

Pemodelan Pengukuran Luas Panen Padi Nasional Menggunakan Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic Model (GARCH)

Teuku Achmad Iqbal¹, Kusman Sadik², dan I Made Sumertajaya²

¹Mahasiswa Pascasarjana Departemen Statistika IPB

Jl. Meranti, Kampus IPB Dramaga, Bogor

Email: iqbal_gfm@yahoo.com

²Dosen Departemen Statistika IPB

Naskah diterima 17 Mei 2013 dan disetujui diterbitkan 11 Maret 2014

ABSTRACT. Modeling of the National Rice (*Oryza sativa* Lin.) Harvested Area Using Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic Model (GARCH). This study was aimed to build a model for the estimation of national harvested area of rice by incorporating element of variant heterogeneity and the influence of asymmetry factors on time series data using five types of GARCH models, namely: symmetric GARCH, exponential asymmetric GARCH, quadratic asymmetric GARCH, Threshold GARCH, and non-linear asymmetric GARCH. Those models were compared and evaluated, and then the best model was used to predict the accuracy of the national rice harvested area. The results showed that two types of GARCH had significant coefficient, indicating the validity of the model. Those models were symmetric GARCH and quadratic GARCH models. Based on the value of mean absolute percentage error (MAPE) for the twelve month periods ahead, quadratic GARCH model was better than the symmetric GARCH model. Furthermore, based on the value of mean absolute deviation (MAD) and mean square error (MSE), quadratic GARCH model also seemed to be a better model than symmetric GARCH model. The best model can be used to predict the harvested area in the subsequent year.

Keywords: Rice, time series data, harvested area, GARCH.

ABSTRAK. Penelitian ini bertujuan untuk memodelkan luas panen padi nasional dengan cara memasukkan unsur keheterogenan ragam dan pengaruh keasimetrian pada data deret waktu dengan menggunakan lima model Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic (GARCH), antara lain GARCH simetris, GARCH eksponensial asimetris, GARCH kuadratik asimetris, *Threshold* GARCH, dan GARCH nonlinier asimetris. Model-model tersebut dibandingkan dan dievaluasi, kemudian yang paling tepat akan digunakan untuk memprediksi luas panen padi nasional yang paling akurat. Hasil penelitian menunjukkan terdapat dua jenis model GARCH yang nyata koefisiennya, yaitu model GARCH simetris dan GARCH kuadratik asimetris. Berdasarkan nilai *mean absolute percentage error* (MAPE), 12 periode ke depan model GARCH kuadratik asimetris lebih baik daripada model GARCH simetris. Selanjutnya, berdasarkan nilai *mean absolute deviation* (MAD) dan *mean square error* (MSE), model GARCH kuadratik juga lebih baik daripada model GARCH simetris.

Kata kunci: Padi, data deret waktu, luas panen, GARCH.

Padi merupakan salah satu komoditas tanaman pangan yang sangat strategis di Indonesia. Semua kebijakan pemerintah yang terkait dengan komoditas ini berdampak luas, tidak hanya secara sosial dan ekonomi, tetapi juga politik (BPS 2012). Karena itu, kebijakan tentang produksi komoditas padi perlu

didukung oleh data yang lengkap, akurat, dan terkini agar lebih tepat.

Salah satu informasi penting sebagai dasar pengambilan kebijakan terkait komoditas padi adalah data deret waktu luas panen. Dalam 10 tahun terakhir, Indonesia mengalami peningkatan luas panen padi sebesar 1,96 juta ha, berfluktuasi pada beberapa periode dengan kisaran yang relatif tinggi. Hal ini ditunjukkan oleh suatu fase dimana fluktuasinya relatif tinggi dan kemudian diikuti oleh fluktuasi yang relatif rendah dan kembali tinggi, seperti yang terjadi pada periode 2001-2011 (Ditjen Tanaman Pangan 2012). Fluktuasi yang berubah-ubah tersebut terjadi karena adanya perubahan kondisi lingkungan dan perubahan kebijakan pembangunan nasional dan daerah.

Perkembangan luas panen padi nasional yang bergantung pada kondisi lingkungan dan kebijakan pembangunan nasional dan daerah tersebut sulit diprediksi dengan model-model kausal (sebab-akibat), karena banyak variabel yang tidak terukur. Oleh karena itu, prediksi dengan cara memodelkan data deret waktu menjadi lebih tepat. Model-model data deret waktu dapat mengatasi pengaruh volatilitas data luas panen padi, sehingga diharapkan dapat menghasilkan prediksi yang tepat dan akurat yang dapat digunakan sebagai masukan dalam pengambilan kebijakan.

Model deret waktu yang dapat digunakan untuk mengatasi permasalahan volatilitas data deret waktu adalah *autoregressive conditional heteroscedastic* (ARCH) yang dikenalkan oleh Engle (1982). Namun, seringkali pada saat sedang menentukan model ARCH dibutuhkan orde yang besar agar didapatkan model yang tepat. Karenanya, Bollerslev (1986) mengembangkan model ARCH menjadi model *generalized autoregressive conditional heteroscedastic* (GARCH) untuk menghindari orde ARCH yang besar. Kedua model tersebut terbukti bermanfaat untuk pemodelan berbagai fenomena deret waktu karena banyak peubah yang menunjukkan autokorelasi dan heteroskedastik yang dinamik. Akan tetapi, pada data luas panen padi terdapat kemungkinan

asimetris dalam volatilitasnya (Ditjen Tanaman Pangan 2012).

Beberapa model GARCH sisaan nonlinier, sisaan asimetri, dan model *threshold* GARCH telah dikembangkan untuk mengatasi permasalahan tersebut, antara lain model GARCH sisaan nonlinier simetris (NGARCH) oleh Engle dan Bollerslev (1986), model GARCH sisaan eksponensial asimetris (EGARCH) oleh Nelson (1991), model GARCH sisaan nonlinier asimetris (NAGARCH) oleh Engle dan Ng (1993), model *Threshold* asimetris GARCH (T-GARCH) oleh Zakoian (1994), model GARCH sisaan kuadratik asimetris model (QGARCH) oleh Sentana (1995), dan model GARCH sisaan asimetris dengan distribusi *Beta Generalized Exponential 2* (EGB2) oleh Wang *et al.* (2002).

