdapat faktor-faktor lain yang lebih memengaruhi pembentukan harga kedelai di dalam negeri, seperti nilai tukar dan distribusi kedelai di dalam negeri. Oleh karena itu, stabilisasi harga kedelai di dalam negeri juga dapat dilakukan dengan menjaga indikator makro ekonomi agar tetap stabil. Selain itu, perlu dilakukan penelitian lebih lanjut mengenai faktor-faktor yang memengaruhi fluktuasi harga kedelai di dalam negeri untuk memperoleh informasi lebih lanjut terkait dengan proses pembentukan harga pada pasar kedelai di Jakarta maupun di daerah lain di Indonesia.

UCAPAN TERIMA KASIH

Puji dan syukur penulis panjatkan kepada Tuhan yang Maha Esa atas segala karunia-Nya sehingga naskah jurnal ini berhasil diselesaikan dan layak diterbitkan di Jurnal Agro Ekonomi PSEKP. Terima kasih yang sebesar-besarnya penulis ucapkan terutama kepada Pusat Pengkajian Perdagangan Dalam Negeri, Kementerian Perdagangan, Program Ilmu Ekonomi Institut Pertanian Bogor, dan pihak-pihak yang tidak dapat disebutkan satu persatu, yang telah membantu dalam penyediaan data, informasi, dan dana untuk pelaksanaan penelitian, serta memberikan masukan untuk penyempurnaan naskah jurnal sehingga dapat diselesaikan dan layak untuk diterbitkan.

DAFTAR PUSTAKA

Abbot P. 2010. Stabilisation policies in developing countries after the 2007–08 food crisis. Paper presented at the Global Forum on Agriculture: Policies for Agricultural Development, Poverty Reduction and Food Security; 2010 Nov 29–30; Paris, France.

Acharya SS, Chand R, Birthal PS. 2012. Market integration and price transmission in india: a case of rice and wheat with special reference to the world food crisis of 2007/008. Rome (IT): Food and Agriculture Organization of the United Nations

Adetama DS. 2011. Analisis permintaan kedelai di Indonesia periode 1978–2008 [Tesis]. [Depok (ID)]: Universitas Indonesia.

Avalos F. 2013. Do oil prices drive food prices? A natural experiment. Washington, DC (US): International Monetary Food.

Bollerslev T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. J Econom. 31:307-326.

[BPS] Badan Pusat Statistik. 2015. Realisasi impor Indonesia HS 1201900000 (soya beans, oth than seed, whether or), periode Januari 2004 – Januari 2015. Jakarta (ID): Badan Pusat Statistik.

Baier S, Mark C, Charles G, Jane I. 2009. Biofuels impact on crop and food prices: using an interactive spreadsheet. International Finance Discussion Papers Number 967. Washington DC (US): Board of Governors of the Federal Reserve System.

Dang NV, Lantican FA. 2011. Vertical integration of tea markets in Vietnam. J ISSAAS. 17(1):208-222.

Fackler PL, Goodwin K. 2001. Spatial price analysis: handbook of agricultural economics. Vol. 1. In: Gardner B, Rausser G, editors. North Carolina (US): North Carolina State University, Department of Agricultural and Resource Economics.

Firdaus M, Gunawan I. 2012. Integration among regional vegetable markets in Indonesia. J. ISSAAS. 18(2):96-106.

Hernandez DJG. 2012. Factors influencing price volatility on soybean future prices [Thesis]. [Lousiana (US)]: Lousiana State University, Department of Agricultural Economics and Agribusiness.

Kementerian Perdagangan. 2012. Kajian kebijakan penentuan pelabuhan tertentu sebagai pintu masuk impor produk tertentu. Jakarta (ID): Badan Pengkajian dan Pengembangan Kebijakan Perdagangan.

Kementerian Perdagangan. 2014. Laporan perkembangan harga komoditi bahan pokok di 34 kota. Jakarta (ID): Direktorat Jenderal Perdagangan Dalam Negeri.

