

Tabiat Kemeruapan Perubahan Harga Getah Asli Malaysia

Zaidi Isa
Norhayati Abdul Jamil

ABSTRAK

Kajian ini akan membincangkan corak kemeruapan harga bagi dua kategori getah asli iaitu Getah Asap Berbunga Gred Satu (RSS 1) dan Getah Mutu Malaysia Gred 20 (SMR 20). Perubahan harga RSS 1 dan SMR 20 menunjukkan taburan empirik kedua-dua set data mempunyai ekor yang tebal dan puncak yang lebih tajam berbanding taburan normal. Selain itu, varians bagi kedua-dua set pembolehubah sentiasa berubah merentasi masa. Keadaan ini menyebabkan andaian klasik tidak dipenuhi, seterusnya model siri masa biasa dengan andaian varians malar tidak boleh diguna pakai untuk tujuan analisis. Sebagai alternatif, model ARCH dan GARCH digunakan. Selain daripada itu, model EGARCH dan GJR-GARCH digunakan bagi melihat kewujudan sifat tidak simetri dalam kemeruapan harga RSS 1 dan SMR 20. Hasil yang diperolehi menunjukkan sifat tidak simetri tidak wujud. Perbandingan yang dilakukan terhadap keempat-empat model yang digunakan menunjukkan model GARCH (1,1) merupakan model terbaik dalam penyuaian data RSS 1 dan SMR 20.

Kata kunci: kemeruapan harga; ARCH; GARCH; getah asli

ABSTRACT

This study presents the trend of volatility in natural rubber price of Malaysia for Ribbed Smoked Sheet Grade 1 (RSS 1) and Standard Malaysian Rubber Grade 20 (SMR 20). The price changes in RSS 1 and SMR 20 indicate that the empirical distributions have heavy tails and sharp peaks at the center compared to the normal distributions. In addition, the variance underlying these price variables may be varying over time. Therefore, the data cannot be modeled as standard time series model with assumption variance is constant over time. Alternatively, ARCH and GARCH model were used. One of the parts that many researchers are interested is the asymmetry (leverage effect) in the variance. In this study, this part

has been captured by two model of the ARCH family: the EGARCH and GJR-GARCH. Result indicates that both EGARCH and GJR-GARCH models did not generally support asymmetry in the pattern of volatility of both RSS 1 and SMR 20. After comparing of these four models, it can be shown that the GARCH (1,1) model fit to data very satisfactorily.

PENGENALAN

Sektor pertanian khususnya getah asli merupakan salah satu sektor yang membantu menjana sumber ekonomi Malaysia sejak di peringkat awal kemerdekaan lagi. Dalam tahun 1960 misalnya, sektor pertanian menyumbang kira-kira 38.3 peratus kepada Keluaran Dalam Negara Kasar (KDNK). Walaupun pergantungan negara kepada getah asli semakin menurun dari tahun ke tahun dan diganti dengan tanaman kelapa sawit, namun jumlah pendapatan eksport yang disumbangkan masih menggalakkan. Ini dapat dilihat di mana pada tahun 2002, industri ini menyumbang sebanyak RM12 billion kepada pendapatan eksport negara (Laporan Tahunan LGM 2002). Keadaan ini menggambarkan bahawa industri getah asli masih memainkan peranan penting kepada perekonomian negara.

Secara amnya, pasaran getah amat berhubung kait dengan harga dan permintaan. Gangguan terhadap permintaan adalah disebabkan oleh penawaran jangka pendek dan keanjalan permintaan yang akan menyebabkan berlakunya turun-naik atau kemeruapan harga. Oleh itu, pemahaman terhadap corak kemeruapan harga adalah penting kerana ia boleh digunakan untuk menganalisis risiko bagi nilai opsi selain dapat menghasilkan anggaran yang lebih cekap (Swaray 2002). Sebagai tambahan, pengetahuan yang mendalam mengenai corak atau tabiat kemeruapan dapat memberikan maklumat kepada para pelabur dalam merangka strategi pelaburan dan juga memberi manfaat kepada para penggubal dasar di negara ini dalam merangka dasar yang berkaitan dengan pengurusan risiko komoditi khususnya getah.