Beberapa penelitian terapan juga telah menggunakan model-model GARCH dengan hipotesis sisaan nonlinier dan sisaan asimetri tersebut, antara lain Zheng *et al.* (2008) dalam penelitian pasar makanan di Amerika Serikat, Rezitis dan Stavropoulos (2009) dalam penelitian pasokan dan harga daging babi di Yunani, dan Rezitis dan Stavropoulos (2010) dalam penelitian pasokan dan harga daging sapi di Yunani.

Tujuan penelitian ini adalah memodelkan luas panen padi nasional dengan cara memasukkan unsur keheterogenan ragam dan pengaruh keasimetrian pada data luas panen padi nasional menggunakan lima model GARCH. Model-model tersebut dibandingkan dan dievaluasi, kemudian yang paling tepat dipilih untuk mendapatkan persamaan yang dapat memprediksi luas panen padi nasional dengan tepat dan akurat.

METODOLOGI

Penelitian menggunakan data luas panen padi nasional dalam satuan hektar. Data yang digunakan merupakan data bulanan yang diambil dari bulan Januari tahun 2000 sampai Desember 2013. Data diperoleh dari BPS dan Kementerian Pertanian.

Tahapan analisis dalam penelitian ini adalah:

1. Analisis data secara deskriptif dengan cara membuat plot data untuk mempelajari karakteristiknya.
2. Membangun model rata-rata yang berupa model *Box-Jenkins* yang merupakan salah satu teknik prediksi model deret waktu yang hanya berdasarkan perilaku data peubah yang diamati. Model *Box-Jenkins* secara teknis dikenal sebagai model *autoregressive integrated moving average* (ARIMA). Berikut ini langkah-langkah membangun model rata-rata.

Identifikasi Model Rataan

Sebelum menentukan model rata-rata tentatif, dilakukan pengujian kestasioneran terhadap rata-rata. Pengujian kestasioneran terhadap rata-rata dilakukan dengan menggunakan uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF) yang merupakan uji formal yang digunakan untuk melihat kestasioneran dari set data. Uji tersebut merupakan pengembangan dari uji *Dickey Fuller* (Enders 2004). Kemudian dilakukan pemeriksaan kestasioneran terhadap rata-rata secara deskriptif menggunakan plot *autocorrelation function* (ACF) dan *partial autocorrelation function* (PACF).

Uji ADF menggunakan proses *higher order autoregressive* untuk peubah terikat. Proses ini memungkinkan pengujian pada ordo tinggi. Misalnya persamaan *autoregressive* ordo ke $-p$:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t$$

Pendekatan ADF mengontrol korelasi ordo lebih tinggi dengan menambahkan lag periode perbedaan dari peubah terikat Y terhadap sisi kanan persamaan sehingga diperoleh:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

dengan

$$\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i) \text{ dan } \beta_i = -\sum_{j=i}^p \phi_j$$

Hipotesis yang digunakan untuk uji ADF adalah:

$H_0 : \gamma = 0$ (Data belum stasioner dalam rata-rata)

$H_1 : \gamma \neq 0$ (Data sudah stasioner dalam rata-rata)

dengan statistik uji:

$$\rho = \frac{n}{1 - \beta_1} (\gamma - 1)$$

di mana n adalah banyaknya amatan. Hipotesis nol ditolak jika statistik uji ADF (ρ) lebih kecil dari nilai kritis *Dickey-Fuller* pada taraf nyata tertentu. Dengan demikian data dapat dikatakan sudah stasioner dalam rata-rata (Hamilton 1994). Selanjutnya, berdasarkan ACF dan PACF ditentukan model ARIMA tentatif.

Pendugaan Parameter Model Rataan

Setelah berhasil identifikasi model ARIMA tentatif, selanjutnya dilakukan pendugaan parameter model. Model rata-rata yang memiliki penduga parameter yang nyata dipilih sebagai model tentatif.

Pemeriksaan Model Rataan

Deskripsi nilai sisaan. Nilai sisaan dipelajari secara deskriptif untuk melihat beberapa pola yang belum diperhitungkan. Selanjutnya, dilakukan pemeriksaan kebebasan pada sisaan (tidak autokorelasi) menggunakan uji *Ljung-Box*. Statistik uji *Ljung-Box* dinyatakan sebagai berikut (Enders 2004):

$$Q_{LB} = n(n+2) \sum_{j=1}^k \frac{r_j^2}{n-k}$$

dengan r_j^2 adalah autokorelasi sisaan ke- j , n adalah banyaknya pengamatan, dan k adalah lag maksimum yang diinginkan. Hipotesis yang akan diuji adalah:

H_0 : Tidak terdapat autokorelasi antarsisaan pada semua lag k

H_1 : Terdapat autokorelasi antarsisaan pada semua lag k

Statistik uji *Ljung-Box* menyebar khi-kuadrat dengan derajat bebas $k-p-q$, di mana p dan q merupakan orde pada model. Jika nilai $Q_{LB} > \chi_{(k-p-q)}^2(\alpha)$ maka hipotesis nol (H_0) ditolak, artinya model yang dibangun tidak layak (Cryer 2008).

Deteksi ketidakhomogenan ragam sisaan pada model rataaan. Langkah sederhana untuk pemeriksaan ini adalah melalui plot deret waktu data sisaan. Selanjutnya, dilakukan pengujian keheterogenan ragam bersyarat untuk mendeteksi keberadaan proses ARCH/GARCH menggunakan uji *langrange multiplier* (LM). Sisaan yang diperoleh dari model ARIMA dikuadratkan. Kemudian dilanjutkan dengan meregresikan kuadrat sisaan menggunakan konstanta sampai lag ke q , sehingga membentuk persamaan regresi sebagai berikut:

$$u_t^2 = k + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 + e_t$$

Jika nilai dugaan α_i sampai dengan α_q bernilai nol, maka dapat disimpulkan bahwa u_t^2 tidak memiliki autokorelasi yang nyata atau dengan kata lain tidak terdapat pengaruh ARCH, sehingga hipotesis yang digunakan dalam pengujian ini adalah:

H_0 : $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$

(Tidak ada pengaruh ARCH/GARCH)

H_1 : minimal ada satu $\alpha_i \neq 0$, untuk $i = 1, \dots, q$

(Ada pengaruh ARCH/GARCH)

dengan statistik uji LM sebagai berikut:

$$LM = nR^2$$

di mana n merupakan jumlah amatan dan R^2 merupakan koefisien determinasi dari model regresi kuadrat sisaan di atas. Statistik uji LM ini mengikuti sebaran khi-kuadrat dengan derajat bebas q yang merupakan ordo dari ARCH. Hipotesis nol (H_0) akan ditolak jika statistik uji LM

lebih besar dari nilai tabel $\chi_{\alpha q}^2$ dengan taraf nyata tertentu.