Kementerian Pertanian. 2012. Kinerja produksi dan harga kedelai serta implikasinya untuk perumusan kebijakan percepatan pencapaian target sukses Kementerian Pertanian [Internet]. Jakarta (ID): Kementerian Pertanian; [diunduh 2015 Jan 5]. Tersedia dari: http://pse.litbang.pertanian.go.id/ind/pdffiles/anjak_2012_07.pdf.

Kementerian Pertanian. 2014. Basis data statistik pertanian [Internet]. Jakarta (ID): Kementerian Pertanian; [diunduh 2014 Jun 15]. Tersedia dari: https://aplikasi.pertanian.go.id/ bdsp/index.asp.

Kementerian Pertanian. 2015. Produksi kedelai Indonesia tahun 2005–2015. Jakarta (ID): Kementerian Pertanian.

Marshall A. 1890. Principles of economics. 8th edn. New York (US): Macmillan Company.

Purwoto A, Rachman HPS, Suhartini SH. 2002. Korelasi harga dan derajat integrasi spasial antara pasar dunia dan pasar domestik untuk komoditas pangan dalam era liberalisasi perdagangan (kasus Provinsi Sulawesi Selatan). Bogor (ID): Pusat Analisis Sosial Ekonomi dan Kebijakan Pertanian.

Ravallion M. 1986. Testing market integration. Am J Agr Econ. 68:102-109.

Sembiring E, Ratya A, Syafrijal. 2013. Analisis spillover volatilitas harga kedelai (*Glycine max* (L.) *Merill*) di Jawa Timur. Agrise. 8(3):191-206.

Sumaryanto. 2009. Analisis volatilitas harga eceran beberapa komoditas pangan utama dengan model ARCH/GARCH. JAE. 27(2):135-163.

Tahir Z, Riaz K. 1997. Integration of agricultural commodity markets in Punjab. Pak Dev Rev. 36: 241-262.

Timmer CP. 1987. Corn marketing. Chapter 8. Corn economy of Indonesia. Ithaca (US): Cornell University Press.

Widarjono A. 2007. Ekonometrika: pengantar dan aplikasinya. Yogyakarta (ID): UPP STIM YKPN.

Wu L. 1999. Price linkages between Chinese and world main food markets. Beijing (CN): China Agricultural University, College of Economics and Management.

Zakaria AK. 2010. Program pengembangan agribisnis kedelai dalam peningkatan produksi dan pendapatan petani. JPPP. 29(4):147-153.

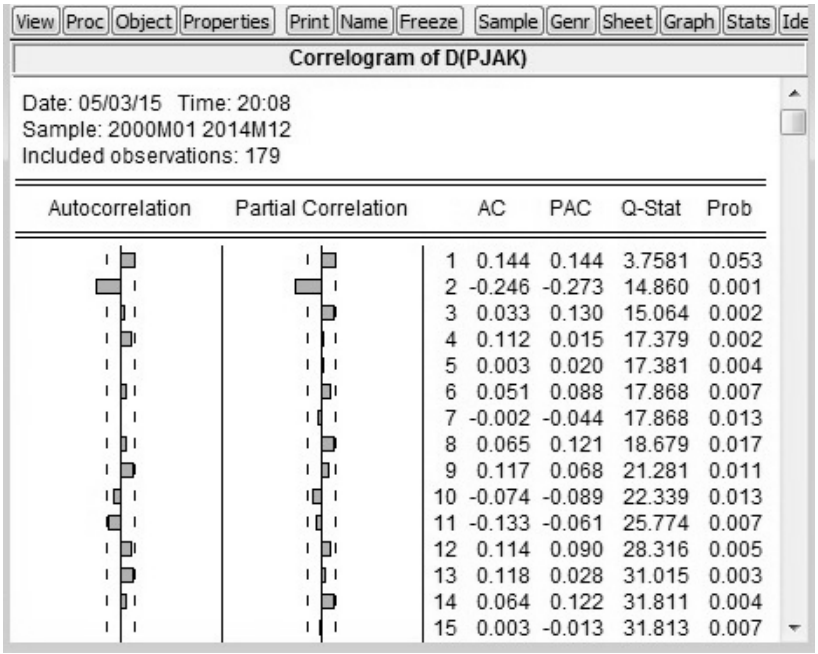
Zheng C. 2013. Integration of Chinese agicultural commodity markets: a cointegration approach [Thesis]. Vancouver (CA): University of British Columbia.