Biasanya, maklumat tentang pasaran dan lindung nilai diandai-kan sebagai sifat yang hanya digunakan dalam pasaran kewangan dan keperluan fizikal yang berhubung kait dengan pasaran komoditi. Walau bagaimanapun, pemerhatian terhadap pasaran komoditi menunjukkan ia terdedah kepada penyampaian maklumat, spekulasi dan lindung nilai serta kesediaan fizikal yang merupakan faktor penting dan akan mempengaruhi kemeruapan pasaran komoditi (lihat Herrmann 1983). Pertambahan kemeruapan dalam harga eksport komoditi menyebabkan spekulasi turut

mengambil tempat dalam pasaran komoditi. Sifat ini membuktikan kegunaan proses asas-maklumat untuk memodelkan corak kemeruapan harga komoditi tersebut.

Pemahaman terhadap kemeruapan harga adalah penting kerana ia dapat memberikan petunjuk terhadap jangkaan pada masa hadapan. Berdasarkan kajian Anderson dan Danthine (1983), mereka mendapati harga akan lebih meruap apabila ketidaktentuan dalam jumlah yang besar diselesaikan, namun harga akan stabil apabila keadaan yang sebaliknya berlaku. Di antara alasan mengapa kajian terhadap kemeruapan harga dilakukan adalah untuk menjawab kedua-dua persoalan berikut: Apakah pembolehubah ekonomi yang mempengaruhi perubahan harga? Bagaimanakah spekulasi akan memberi kesan terhadap kemeruapan harga?

Banyak faktor yang dipercayai memberi kesan terhadap kemeruapan harga. Streeter dan Tomek (1992) mengelaskan faktor-faktor ini kepada dua bahagian, iaitu kesan “aliran maklumat” dan kesan “struktur pasaran”. Kesan aliran maklumat adalah berkaitan dengan faktor-faktor yang menyebabkan pertambahan atau pengurangan jumlah maklumat di dalam pasaran. Kesan struktur pasaran pula merujuk kepada penyertaan pasaran yang berkemungkinan menjadi sensitif kepada maklumat terbaru bagi suatu masa. Menurut kajian yang dijalankan oleh Anderson (1985) terhadap lapan sektor komoditi bagi tempoh 14 tahun (1966-1980), beliau mendapati faktor utama yang mempengaruhi kemeruapan perubahan harga harian adalah faktor kebermusiman terutamanya bagi kes yang melibatkan bijirin. Dalam masa yang sama, Choi dan Longstaff (1985) juga mendapati faktor kebermusiman turut menyebabkan berlakunya kemeruapan terhadap pasaran kacang soya.

Selain itu, hasil kajian yang dijalankan oleh Hudson dan Coble (1999) mendapati faktor kebermusiman memberikan kesan terhadap kemeruapan harga di mana wujud hubungan tidak linear di antara harga dan kemeruapan dalam pasaran yang lalu. Hubungan ini boleh ditunjukkan melalui perkaitan min-berbalik yang terdapat pada pasaran lalu. Oleh itu, penyimpangan daripada min harga akan menjana jangkaan bagi pergerakan menuju ke arah min. Jangkaan ini akan menambah sensitiviti pasaran dan akhirnya akan meningkatkan tahap kemeruapan.

Hennesey dan Wahl (1996) menunjukkan pembolehubah keputusan bagi masa menanam juga memberi kesan terhadap kemeruapan harga melalui pengenalan terhadap maklumat baru ke dalam pasaran dalam tempoh masa penanaman. Selain itu, Kenyon et al. (1987) mengenal pasti pembolehubah yang akan memberi kesan kepada kemeruapan pasaran bijirin dengan menggunakan beberapa kombinasi pembolehubah iaitu

pembolehubah patung bagi faktor kebermusiman, tahap harga, tahap pembuatan, kesan kemeruapan susulan, jangkaan bagi harga hadapan terhadap kadar pinjaman dan kesan tahunan. Hasilnya, mereka dapati pembolehubah penting yang memberi kesan terhadap kemeruapan pasaran bijirin adalah kesan kemeruapan susulan, kadar faedah semasa dan faktor kebermusiman.