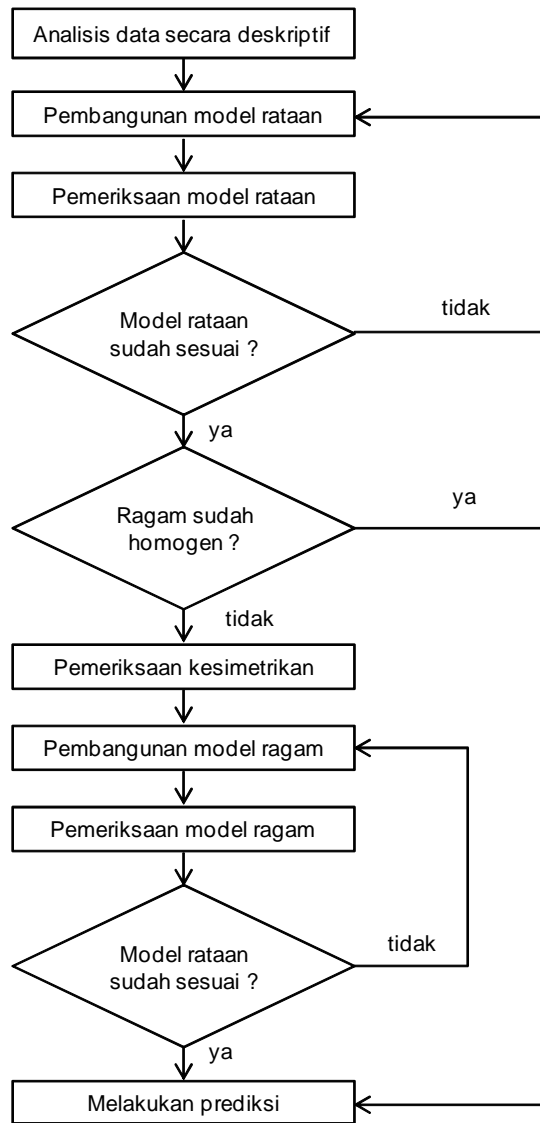
Pemeriksaan kemungkinan adanya asimetri dalam model ragam. Pemeriksaan kemungkinan adanya asimetri dalam model ragam dilakukan dengan melakukan pendugaan parameter empat jenis model GARCH asimetri dan nonlinier. Pendugaan parameter dilakukan dengan metode kemungkinan maksimum.

Pembangun Model Ragam

Model ragam dapat dibangun apabila terdapat ketidak-homogenan ragam sisaan atau heteroskedastisitas pada model rataaan. Model analisis deret waktu yang memperbolehkan heteroskedastisitas adalah model ARCH yang diperkenalkan pertama kali oleh Engle (1982). Model ARCH dipakai untuk memodelkan ragam sisaan yang bergantung pada kuadrat sisaan pada periode sebelumnya secara autoregresi (regresi diri sendiri), atau dengan kata lain model ini digunakan untuk memodelkan ragam bersyarat. Namun, seringkali pada saat sedang menentukan model ARCH, dibutuhkan orde yang besar agar didapatkan model yang tepat untuk data deret waktu. Oleh karena itu, Bollerslev (1986) mengembangkan model ARCH ke dalam model GARCH untuk menghindari orde ARCH yang besar.

Pada pemodelan GARCH klasik di atas, efek positif dan negatif masa lalu memiliki pengaruh yang sama pada volatilitas saat ini. Di samping itu, penduga parameter model ragam (GARCH) mendekati independen terhadap model rataaan (ARIMA) pasangannya jika sebaran distribusinya simetris (misalnya, normal atau distribusi- t). Jika sebaran distribusinya miring maka penduga GARCH dan penduga ARIMA berkorelasi. Distribusi miring tersebut terjadi karena adanya kemungkinan asimetri, yaitu berbeda volatilitas dicatat dalam hal penurunan dari kenaikan dengan jumlah yang sama. Dengan demikian, apabila terdapat kemungkinan efek asimetri maka model GARCH klasik tidak dapat menjelaskannya dengan baik. Oleh karena itu, beberapa model GARCH sisaan asimetri lebih tepat digunakan, antara lain: model GARCH sisaan eksponensial asimetris (EGARCH), model GARCH sisaan kuadratik asimetri (QGARCH), model T-GARCH, dan model GARCH sisaan nonlinier asimetri (NAGARCH).

Gambar 1 menunjukkan skema dari metode analisis untuk mendapatkan prediksi luas panen padi nasional. Tahapan analisis dalam penelitian dimulai dengan melakukan analisis data secara deskriptif, dengan cara membuat plot data. Kemudian dilakukan pembangunan model rataaan dengan cara identifikasi, menduga parameter, dan melakukan pemeriksaan terhadap



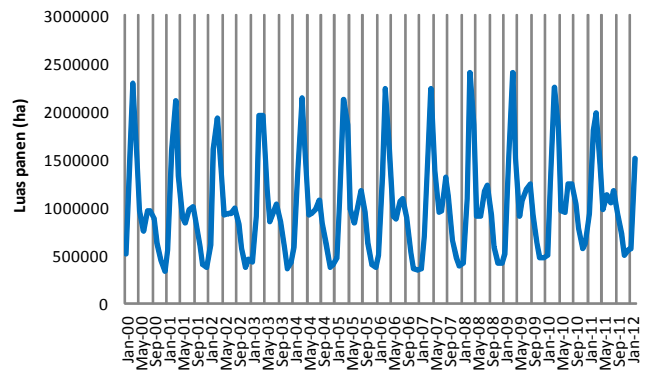
Gambar 1. Skema metode analisis.

model-model rataan tentatif. Selanjutnya, dilakukan pembangunan model ragam dan pemeriksaan model ragam. Dari model yang didapat dilakukan simulasi prediksi beberapa periode ke depan.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Deskripsi Data Luas Panen Padi Nasional

Perkembangan luas panen padi bulanan antara periode Januari 2000 sampai Februari 2012 menunjukkan pola musiman yang cenderung meningkat (Gambar 2). Periode puncak panen sebagian besar terjadi pada bulan Maret, sedangkan periode panen terendah



Gambar 2. Plot data bulanan luas panen padi di Indonesia. Januari 2000 - Februari 2012.