Lampiran 1. Hasil uji stasioneritas pada data harga

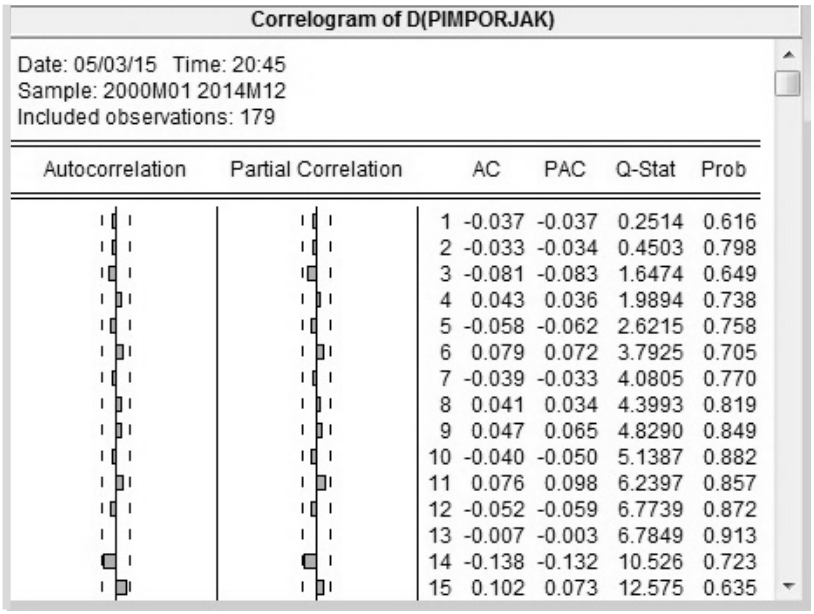
Harga komoditas	Nama variabel	ADF test		Phillips-Peron test	
		t-statistic	Prob. *)	Adj. t-stat.	Prob. *)
Kedelai lokal	Pjak	2,7332	1,0000	2,3805	1,0000
	D(Pjak)	-11,4188	0,0000	-11.3825	0,0000
Kedelai impor	Pimporjak	0,1207	0,9665	0.2478	0,9749
	D(Pimporjak)	-13,7699	0,0000	-13,8002	0,0000
Kedelai dunia	Pdunia	-1,8550	0,3530	-1,8096	0,3750
	D(Pdunia)	-14,7622	0,0000	-14,7142	0,0000

Keterangan: * Mackinon (1996) one-sided p-values.
Nilai kritis untuk uji statistik ADF dan Phillips-Peron:
- pada level 1% : -3,466994
- pada level 5% : -2,877544
- pada level 10% : -2,575381

Lampiran 2. Identifikasi model ARIMA untuk data harga kedelai lokal di Jakarta atau D(Pjak) dengan menggunakan *correlogram*



Lampiran 3. Identifikasi model ARIMA untuk data harga kedelai impor di Jakarta atau D(Pimporjak) dengan menggunakan *correlogram*