Walaupun tiada kajian khusus yang dilakukan terhadap perubahan harga asli, namun kajian-kajian yang dijalankan oleh penyelidik lepas seperti Holt dan Aradhyula (1990), Yang dan Brorsen (1992), Swaray (2002) serta Roche dan McQuinn (2003) terhadap komoditi pertanian seperti ternakan ayam daging, kacang soya, bijirin, kopi dan kapas menunjukkan perubahan harga komoditi-komoditi ini mengikuti taburan leptokurtosis. Untuk itu, penggunaan analisis yang melibatkan andaian taburan normal harus digunakan secara berhati-hati.

Banyak kajian yang dijalankan oleh penyelidik lepas menunjukkan model-model daripada keluarga ARCH merupakan model yang paling sesuai digunakan bagi membincangkan corak kemeruapan yang ditunjukkan oleh siri harga suatu barangan atau komoditi. Selaras dengan itu, kajian ini dijalankan bagi melihat corak perubahan harga getah asli Malaysia dan seterusnya untuk memenuhi tiga objektif utama, iaitu: (1) mengkaji ciri-ciri penting yang mempengaruhi corak kemeruapan perubahan harga getah asli menggunakan empat model daripada keluarga ARCH, iaitu ARCH, GARCH, EGARCH dan GJR-GARCH, (2) melihat hubungan di antara perubahan harga getah asli dengan varians harga merentasi masa dan (3) mengkaji kewujudan sifat tidak simetri terhadap perubahan harga getah asli.

DATA

Data harga bulanan bagi dua kategori getah yang digunakan iaitu Getah Asap Berbunga Gred Satu (RSS 1) dan Getah Mutu Malaysia Gred 20 (SMR 20) yang diperolehi daripada Lembaga Getah Malaysia (LGM) bagi tempoh masa dari Januari 1980 hingga Disember 2002 digunakan.

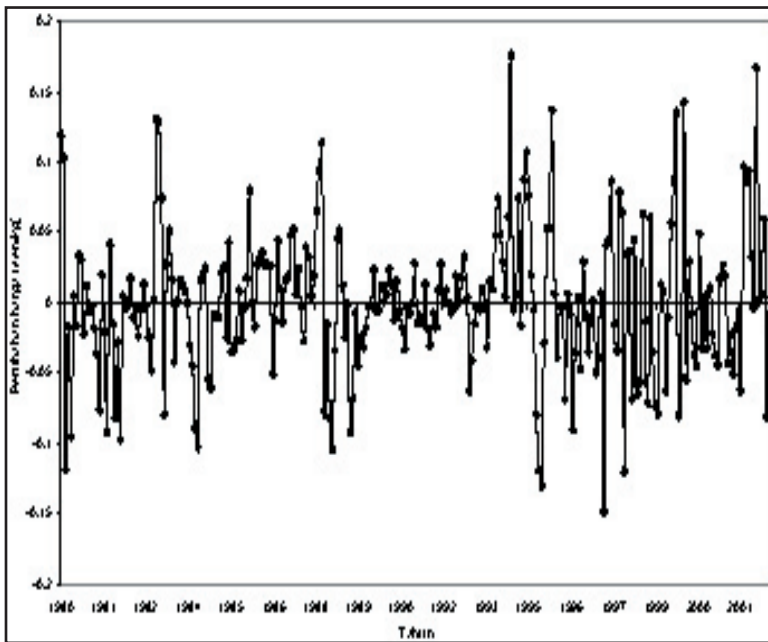
Kajian ini dijalankan untuk melihat corak kemeruapan menggunakan perubahan harga RSS 1 dan SMR 20 yang dikira sebagai perbezaan di antara log harga pada masa t dengan log harga pada masa $t - 1$ atau ditulis sebagai:

$$\text{Perubahan harga} = \log (\text{Harga}_t) - \log (\text{Harga}_{t-1}).$$

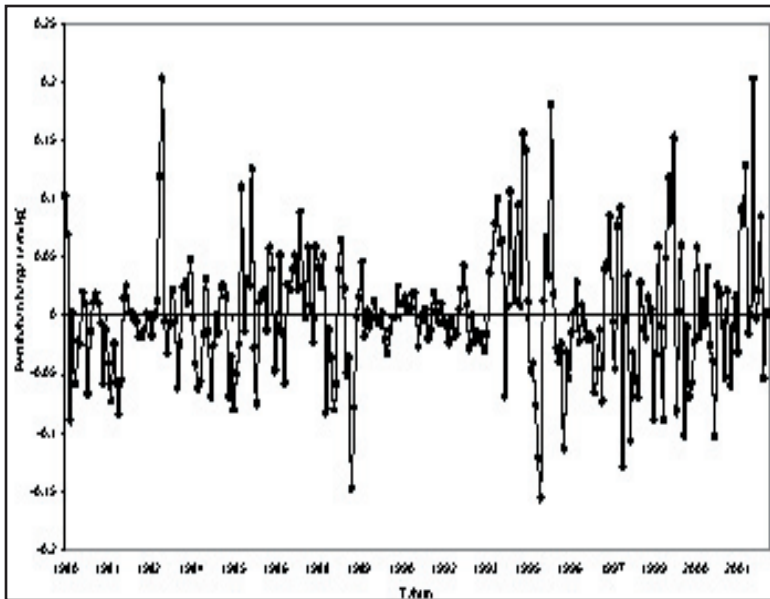
ANALISIS DESKRIPTIF

Rajah 1 dan 2 mewakili perubahan harga RSS 1 dan SMR 20 secara bergraf bagi tempoh Januari 1980 hingga Disember 2002. Kedua-dua siri memaparkan kemeruapan berkelompok yang menunjukkan varians tidak malar, atau dengan kata lain varians berubah-ubah merentasi masa. Berdasarkan kepada Rajah 1, kejutan yang paling tinggi pada perubahan harga dapat dilihat berlaku pada Julai 1994, manakala kejutan paling rendah pula pada Julai 1997. Dalam masa yang sama, Rajah 2 pula menunjukkan nilai kejutan paling besar bagi SMR 20 pada November 1995 dan nilai kejutan paling kecil pula berlaku pada Julai 1995.

Menurut kajian yang dijalankan oleh Lembaga Getah Malaysia, faktor utama yang dikenal pasti mempengaruhi kemeruapan harga getah asli Malaysia adalah cuaca, di mana pada musim hujan, aktiviti torehan tidak dapat dijalankan dan ini akan menyebabkan harga akan meningkat dan keadaan yang sebaliknya berlaku pada musim panas (*Berita Getah* 2003). Selain daripada itu, pengurangan cukai terhadap eksport getah, ketidakstabilan



RAJAH 1. Perubahan harga RSS 1



RAJAH 2. Perubahan harga SMR 20

politik dan kejatuhan mata wang turut menyumbang kepada keberlakuan kemeruapan harga getah asli (Laporan Tahunan LGM 2000).

Jadual 1 memberikan statistik deskriptif bagi perubahan harga RSS 1 dan SMR 20 bagi tempoh masa yang digunakan dan meliputi parameter-parameter berikut: min, median, varians, nilai minimum, nilai maksimum, varians, kepencongan, kurtosis dan Statistik Jarque-Bera bagi menguji kenormalan data di bawah hipotesis nol data tertabur secara normal. Statistik ini diuji berdasarkan kepada taburan khi kuasa dua (χ^2) dengan darjah kebebasan dua (2).

Berdasarkan kepada bacaan yang diambil pada Jadual 1, didapati taburan empirik mempunyai kepencongan yang positif di mana dapat dilihat bahawa nilai pekali kepencongan bagi RSS 1 adalah 0.313 dan SMR 20 pula ialah 0.59. Manakala, nilai kurtosis bagi kedua-dua set data lebih besar daripada 3 mengesahkan lagi bahawa taburan empirik data mempamerkan puncak yang tajam atau lonjong berbanding taburan normal. Statistik Jarque-Bera yang digunakan untuk menguji kenormalan menunjukkan kedua-dua set data adalah signifikan pada aras lima peratus (5%). Oleh yang demikian, kesimpulan yang dapat dibuat adalah data tidak tertabur secara normal.