Tabel 1. Uji ADF data luas panen padi.

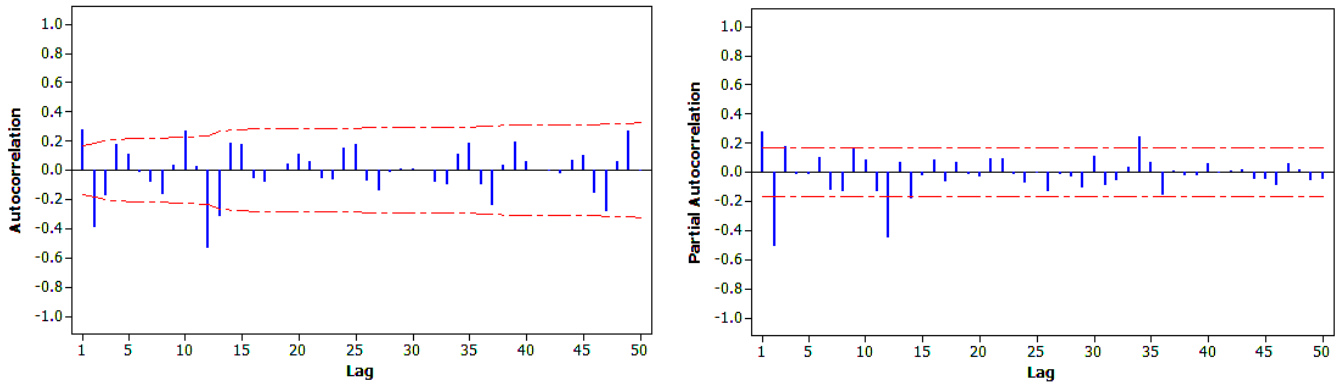
Tipe	Lag	Rho	Pr < Rho
Single Mean	1	-261,72	0,0001
	12	-11,01	0,0991
Trend	1	-264,52	0,0001
	12	285,13	0,9999

sebagian besar terjadi pada bulan Desember. Luas panen padi paling tinggi sebesar 2,41 juta ha terjadi pada periode ke-111, yaitu pada Maret 2009. Luas panen padi paling rendah 0,33 juta ha terjadi pada periode ke-12, Desember 2000.

Pembangunan Model Rataan Luas Panen Padi Nasional

Sebelum menentukan model rataan tentatif, dilakukan pengujian kestasioneran terhadap rataan. Pengujian kestasioneran terhadap rataan dilakukan dengan uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF) yang merupakan uji formal yang digunakan untuk melihat kestasioneran dari set data.

Pembangunan model rataan hasil uji ADF pada Tabel 1 menunjukkan nilai statistik uji ADF (p) untuk lag 1 nyata pada $\alpha = 5\%$ dengan $Pr < Rho$ sebesar 0.0001 untuk *single mean* dan *trend*. Maka hipotesis nol ditolak, artinya data sudah stasioner rataan untuk lag 1. Sedangkan nilai statistik uji ADF (p) untuk lag 12 tidak nyata pada $\alpha = 5\%$ dengan $Pr < Rho$ 0,6936 untuk *zero mean*, 0,0991 untuk *single mean* dan 0,9999 untuk *trend*. Maka Hipotesis nol diterima, artinya data belum stasioner rataan untuk lag 12. Dengan demikian perlu dilakukan pembedaan musiman untuk lag 12. Hasil uji ADF luas panen padi nasional pada Tabel 1 yang menunjukkan pola musiman berbeda dengan beberapa penelitian prediksi mengenai luas panen menggunakan model ARIMA yang tidak menunjukkan pola musiman, antara lain penelitian



Gambar 3. Plot ACF dan PACF data luas panen padi nasional setelah dilakukan pembedaan terhadap musiman.

Badmus dan Ariyo (2011) mengenai prediksi luas panen jagung di Nigeria, serta penelitian Zakari dan Ying (2012) mengenai prediksi luas panen gandum di Niger.

Setelah dilakukan pembedaan musiman *lag* 12, data sudah tidak menunjukkan pola musiman. Selanjutnya, pemeriksaan kestasioneran terhadap nilai tengah dilakukan dengan menggunakan plot ACF dan PACF. Data produksi padi nasional telah stasioner terhadap nilai tengah (Gambar 3). Selanjutnya dapat ditentukan model tentatif sebagai berikut: apabila ACF dianggap *cut off* maka didapat model ARIMA (1,0,0)(1,1,0)¹² dan model ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹². Apabila PACF dianggap *cut off* maka didapat model ARIMA (0,0,1)(0,1,1)¹² dan model ARIMA (0,0,2)(0,1,1)¹², serta model ARIMA (1,0,1)(1,1,1)¹² dan model ARIMA (2,0,2)(1,1,1)¹².

Setelah berhasil menetapkan identifikasi model ARIMA tentatif selanjutnya dilakukan pengukuran kebaikan model dan pendugaan parameter model. Model ARIMA (0,0,1)(0,1,1)¹², ARIMA (1,0,0)(1,1,0)¹², dan ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² memiliki koefisien yang nyata, maka selanjutnya dapat dilakukan pemeriksaan model untuk model-model tentatif ini. Pemeriksaan antara lain dilakukan dengan menggunakan uji modifikasi *Box-Pierce (Ljung-Box)* untuk membuktikan bahwa model tentatif tersebut cukup memadai. Hasil uji Ljung-Box pada model tentatif ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² diringkas pada Tabel 2.

Berdasarkan hasil uji *Ljung-Box* pada Tabel 2, maka model tentatif ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² mempunyai *p-value* > 0,05 pada *lag* 12 sampai *lag* 48, artinya memiliki residual yang saling bebas sehingga model tentatif ini memadai.

Setelah didapatkan model tentatif yang memadai, selanjutnya dilakukan *overfitting*. Dari hasil pendugaan parameter untuk model-model ARIMA *overfitting* diketahui terdapat koefisien yang tidak nyata sehingga

Tabel 2. Hasil uji *Ljung-Box* model tentatif.