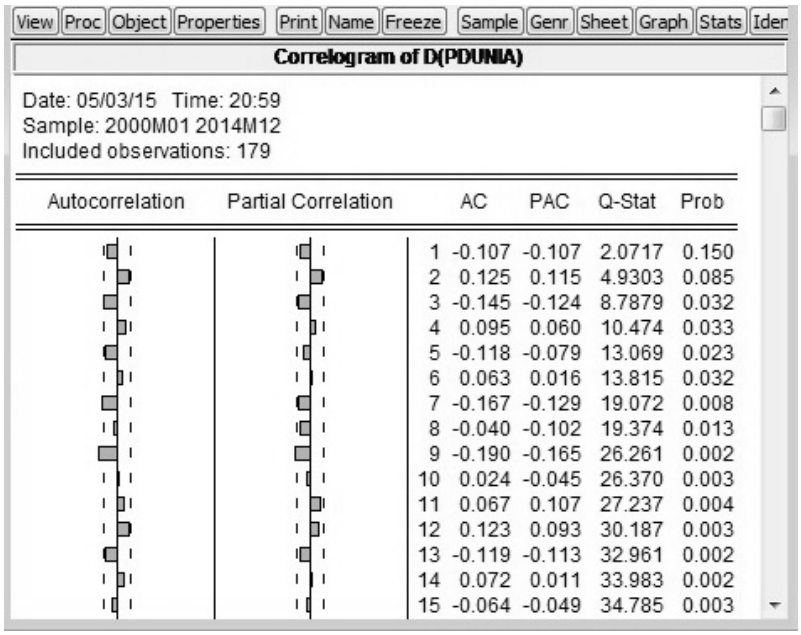


Correlogram of D(PIMPORJAK)

Date: 05/03/15 Time: 20:45
Sample: 2000M01 2014M12
Included observations: 179

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.037	-0.037	0.2514	0.616
		2	-0.033	-0.034	0.4503	0.798
		3	-0.081	-0.083	1.6474	0.649
		4	0.043	0.036	1.9894	0.738
		5	-0.058	-0.062	2.6215	0.758
		6	0.079	0.072	3.7925	0.705
		7	-0.039	-0.033	4.0805	0.770
		8	0.041	0.034	4.3993	0.819
		9	0.047	0.065	4.8290	0.849
		10	-0.040	-0.050	5.1387	0.882
		11	0.076	0.098	6.2397	0.857
		12	-0.052	-0.059	6.7739	0.872
		13	-0.007	-0.003	6.7849	0.913
		14	-0.138	-0.132	10.526	0.723
		15	0.102	0.073	12.575	0.635

Lampiran 4. Identifikasi model ARIMA untuk data harga kedelai impor di Jakarta atau D(Pimporjak) dengan menggunakan *correlogram*.



View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet Graph Stats Iden

Correlogram of D(PDUNIA)

Date: 05/03/15 Time: 20:59
Sample: 2000M01 2014M12
Included observations: 179

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.107	-0.107	2.0717	0.150
		2	0.125	0.115	4.9303	0.085
		3	-0.145	-0.124	8.7879	0.032
		4	0.095	0.060	10.474	0.033
		5	-0.118	-0.079	13.069	0.023
		6	0.063	0.016	13.815	0.032
		7	-0.167	-0.129	19.072	0.008
		8	-0.040	-0.102	19.374	0.013
		9	-0.190	-0.165	26.261	0.002
		10	0.024	-0.045	26.370	0.003
		11	0.067	0.107	27.237	0.004
		12	0.123	0.093	30.187	0.003
		13	-0.119	-0.113	32.961	0.002
		14	0.072	0.011	33.983	0.002
		15	-0.064	-0.049	34.785	0.003

Lampiran 5. Hasil uji ARCH-LM pada model harga kedelai lokal di Jakarta atau D(Pjak)

Heteroskedasticity test: ARCH

F-statistic	35.67660	Prob. F(1,174)	0.0000
Obs*R-squared	29.94650	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test equation:
Dependent variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/04/15 Time: 11:47
Sample (adjusted): 2000M05 2014M12
Included observations: 176 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	48496.30	16435.60	2.950686	0.0036
RESID^2(-1)	0.412465	0.069055	5.972989	0.0000

R-squared	0.170151	Mean dependent var	82511.49
Adjusted R-squared	0.165381	S.D. dependent var	223885.0
S.E. of regression	204535.6	Akaike info criterion	27.30617
Sum squared resid	7.28E+12	Schwarz criterion	27.34220
Log likelihood	-2400.943	Hannan-Quinn criter.	27.32078
F-statistic	35.67660	Durbin-Watson stat	2.038859
Prob(F-statistic)	0.000000		

Lampiran 6. Hasil uji ARCH-LM pada model harga kedelai impor di Jakarta atau D(Pimporjak)