JADUAL 1. Statistik deskriptif perubahan harga RSS 1 dan SMR 20

	RSS 1	SMR 20
Saiz sampel	275	275
Min	-0.00022	0.000338
Varians	0.002562	0.002893
Maksimum	0.176	0.203
Minimum	-0.148	-0.154
Kepencongan	0.3133	0.5901
Kurtosis	4.1618	4.8622
Statistik Jarque-Bera	76.857*	396.338*

* Signifikan pada aras keertian 5%

MODEL HETEROSKEDASTISITI BERSYARAT

Andaian yang biasa digunakan bagi memodelkan data siri masa adalah varians bagi sebutan ralat sentiasa malar merentas masa. Penyimpangan daripada andaian kemalaran varians (atau homoskedastisiti) dinamakan heteroskedastisiti. Masalah heteroskedastisiti memberi implikasi yang besar terhadap anggaran parameter. Parameter yang dianggar bukan lagi merupakan penganggar yang bersifat saksama dan cekap kerana dengan adanya sebutan gangguan yang berheteroskedastik akan menyebabkan varians parameter tersebut tidak mempunyai varians minimum. Ini bermakna, terdapat penganggar saksama lain yang lebih cekap kerana mempunyai nilai varians yang minimum.

Dalam bahagian ini, empat model siri masa yang berkaitan dengan heteroskedastisiti bersyarat akan disesuaikan kepada kedua-dua set data RSS 1 dan SMR 20 yang digunakan. Model yang digunakan terdiri daripada kelompok keluarga ARCH iaitu model Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) yang diperkenalkan oleh Engle (1982), model Generalized ARCH atau GARCH oleh Bollerslev (1986), Exponential GARCH (EGARCH) oleh Nelson (1991) dan GJR-GARCH oleh Glosten et al. (1993).

LATAR BELAKANG MODEL KELUARGA ARCH

Berdasarkan kepada Rajah 1 dan 2, didapati nilai varians tidak malar dan sentiasa berubah merentasi masa yang mengimplikasikan kewujudan

masalah heteroskedastisiti dalam set data yang digunakan. Sebagai langkah penyelesaian, model ARCH oleh Engle (1982) boleh digunakan bagi memodelkan min dan varians bersyarat. Proses ARCH bagi aturan q atau ARCH (q) boleh diterangkan seperti di bawah:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\varepsilon_t | \psi_t \sim N(0, h_t), \quad (2)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}, \quad (3)$$

di mana y_t adalah perubahan harga dan h_t mewakili varians bersyarat bagi set maklumat ψ_t yang diperolehi pada masa t . Model ini perlu memenuhi

kekangan $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ untuk semua $i = 1, 2, \dots, q$ dan bagi memastikan

h_t tidak bernilai negatif.

Bollerslev (1986) pula mencadangkan sedikit penambahan di dalam persamaan (3) yang kemudiannya dikenali sebagai model *Generalized* ARCH aturan p dan q atau GARCH (p, q). Persamaan varians bersyaratnya ditulis sebagai:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}, \quad (4)$$

dan tertakluk kepada kekangan $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ dan $\beta_j \geq 0$ untuk semua $i = 1, 2, \dots, q, j = 1, 2, \dots, p$.

Di dalam pasaran kewangan, didapati penurunan harga biasanya akan diikuti oleh nilai kemeruapan yang lebih tinggi berbanding pertambahan harga bagi magnitud yang sama. Sifat tidak simetri atau dikenali sebagai kesan keumpulan pada varians boleh diterangkan melalui model *Exponential* GARCH atau EGARCH (p, q) dan model GJR-GARCH (p, q). Persamaan varians bersyarat bagi model EGARCH adalah:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \gamma \varepsilon_{t-1}, \quad (5)$$

Pertimbangkan bahawa nilai di sebelah kiri pada persamaan (5) merupakan nilai bagi log varians bersyarat. Ini menunjukkan bahawa kesan keumpulan bersifat eksponen dan bukan kuadratik bagi memastikan nilai telahan varians bersyarat sentiasa positif. Selain daripada bertujuan untuk mengambil kira sifat tidak simetri, model yang dibangunkan oleh Nelson (1991) ini juga bertujuan untuk menangani masalah kekangan yang dikenakan terhadap model ARCH (q) dan GARCH (p, q).