Model tentatif	Nilai-p			
	Lag 12	Lag 24	Lag 36	Lag 48
ARIMA (0,0,1)(0,1,1) ¹²	0,000	0,000	0,000	0,000
ARIMA (1,0,0)(1,1,0) ¹²	0,007	0,052	0,223	0,185
ARIMA (2,0,0)(1,1,0) ¹²	0,172	0,079	0,534	0,325

model-model ARIMA *overfitting* tidak dapat digunakan. Dengan demikian, model ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² dapat ditetapkan sebagai model rata-rata yang memadai. Model rata-rata dapat dituliskan dalam persamaan berikut:

$$(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2)(1-\theta_{12} B^{12})(1-B^{12})^1 Y_t = u_t$$

Pembangunan Model Ragam Luas Panen Padi Nasional

Model ragam dibangun apabila terdapat ketidak-homogenan ragam sisaan pada model rata-rata. Pemeriksaan apakah terdapat unsur ARCH pada sisaan dapat dilakukan melalui Uji *Lagrange Multiplier (LM)*. Hasil uji ARCH menunjukkan bahwa nilai *p* nyata pada α 0,05 untuk ordo 1-12. Maka H_0 ditolak, artinya ada pengaruh ARCH/GARCH pada galat model rata-rata. Banyaknya ordo yang nyata menunjukkan banyaknya ordo ARCH yang diperlukan untuk memodelkan fungsi ragam.

Model ARCH adalah proses *short memory* yang hanya memasukkan *q* kuadrat galat. Sedangkan model GARCH adalah proses *long memory* yang menggunakan semua kuadrat galat pada waktu sebelumnya. Berdasarkan uji LM, ordo yang panjang hingga ordo 12 mengindikasikan adanya proses GARCH. Pada penelitian Assis *et al.* (2010) mengenai prediksi harga biji coklat di Malaysia,

penggunaan model GARCH sebagai model ragam memberikan nilai prediksi terbaik.

Pendugaan Parameter Model GARCH

Model rata-rata pada model GARCH adalah sebagai berikut:

$$(1 - 0,5B + 0,35B^2)(1 + 0,32B^{12})(1 - B^{12})^1 Y_t = u_t$$

Model ragam yang sesuai adalah model GARCH (1,2) dengan parameter $k, \alpha_1, \alpha_2, \beta$ masing-masing 0,00; 0,63; 0,64 dan -0,96 yang dapat diformulasikan sebagai berikut:

$$h_t = 0,636u_{t-1}^2 + 0,64u_{t-2}^2 - 0,96h_{t-1}$$

Pada model rata-rata, nilai dugaan ϕ_1 bernilai positif, artinya ϕ_1 memiliki pengaruh positif terhadap Y_t . Sedangkan nilai dugaan ϕ_2 dan θ_{12} bernilai negatif, artinya ϕ_2 dan θ_{12} memiliki pengaruh negatif terhadap Y_t . Pada model ragam, nilai dugaan α_1 dan α_2 bernilai positif, artinya u_{t-1}^2 dan u_{t-2}^2 memiliki pengaruh positif terhadap h_t . Sedangkan nilai dugaan β bernilai negatif, artinya h_{t-1} memiliki pengaruh negatif terhadap h_t . Di samping itu, juga diketahui bahwa parameter $\phi_1, \phi_2, \theta_{12}$, dan β signifikan pada $\alpha = 0,01$, namun parameter k, α_1 , dan α_2 tidak signifikan (Tabel 3).

Model GARCH mengasumsikan bahwa gejala terhadap volatilitas adalah simetris. Untuk melihat apakah perilaku volatilitas luas panen padi menunjukkan efek asimetris, pada penelitian ini akan dicoba empat jenis model GARCH sisaan asimetris dan sisaan nonlinear. Model-model tersebut adalah EGARCH, QGARCH, TGARCH, dan NAGARCH.

Tabel 3. Pendugaan parameter model GARCH (1,2).

Peubah	Dugaan	Standard Error	Nilai t	Nilai p
arch0	0,00	0,00	2,14	0,0342
arch1	0,63	0,31	2,03	0,0443
arch2	0,64	0,29	2,17	0,0314
garch1	-0,96	0,02	-54,42	<0,0001

Tabel 4. Pendugaan parameter model EGARCH (1,1).

Peubah	Dugaan	Standard Error	Nilai t	Nilai p
earch0	10,51	1,83	5,75	<0,0001
earch1	1,62	0,33	4,85	<0,0001
egarch1	0,57	0,08	7,40	<0,0001
theta	-0,02	0,09	-0,20	0,8441

Pendugaan Parameter Model EGARCH

Model rata-rata pada model EGARCH adalah sebagai berikut:

$$(1 - 0,39B + 0,4B^2)(1 + 0,4B^{12})(1 - B^{12})^1 Y_t = u_t$$

Model EGARCH (1,1) merupakan model ragam yang digunakan, dengan parameter k, α, β, θ masing-masing 10,51; 1,62; 0,57; dan -0,02 yang dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$\log(h_t) = 10,51 + 0,57\log(h_{t-1}) + 1,62g(v_{t-1})$$

$$g(v_{t-1}) = -0,02v_{t-1} + [v_{t-1} - E|v_{t-1}|] \text{ dan } v_{t-1} = u_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$$

Tabel 4 menunjukkan nilai dugaan parameter k, α, β pada model EGARCH (1,1) sebesar <0,0001 nyata pada $\alpha = 0,05$. Namun nilai dugaan parameter θ pada model EGARCH (1,1) sebesar 0,8441 tidak nyata pada $\alpha = 0,05$. Maka model EGARCH merupakan model ragam yang tidak sesuai.

Pendugaan Parameter Model QGARCH

Model rata-rata pada model QGARCH adalah sebagai berikut:

$$1 - 0,29B + 0,37B^2)(1 + 0,33B^{12})(1 - B^{12})^1 Y_t = u_t$$

Model QGARCH (1,2) merupakan model ragam yang sesuai, dengan parameter $k, \alpha_1, \alpha_2, \beta, \gamma$ masing-masing 0,00; 1,02; 1,04; -0,97; dan -1,39 yang dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$h_t = 0,00 - 1,39u_{t-1} + 1,02u_{t-1}^2 + 1,04u_{t-2}^2 - 0,97h_{t-1}$$

Pada model rata-rata, nilai dugaan ϕ_1 bernilai positif, artinya ϕ_1 memiliki pengaruh positif terhadap Y_t . Sedangkan nilai dugaan ϕ_2 dan θ_{12} bernilai negatif. Pada model ragam, nilai dugaan α_1 dan α_2 bernilai positif, artinya u_{t-1}^2 dan u_{t-2}^2 memiliki pengaruh positif terhadap h_t . Sedangkan nilai dugaan β dan γ bernilai negatif, artinya h_{t-1}^2 dan u_{t-1}^2 memiliki pengaruh negatif terhadap h_t (Tabel 5).