Heteroskedasticity test: ARCH

F-statistic	3.496481	Prob. F(1,176)	0.0632
Obs*R-squared	3.467331	Prob. Chi-Square(1)	0.0626

Test equation:
Dependent variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/04/15 Time: 12:06
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	112940.4	35606.68	3.171889	0.0018
RESID^2(-1)	0.139570	0.074641	1.869888	0.0632

R-squared	0.019479	Mean dependent var	131263.0
Adjusted R-squared	0.013908	S.D. dependent var	459919.6
S.E. of regression	456710.1	Akaike info criterion	28.91266
Sum squared resid	3.67E+13	Schwarz criterion	28.94841
Log likelihood	-2571.227	Hannan-Quinn criter.	28.92716
F-statistic	3.496481	Durbin-Watson stat	1.988888
Prob(F-statistic)	0.063160		

Lampiran 7. Hasil uji ARCH-LM pada model harga kedelai dunia atau D(Pdunia)

Heteroskedasticity test: ARCH

F-statistic	3.101657	Prob. F(1,175)	0.0800
Obs*R-squared	3.082471	Prob. Chi-Square(1)	0.0791

Test equation:
Dependent variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/04/15 Time: 12:47
Sample (adjusted): 2000M04 2014M12
Included observations: 177 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	951.5538	186.7364	5.095705	0.0000
RESID^2(-1)	0.131914	0.074902	1.761152	0.0800

R-squared	0.017415	Mean dependent var	1095.646
Adjusted R-squared	0.011800	S.D. dependent var	2246.507
S.E. of regression	2233.213	Akaike info criterion	18.27151
Sum squared resid	8.73E+08	Schwarz criterion	18.30739
Log likelihood	-1615.028	Hannan-Quinn criter.	18.28606
F-statistic	3.101657	Durbin-Watson stat	2.042164
Prob(F-statistic)	0.079959		

Lampiran 8. Ringkasan hasil estimasi berbagai model ARCH/GARCH untuk harga kedelai lokal Jakarta atau D(Pjak)

Model	Koefisien				Post-analysis uji ARCH-LM	AIC	SBC
	ARCH (1)	ARCH (2)	GARCH (1)	GARCH(2)			
ARCH (1)	0,938607 (0,0000)				Tidak ada unsur ARCH	13,6817	13,7893
ARCH (2)	0,254115 (0,0187)	1,532514 (0,0000)			Tidak ada unsur ARCH	13,7973	13,9229
GARCH (1)	1,020347 (0,0000)				Masih ada unsur ARCH	13,5789	13,6866
GARCH (1,1)	0,635383 (0,0000)		-0,111474 (0,0000)		Tidak ada unsur ARCH	13,8911	14,0167
GARCH (2,1)	0,541459 (0,0004)	0,108106 (0,5528)	-0,308591 (0,3248)		Tidak ada unsur ARCH	13,9134	14,0570
GARCH (2,2)	0,176317 (0,3351)	0,098825 (0,5150)	0,272464 (0,4089)	-0,167225 (0,5112)	Tidak ada unsur ARCH	14,0039	14,1654

Lampiran 9. Hasil estimasi dengan model ARCH (1) untuk D(Pjak)

Dependent variable: D(PJAK)
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 05/05/15 Time: 09:38
Sample (adjusted): 2000M04 2014M12
Included observations: 177 after adjustments
Convergence achieved after 48 iterations
Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance
MA Backcast: OFF (Roots of MA process too large)
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-1.062833	0.011223	-94.69868	0.0000
AR(2)	-1.007378	0.007049	-142.9189	0.0000
MA(1)	1.115250	0.001609	693.2495	0.0000
MA(2)	1.043686	2.43E-05	43002.66	0.0000
	Variance Equation			
C	21306.42	5052.200	4.217256	0.0000
RESID(-1)^2	0.938607	0.215013	4.365351	0.0000
R-squared	0.055939	Mean dependent var		69.79661
Adjusted R-squared	0.028335	S.D. dependent var		298.0766
S.E. of regression	293.8232	Akaike info criterion		13.68166
Sum squared resid	14762789	Schwarz criterion		13.78933
Log likelihood	-1204.827	Hannan-Quinn criter.		13.72533
Durbin-Watson stat	1.573986			
Inverted AR Roots	-.53+.85i	-.53-.85i		
	Estimated AR process is nonstationary			
Inverted MA Roots	-.56-.86i	-.56+.86i		
	Estimated MA process is noninvertible			