Merujuk kepada persamaan (5) juga, pengaruh kejutan (ε_t) terhadap varians bersyarat bergantung kepada arah atau tanda kejutan. Kecerunan persamaan varians (merujuk kepada pekali ε_{t-1}) akan bernilai $\alpha_i + \gamma_i$ jika

ε_t positif dan bernilai $\alpha_i - \gamma_i$ jika ε_i negatif. Akibat daripada kesan yang berbeza terhadap varians bersyarat, maka model ini sangat sesuai digunakan untuk menguji kewujudan kesan keumpilan.¹ Selain daripada itu, darjah keumpilan atau darjah hubungan tidak simetri boleh diukur dengan mengambil nilai mutlak bagi γ_1 (untuk kes EGARCH(1,1)). Semakin tinggi nilai mutlak γ_1 , semakin tinggi pula darjah keumpilan.

Sementara itu, persamaan varians bersyarat bagi model GJR-GARCH (p,q) pula ditulis sebagai:

(6)

Di dalam persamaan (6), S_{t-1} merupakan pembolehubah patung yang mengambil nilai 1 apabila $\varepsilon_t < 0$ dan nilai 0 apabila $\varepsilon_t > 0$. Oleh yang demikian, jika ε_t bernilai negatif, maka pekali untuk adalah bersamaan dengan $\alpha_i + \gamma$ dan sebaliknya, jika nilai ε_t positif, maka pekali untuk ε_t adalah bersamaan dengan α_i .

Oleh itu, dengan menggunakan model GJR-GARCH ini, kesan tanda yang berbeza oleh ε_t terhadap h_t atau kesan tidak simetri dapat ditangani dengan baik seperti yang dilakukan oleh model EGARCH. Kewujudan kesan keumpilan boleh dipastikan dengan menguji kebeertian parameter γ dan kesan keumpilan dikatakan wujud jika γ positif dan signifikan. Ini kerana magnitud pekali adalah lebih besar berbanding jika γ bernilai negatif.

PENGANGGARAN PARAMETER MODEL

Langkah awal untuk membina model adalah untuk menentukan nilai aturan p dan q bagi keempat-empat model yang digunakan. Pada asasnya, tiada kaedah yang khusus bagi menentukan nilai p dan q yang boleh menghasilkan model terbaik. Bera dan Higgins (1993) mendakwa kebanyakan hasil-hasil kerja yang lalu menunjukkan bahawa data-data siri masa kewangan boleh diwakili dengan baik oleh model GARCH (1,1). Mereka juga mendakwa model yang memerlukan aturan nilai p dan q yang lebih tinggi seperti GARCH (1,2), dan GARCH (2,1) amat jarang digunakan. Bollerslev et al. (1992) juga mendakwa aturan $p=1$ dan $q=1$ merupakan aturan yang sering digunakan dalam kebanyakan model dan didapati mampu untuk mewakili data dengan baik.

Dalam kajian ini, ujian Nisbah Kebolehjadian akan digunakan bagi menentukan nilai aturan p dan q bagi keempat-empat model yang digunakan seperti mana yang telah dilakukan oleh Akgiray (1989). Ujian LR yang beliau gunakan adalah seperti berikut:

(7)

di mana $L(\theta_n)$ dan $L(\theta_a)$ masing-masing merupakan nilai log kebolehjadian maksimum di bawah hipotesis nol dan hipotesis alternatif yang secara asimptotiknya tertabur dengan taburan khi-kuasa dua (χ^2) dengan darjah kebebasan bersamaan dengan bilangan perbezaan parameter di bawah hipotesis nol dan hipotesis alternatif.