Tabel 5. Pendugaan parameter model QGARCH (1,2).

Peubah	Dugaan	Standard Error	Nilai t	Nilai p
arch0	0,00	0,00	3,06	0,0026
arch1	1,02	0,23	4,49	<0,0001
arch2	1,04	0,22	4,75	<0,0001
garch1	-0,97	0,01	-90,70	<0,0001
phi	-1,39	0,50	-2,77	0,0064

Pendugaan Parameter Model TGARCH

Model rata-rata pada model TGARCH adalah sebagai berikut:

$$(1-0,45B+0,43B^2)(1+0,66B^{12})(1-B^{12})^1 Y_t = u_t$$

Model TGARCH (1,1) merupakan model ragam yang sesuai, dengan parameter k_{st} , α_{st} , β_{st} , masing-masing 167,61; 0,16; dan 0,80 yang dapat dirumuskan sebagai berikut (Tabel 6):

$$h_t = 167,61 + 0,16 u_{t-1}^2 + 0,80 h_{t-1}$$

Pada model rata-rata, nilai dugaan ϕ_1 bernilai positif, artinya ϕ_1 memiliki pengaruh positif terhadap Y_t . Sedangkan nilai dugaan ϕ_2 dan θ_{12} bernilai negatif, artinya ϕ_2 dan θ_{12} memiliki pengaruh negatif terhadap Y_t .

Pada model ragam, nilai dugaan parameter-parameter model TGARCH (1,2) bernilai positif, artinya u_{t-1}^2 dan h_{t-1} memiliki pengaruh positif terhadap h_t .

Tabel 6. Pendugaan parameter TGARCH (1,1).

Peubah	Dugaan	Standard Error	Nilai t	Nilai p
arch0	167,61	1,116	150,19	<0,0001
arch1_plus	0,16	0,001	200,26	<0,0001
arch1_minus	0,48	0,002	218,11	<0,0001
garch1	0,80	0,000	3145,83	<0,0001

Tabel 7. Pendugaan parameter model NAGARCH (1,1).

Peubah	Dugaan	Standard Error	Nilai t	Nilai p
arch0	0,10	0,00	0,0000	Biased
arch1	0,27	0,09	0,0000	Biased
garch1	0,80	0,04	0,0000	Biased
gamma	-0,25	0,21	0,0000	Biased

Tabel 8. Uji kehomogenan ragam galat baku pada model GARCH, QGARCH, dan TGARCH.

Lag	GARCH (1,2)		QGARCH (1,2)		TGARCH (1,1)	
	LM	Nilai p	LM	Nilai p	LM	Nilai p
1	0,2399	0,6243	0,1067	0,7440	28,8395	<.0001
2	2,2296	0,3280	0,6388	0,7266	37,8264	<.0001
3	4,5851	0,2048	3,2594	0,3533	40,3523	<.0001
4	4,9455	0,2929	3,8497	0,4267	41,9357	<.0001
5	5,6090	0,3461	4,3675	0,4978	42,3127	<.0001
6	5,7394	0,4530	4,4286	0,6189	42,7313	<.0001
7	6,3062	0,5045	5,8121	0,5619	42,7710	<.0001
8	6,6568	0,5741	6,8398	0,554	42,8969	<.0001
9	6,6588	0,6726	7,3238	0,6035	42,9009	<.0001
10	6,7729	0,7467	7,8390	0,6446	43,0070	<.0001
11	9,5563	0,5707	10,7533	0,4642	43,0086	<.0001
12	9,7184	0,6406	11,1295	0,5179	43,0907	<.0001

Pendugaan Parameter Model NAGARCH

Model rata-rata pada model NAGARCH adalah sebagai berikut:

$$(1-0,57B+0,52B^2)(1+0,45B^{12})(1-B^{12})^1 Y_t = u_t$$

Model NAGARCH (1,1) merupakan model ragam yang digunakan, dengan parameter k , α , β , γ masing-masing 10,6497; 1,7028; 0,0435; dan 0,4967 yang dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$h_t = 0,1 + 0,80h_{t-1} + 0,27(u_{t-1} - 0,25 \sqrt{h_{t-1}})^2$$

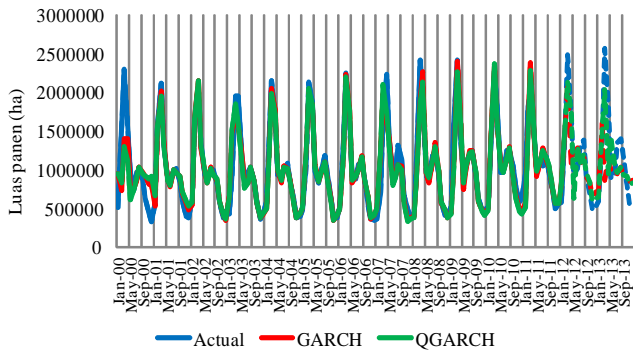
Tabel 7 menunjukkan nilai dugaan k , α , β , dan γ pada model NAGARCH (1,1) tidak nyata. Maka model NAGARCH merupakan model ragam yang tidak memadai.

Pemeriksaan Model Ragam

Setelah didapatkan model tentatif yang sesuai, yaitu: model GARCH, model QGARCH, dan model TGARCH, selanjutnya dilakukan pemeriksaan pada ragam galat baku. Pemeriksaan kehomogenan ragam galat baku pada model GARCH dan QGARCH menunjukkan kehomogenan dengan nilai p yang tidak nyata pada α 0,05. Sedangkan pengujian kehomogenan ragam galat baku pada model TGARCH menunjukkan keheterogenan dengan nilai p yang nyata pada α 0,05 sehingga model TGARCH tidak sesuai (Tabel 8).