Maka, model ARCH (1) yang diperoleh adalah

$$D(Pjak)_t = - 0{,}857866\ D(Pjak)_{t-1} - 0{,}607382\ D(Pjak)_{t-2} + \varepsilon_t - 1{,}124580\ \varepsilon_{t-1} - 0{,}646496\ \varepsilon_{t-2}$$

$$\sigma^2_t = 21306{,}42 + 0{,}938607\ \varepsilon^2_{t-1}$$

Lampiran 10. Ringkasan hasil estimasi berbagai model ARCH/GARCH untuk harga kedelai impor Jakarta atau D(Pimporjak)

Model	Koefisien				Post-analysis uji ARCH-LM	AIC	SBC
	ARCH (1)	ARCH (2)	GARCH (1)	GARCH(2)			
ARCH (1)	0,181910 (0,0119)				Tidak ada unsur ARCH	14,5866	14,6400
ARCH (2)	0,182781 (0,0122)	-0,004808 (0,8627)			Tidak ada unsur ARCH		
GARCH (1)	0,998379 (0,0000)				Tidak ada unsur ARCH	14,4111	14,4646
GARCH (1,1)	0,151107 (0,0094)		0,264239 (0,0409)		Tidak ada unsur ARCH	14,5996	14,6708
GARCH (2,1)	0,212520 (0,0117)	-0,257261 (0,0028)	1,038173 (0,0000)		Tidak ada unsur ARCH	14,1457	14,2347
GARCH (2,2)	0,255123 (0,0045)	0,085448 (0,3254)	-0,333134 (0,1426)	0,261218 (0,0471)	Tidak ada unsur ARCH	14,5844	14,6913

Lampiran 11. Hasil estimasi dengan model ARCH (1) untuk harga kedelai impor atau D(Pimporjak)

Dependent variable: D(PIMPORJAK)
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 05/05/15 Time: 09:59
Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
Included observations: 179 after adjustments
Convergence achieved after 24 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	44.92913	27.08419	1.658869	0.0971
Variance Equation				
C	108272.1	4558.522	23.75159	0.0000
RESID(-1)^2	0.181910	0.072301	2.516024	0.0119
R-squared	-0.001102	Mean dependent var		56.92179
Adjusted R-squared	-0.012478	S.D. dependent var		362.3249
S.E. of regression	364.5784	Akaike info criterion		14.58661
Sum squared resid	23393461	Schwarz criterion		14.64003
Log likelihood	-1302.501	Hannan-Quinn criter.		14.60827
Durbin-Watson stat	2.071913			

Maka, model ARCH (1) yang diperoleh adalah

$D(Pimporjak)_t = 44{,}92913 + \varepsilon_t$

$\sigma^2_t = 108272{,}1 + 0{,}181910\ \varepsilon^2_{t-1}$

Lampiran 12. Ringkasan hasil estimasi berbagai model ARCH/GARCH untuk harga kedelai dunia atau D(Pdunia)

Model	Koefisien				Post-analysis uji ARCH-LM	AIC	SBC
	ARCH (1)	ARCH (2)	GARCH (1)	GARCH(2)			
ARCH (1)	0,366357 (0,0097)				Tidak ada unsur ARCH	9,8884	9,9599
ARCH (2)	0,214046 (0,0196)	1,005115 (0,0000)			Tidak ada unsur ARCH	9,5732	9,6626
GARCH (1)			1,004348 (0,0000)		Tidak ada unsur ARCH	9,6684	9,7399
GARCH (1,1)	0,263734 (0,0000)		0,786083 (0,0000)		Tidak ada unsur ARCH	9,5510	9,6404
GARCH (2,1)	0,145233 (0,0986)	0,624911 (0,0015)	0,454432 (0,0000)		Tidak ada unsur ARCH	9,5369	9,6441
GARCH (2,2)	0,143313 (0,1143)	0,614845 (0,0031)	0,518870 (0,0677)	-0,050203 (0,7827)	Tidak ada unsur ARCH	9,5474	9,6725