Langkah seterusnya adalah mendapatkan nilai anggaran parameter bagi setiap model yang digunakan. Engle (1982) dan Bollerslev (1986) yang memperkenalkan model ARCH (q) dan GARCH (p,q) telah menggunakan kaedah ML untuk menganggar parameter di dalam model di bawah andaian ralat mengikuti taburan normal. Namun, kebiasaannya, amat sukar untuk memperolehi ralat yang tertabur normal. Oleh yang demikian, Bollerslev dan Wooldridge (1992) menggunakan Kaedah Kebolehjadian Maksimum Kuasi (QML) sebagai salah satu kaedah alternatif untuk menganggar parameter dengan andaian ralat tertabur mengikuti taburan t .

Fungsi log kebolehjadian bersyarat bagi nilai awal y_0 dan h_0 dengan menggunakan kaedah QML ditulis sebagai:

(8)

Seterusnya, vektor parameter θ perlu dianggar melalui algoritma BHHH (diperkenalkan oleh Berndt et al. 1974).

UJIANDIAGNOSTIK

Ujian diagnostik dijalankan untuk mengesahkan kehadiran kesan ARCH dalam model keluarga ARCH yang telah dibina. Ujian yang sering digunakan oleh ramai penyelidik adalah ujian Pendaraban Lagrange (LM) oleh Engle (1982) di bawah hipotesis nol $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$. Ujian LM dibina berdasarkan kepada ralat ε_t yang diperolehi daripada persamaan (1). Kemudian, model regresi bagi kuasa dua ralat dibina, iaitu

(9)

untuk mendapatkan nilai pekali penentu, R^2 . Seterusnya, hipotesis nol diuji berdasarkan kepada statistik ujian nR^2 yang tertabur secara khi kuasa dua dengan darjah kebebasan di mana n adalah jumlah cerapan, R^2 merupakan pekali penentu dan q adalah bilangan parameter yang digunakan.

Tidak seperti model siri masa biasa, keunikan dan kekuatan model keluarga ARCH terletak kepada keupayaannya untuk membenarkan varians bersyarat bagi proses yang digunakan tersebut berubah merentasi masa. Selain daripada itu, kaedah untuk menjalankan proses peramalan adalah sama seperti kaedah yang digunakan di dalam model siri masa biasa yang hanya melibatkan min bersyarat sahaja, dan di sinilah terletaknya kelebih-

han model keluarga ARCH kerana ia akan turut mengambil kira keadaan varians bersyarat dan dengan itu, proses peramalan yang dijalankan akan lebih tepat dan cekap.

KEPUTUSAN

Jadual 3 memberikan hasil yang diperolehi setelah data RSS 1 dipadankan dengan keempat-empat model keluarga ARCH yang digunakan. Hampir kesemua nilai jangkaan parameter adalah signifikan pada aras keertian 5%. Nilai jangkaan bagi ϕ_{10} dan ϕ_{11} yang dipilih didapati agak hampir dengan nilai jangkaan yang diperolehi melalui proses AR (1) seperti mana yang ditunjukkan pada Jadual 2. Secara tidak langsung, ini menunjukkan bahawa jika hanya proses min bersyarat dipertimbangkan, maka perubahan harga RSS 1 boleh dimodelkan sebagai AR (1). Kesemua nilai jangkaan bagi α_0 adalah positif dan lebih kecil daripada varians sampel yang ditunjukkan pada Jadual 2 kecuali bagi model EGARCH (1,1). Perbezaan nilai α_0 ini berlaku akibat daripada perubahan varians bersyarat merentasi masa dan sumbangan yang diberikan terhadap varians bersyarat. Hasil tambah parameter ARCH ($\alpha_1 + \alpha_2$) dan GARCH ($\alpha_1 + \beta_1$) pula didapati lebih kecil daripada satu (1) menunjukkan model yang disesuaikan adalah pegun dan wujud sekurang-kurangnya momen kedua di dalam model. Ia juga bermaksud bahawa kesan kejutan terhadap jangkaan kemeruapan adalah bersifat sementara.