Prediksi dan Validasi

Prediksi luas panen padi nasional seluruh periode model ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² GARCH(1,2), dan model ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² QGARCH(1,2) secara deskriptif dapat dilihat pada Gambar 4. Setelah periode Januari 2001, prediksi luas panen padi nasional model ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² GARCH(1,2) dan ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹²



Gambar 4. Prediksi dan validasi model GARCH dan QGARCH.

QGARCH(1,2) hingga periode Februari 2012, yang digunakan untuk pembangunan model, menunjukkan pola yang hampir sama dengan nilai aktual. Selanjutnya, periode Maret 2012 hingga Desember 2013, yang digunakan untuk validasi model, prediksi luas panen padi nasional juga menunjukkan pola yang hampir sama dengan nilai aktual.

Pada periode validasi model, setelah April 2012 luas panen padi nasional periode Mei-Agustus 2012 (*subround II* 2012) dan periode September-Desember 2012 (*subround III* 2012) mengalami penurunan. Sedangkan luas panen pada periode Januari-April 2013 (*subround I* 2013) mengalami peningkatan. Berikutnya, luas panen padi periode Mei-Agustus 2013 (*subround II* 2013) dan periode September-Desember 2013 (*subround III* 2013) kembali mengalami penurunan. Fluktuasi musiman tersebut terjadi karena periode Januari-April (*subround I*) merupakan musim panen raya, sedangkan periode Mei-Agustus (*subround II*) dan periode September-Desember (*subround III*) merupakan musim gadu dan musim kemarau. Kondisi iklim yang baik pada periode September-Desember (*subround III*) di beberapa sentra produksi padi, terutama di Jawa Barat, Jawa Tengah, dan Jawa Timur, mendukung meningkatnya luas tanam padi pada periode tersebut, sehingga luas panen padi nasional pada periode Januari-April (*subround I*) tahun berikutnya akan meningkat. Akan tetapi, perubahan kondisi lingkungan dan perubahan kebijakan pembangunan nasional dan daerah mengakibatkan peningkatan luas panen padi nasional pada periode Januari-April (*subround I*) tersebut berubah-ubah setiap tahunnya.

Berdasarkan nilai MAPE hingga 22 periode ke depan, model ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² QGARCH(1,2) lebih baik dibandingkan dengan model ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² GARCH(1,2) di mana nilai MAPE pada model ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² QGARCH(1,2) 25,18% lebih kecil dibandingkan dengan nilai MAPE model ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² GARCH(1,2) sebesar 27,58% (Tabel 9).

Tabel 9. Ringkasan hasil validasi luas panen padi (ha) 22 periode.

Model	GARCH (1,2)	QGARCH (1,2)
MAD	334785	274494
MSE	473191	325027
MAPE	27,58%	25,18%

Nilai MAPE untuk kedua model tersebut cukup tinggi. Terdapat beberapa nilai prediksi yang menyimpang jauh dari nilai aktual. Namun nilai MAPE hingga 12 periode ke depan cukup baik untuk model ARIMA(2,0,0)(1,1,0)¹² QGARCH(1,2), yaitu 16,88%. Di samping itu, berdasarkan nilai MAD dan MSE terlihat bahwa model ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² QGARCH(1,2) juga lebih baik daripada ARIMA(2,0,0)(1,1,0)¹² GARCH(1,2) (Tabel 8). Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa model GARCH kuadratik asimetris merupakan model terbaik untuk memprediksi luas panen padi nasional. Model terbaik yang didapatkan dalam penelitian ini sejalan dengan hasil penelitian oleh Masunuru *et al.* 2013, di mana adanya gejala positif dan negatif pada data menyebabkan penggunaan model GARCH asimetris menjadi lebih tepat dan akurat.

Penerapan Model

Penerapan model ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² – QGARCH (1,2) untuk memprediksi luas panen padi nasional periode Januari-Desember 2014 dan membandingkan prediksi luas panen nasional periode Januari-Desember 2013 terhadap nilai aktualnya dapat dilihat pada Tabel 10. Untuk mendapatkan prediksi pada Tabel 10 digunakan persamaan-persamaan yang diperoleh dari pemodelan fungsi rata-rata dan fungsi ragam secara simultan. Persamaan pada model rata-rata ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² dirumuskan sebagai berikut:

$$(1-0,37B+0,37B^2)(1+0,30B^{12})(1-B^{12})^1 Y_t = u_t$$

dan persamaan pada model QGARCH (1,2) yang merupakan model ragam dirumuskan sebagai berikut:

$$h_t = 0,00 - 0,77 u_{t-1} + 0,81 u_{t-1} + 0,82 u_{t-2} - 0,96 h_{t-1}$$

Prediksi luas panen padi nasional periode Januari-Desember 2014 mencapai 13.816.278 ha mengalami peningkatan 41.576 ha dibandingkan dengan nilai aktual pada periode Januari-Desember 2013 yang mencapai 13.744.702 ha. Peningkatan luas panen padi nasional yang relatif kecil tersebut kemungkinan diakibatkan oleh kondisi lingkungan yang kurang mendukung.

Prediksi luas panen padi nasional periode Januari-Desember 2013 mencapai 13.407.311 ha lebih kecil 337.391 ha dibandingkan dengan nilai aktualnya yang mencapai 13.744.702 ha. Selisih antara hasil prediksi dengan nilai aktual luas panen padi nasional periode

Tabel 10. Penerapan model ARIMA(2,0,0)(1,1,0)¹² – QGARCH(1,2) untuk prediksi luas panen padi nasional periode Januari-Desember 2014.

Periode	Aktual (ha) ¹⁾	Prediksi (ha)	Periode	Aktual (ha)	Prediksi (ha)
Jan 2013	570.418	685.265	Jan 2014	-	546.841
Feb 2013	1.385.915	1.575.704	Feb 2014	-	1.569.990
Mar 2013	2.555.863	2.293.539	Mar 2014	-	2.216.640
Apr 2013	1.763.746	1.758.677	Apr 2014	-	1.321.873
Mei 2013	889.269	931.523	Mei 2014	-	1.202.313
Jun 2013	910.452	960.047	Jun 2014	-	1.248.058
Juli 2013	1.326.143	1.185.824	Jul 2014	-	1.300.575
Agst 2013	1.386.765	1.410.235	Agst 2014	-	1.247.110
Sep 2013	1.159.940	910.159	Sep 2014	-	1.061.227
Okt 2013	779.562	750.763	Okt 2014	-	857.557
Nov 2013	533.464	428.002	Nov 2014	-	642.229
Des 2013	513.165	517.575	Des 2014	-	601.866
Total 2013	13.774.702	13.407.311	Total 2014	-	13.816.278

¹⁾Data percepatan kerja sama Pusdatin Kementan-BPS.