Lampiran 13. Hasil estimasi dengan model ARCH (2) untuk D(Pdunia)

Dependent variable: D(PDUNIA)
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 05/05/15 Time: 17:20
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments
Convergence achieved after 13 iterations
MA Backcast: 2000M02
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-2)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.972968	0.023793	-40.89281	0.0000
MA(1)	0.953111	0.037787	25.22297	0.0000
Variance Equation				
C	216.5457	45.23647	4.786971	0.0000
RESID(-1)^2	0.214046	0.091679	2.334735	0.0196
RESID(-2)^2	1.005115	0.194371	5.171115	0.0000
R-squared	0.051174	Mean dependent var		1.084270
Adjusted R-squared	0.029236	S.D. dependent var		34.60934
S.E. of regression	34.09968	Akaike info criterion		9.573185
Sum squared resid	201162.3	Schwarz criterion		9.662561
Log likelihood	-847.0134	Hannan-Quinn criter.		9.609429
Durbin-Watson stat	2.070768			
Inverted AR Roots	-.97			
Inverted MA Roots	-.95			

Maka, model ARCH (2) yang diperoleh adalah

$$D(Pdunia)_t = -0{,}972968\ D(Pdunia)_{t-1} + \varepsilon_t - 0{,}953111\ \varepsilon_{t-1}$$

$$\sigma^2_t = 216{,}5457 + 0{,}214046\ \varepsilon^2_{t-1} + 1{,}005115\ \varepsilon^2_{t-2}$$

Lampiran 14. Hasil estimasi dengan model Ravallion untuk model harga kedelai lokal Jakarta atau log(Pjak)

Dependent variable: LOG(PJAK)
Method: Least Squares
Date: 05/26/15 Time: 17:22
Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.567318	0.231402	-2.451657	0.0152
LOG(PJAK(-1))	0.974201	0.012654	76.98711	0.0000
D(LOG(PDUNIA))	-0.065273	0.028028	-2.328842	0.0210
LOG(PDUNIA(-1))	0.021099	0.011909	1.771757	0.0782
LOG(KURS(-1))	0.074183	0.028679	2.586696	0.0105
R-squared	0.994523	Mean dependent var		8.663692
Adjusted R-squared	0.994397	S.D. dependent var		0.452981
S.E. of regression	0.033908	Akaike info criterion		-3.902808
Sum squared resid	0.200055	Schwarz criterion		-3.813775
Log likelihood	354.3013	Hannan-Quinn criter.		-3.866706
F-statistic	7898.347	Durbin-Watson stat		1.933115
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 15. Hasil estimasi dengan model Ravallion untuk model harga kedelai impor Jakarta atau log(Pimporjak)

Dependent variable: LOG(PIMPORJAK)
Method: Least Squares
Date: 05/26/15 Time: 16:38
Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.591818	0.373934	-1.582677	0.1153
LOG(PIMPORJAK(-1))	0.934388	0.022613	41.31996	0.0000
D(LOG(PDUNIA))	0.015273	0.046935	0.325419	0.7453
LOG(PDUNIA(-1))	0.056443	0.021573	2.616378	0.0097
LOG(KURS(-1))	0.092894	0.046085	2.015693	0.0454

R-squared	0.984069	Mean dependent var	8.757312
Adjusted R-squared	0.983703	S.D. dependent var	0.444742
S.E. of regression	0.056776	Akaike info criterion	-2.871879
Sum squared resid	0.560887	Schwarz criterion	-2.782846
Log likelihood	262.0332	Hannan-Quinn criter.	-2.835777
F-statistic	2687.054	Durbin-Watson stat	2.278541
Prob(F-statistic)	0.000000		