Januari-Desember 2013 tersebut terjadi karena adanya beberapa nilai prediksi yang menyimpang cukup jauh dari nilai aktual. Selain itu, juga diketahui bahwa pola luas panen padi nasional periode Januari-Desember 2014 sama dengan pola luas panen padi periode Januari-Desember 2013, yaitu periode Januari - Maret mengalami peningkatan dan setelah periode April mengalami penurunan dan berfluktuasi.

Selain untuk memprediksi luas panen, penerapan model ARIMA/GARCH juga telah digunakan dalam berbagai penelitian yang bertujuan memprediksi produksi, suplai, atau harga berbagai komoditas pertanian. Beberapa penelitian menggunakan model ARIMA antara lain dilakukan oleh: Ahmad *et al.* (2005), Iqbal *et al.* (2005), Masuda dan Goldsmith (2009), dan Adil *et al.* (2012). Selain itu, penelitian Assis *et al.* (2010) menggunakan model ARIMA-GARCH dan penelitian oleh Masunuru *et al.* (2013) menggunakan model EGARCH.

KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan

1. Data deret waktu luas panen padi nasional memiliki fluktuasi yang sangat besar yang mengakibatkan ragam bersyarat menjadi tidak homogen, sehingga fungsi rata-rata dan fungsi ragam dari data tersebut perlu dimodelkan secara simultan.
2. Model yang sesuai untuk memprediksi data deret waktu luas panen padi nasional adalah ARIMA (2,0,0)(1,1,0)¹² QGARCH(1,2).
3. Validasi model ARIMA(2,0,0)(1,1,0)¹² QGARCH(1,2) hingga 12 periode ke depan menghasilkan nilai MAPE yang cukup baik, meskipun terdapat

beberapa nilai prediksi yang menyimpang cukup jauh dari nilai aktual.

4. Penerapan model tersebut untuk memprediksi luas panen padi nasional periode Januari-Desember 2014 memberikan hasil yang menunjukkan peningkatan luas panen padi 41.576 ha dibandingkan nilai aktual periode Januari-Desember 2013.

Saran

1. Penelitian selanjutnya dapat menggunakan modifikasi model-model GARCH asimetri lainnya sesuai perkembangan, dengan harapan mendapatkan hasil prediksi yang lebih baik.
2. Perlu dipertimbangkan untuk memasukkan peubah-peubah lain yang berpengaruh terhadap luas panen padi ke dalam fungsi rata-rata, seperti benih, iklim, dan serangan organisme pengganggu.

DAFTAR PUSTAKA

- Adil, S.A., A. Maqsood, K. Bakhsh, and S. Hassan. 2012. Forecasting demand and supply of onion in Pakistani Punjab. *Pak. J. Agri. Sci.* 49: 205-210.
- Ahmad, B., A. Ghafoor, and H. Badar. 2005. Forecasting and growth trends of production and export of kinnow from Pakistan. *J. Agric. Soc. Sci.* 1: 20-24.
- Assis, K., A. Amran, and M. Remali. 2010. Forecasting cocoa bean prices using univariate time series models. *International Refereed Research Journal* 1:71-80.
- Badmus, M.A. dan O.S. Ariyo. 2011. Forecasting cultivated area and production of maize in Nigeria using ARIMA model. *Asian J. Agric. Sci.* 3:171-176.
- Bollerslev, T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31:307-327.

- BPS. 2012. Konversi gabah kering giling ke beras tahun 2012. Jakarta.
- Craye,r J.D. and K.S. Chan. 2008. Time series analysis with application in R. New York: Springer.
- Ditjen Tanaman Pangan. 2012. Perkembangan luas panen, produktivitas dan produksi tanaman pangan. Jakarta. Kementerian Pertanian.
- Enders, W. 2004. Applied econometric time series 2nd edition. New York: John Willey & Sons, Inc.
- Engle, R.F. 1982. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the ragamces of the United Kingdom inflation. *Econometrica* 50: 987-1008.
- Engle, R.F. dan T. Bollerslev. 1986. Modeling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews* 5:1-50.
- Engle, R.F., M.L. David, and P.R. Russell. 1987. Estimating time varying risk premium in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica* 55:391-407.
- Engle, R.F. and V. Ng. 1993. Measuring and testing the impact of news in volatility. *Journal of Finance* 48:1749-1778.
- Hamilton, J.D. 1994. Time series analysis. New Jersey: Princeton University Press.
- Iqbal, N., K. Bakhsh, A. Makbool, and A.S. Ahmad. 2005. Use of the ARIMA model for forecasting wheat area and production in Pakistan. *J. Agric. Soc. Sci.* 1: 120-122.
- Masuda, T. and P.D. Goldsmith. 2009. World soybean production: Area harvested, yield and long-term projections. *Int. Food Agribus. Manage. Rev.* 12: 143-162.
- Musunuru, N, M. Yu, and A. Larson. 2013. Forecasting volatility of returns for corn using GARCH Models. *The Texas Journal of Agriculture and Natural Resources.* 26: 42-55.
- Nelson, D. 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica* 59:347-370.
- Rezitis, A. and K.S. Stavropoulos. 2009. Modeling pork supply response and price volatility: the case of Greece. *Journal of Agricultural and Applied Economics* 41: 145-162.
- Rezitis, A. and K.S. Stavropoulos. 2010. Modeling beef supply response and price volatility under CAP reforms: the case of Greece. *Food Policy* 35:163-174.
- Sentana, E. 1995. Quadratic ARCH models. *Review of Economic Studies* 62: 639-661.
- Wang, K.L.C., C. Fawson, C.C. Barret, and J.B. McDonald. 2002. A flexible parametrics GARCH model with an application to exchange rates. *J. Appl. Econometrics* 16:36-52.
- Zakari, S. dan L. Ying. 2012. Forecasting of Niger grain production and harvested Area. *Asian Journal of Agricultural Sciences* 4:308-313.
- Zakoian, J.M. 1994. Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control* 18:931-955.
- Zheng, Y., H.W. Kinnucan, and H. Thompson. 2008. News and food price volatility. *Applied Economics* 40: 1629-1635.
-