Model ARCH (q), GARCH (p,q), EGARCH (p,q) dan GJR-GARCH (p,q) untuk $p = 1, 2$ dan $q = 1, 2, 3, 4$ diuji bagi menentukan model yang terbaik disesuaikan terhadap data. Ujian Nisbah Kebolehjadian (LR) dan nilai min kuasa dua ralat digunakan bagi menentukan model yang terbaik.² Berdasarkan kepada kedua-dua ujian ini, didapati model ARCH (2), GARCH (1,1), EGARCH (1,1) dan GJR-GARCH (2,1) dapat mewakili data RSS 1 dengan baik. Hampir kesemua parameter yang dianggar, signifikan pada aras keertian 5%.

Pada peringkat awal analisis, didapati kesan ARCH wujud dalam data RSS 1 yang digunakan. Untuk menguji kehadiran kesan ARCH dalam model, ujian Pendaraban Lagrange (LM) dijalankan terhadap model AR (1) yang telah dibina terlebih dahulu. Oleh kerana wujud kesan ARCH, maka model varians bersyarat pula dipadankan terhadap data bagi tujuan mengatasi kesan ARCH yang wujud. Setelah model varians bersyarat yang bersesuaian dikenal pasti, seterusnya ujian LM dijalankan sekali lagi bagi memastikan adakah kesan ARCH tersebut masih wujud atau tidak. Hasilnya, didapati

JADUAL 3. Model varians bersyarat bagi RSS 1

Parameter	ARCH (2)	GARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GJR-GARCH (2,1)
	-0.001543 (0.002603)	-0.001938 (0.002175)	-0.000695 (0.002249)	-0.001029 (0.002324)
	0.2789* (0.0675)	0.2343* (0.061)	0.2401* (0.0708)	0.2467* (0.0652)
α_0	0.00133* (0.000325)	0.000236 (0.000131)	1.1904* (0.4772)	0.000282 (0.000216)
α_1	0.2733* (0.1043)	0.3338* (0.1019)	0.475* (0.1134)	0.3892* (0.1738)
α_2	0.2282* (0.1046)	0.0354 (0.1876)
β_1	...	0.6132* (0.1125)	0.8658* (0.067)	0.5893* (0.1985)
γ_1	0.0695 (0.087)	-0.185 (0.1764)
Log-kebolehhadian	449.5509	458.838	461.0946	459.7902
Min kuasa dua ralat	0.050435	0.050444	0.050407	0.050413

* Bererti pada aras keertian 5%.

Nilai di dalam kurungan merupakan nilai ralat piawai.

Sila rujuk persamaan (3) hingga (6) untuk persamaan model-model yang dianggar.

statistik ujian yang digunakan (nR^2) tidak lagi signifikan dan ini membawa maksud masalah ARCH dapat diatasi melalui penggunaan keempat-empat model varians bersyarat tersebut.

Salah satu tujuan kajian ini dijalankan adalah untuk melihat kewujudan sifat tidak simetri dalam data yang digunakan melalui model EGARCH dan GJR-GARCH. Sifat tidak simetri memperihalkan peranan tanda atau arah terhadap kemeruapan harga apabila wujud hubungan di antara harga dan kemeruapan. Menurut Black (1976), perubahan harga yang negatif akan memberikan kesan yang lebih besar kepada kemeruapan harga berbanding dengan kemeruapan yang positif.

Berdasarkan model EGARCH (1,1) yang dibina, didapati parameter γ yang mewakili kesan keumpilan bernilai positif dan tidak signifikan walaupun pada aras keertian 10%. Bagi model GJR-GARCH pula, parameter γ yang diperolehi bernilai negatif (-0.185) yang juga tidak signifikan. Oleh

yang demikian, keputusan ini menunjukkan bahawa sifat tidak simetri yang dikaji terhadap data RSS 1 tidak wujud. Keadaan ini menunjukkan bahawa maklumat bulanan harga tidak mempunyai kesan yang signifikan terhadap kemeruapan harga RSS 1.

Jadual 4 pula memberikan hasil yang diperolehi setelah data SMR 20 dipadankan kepada model ARCH (2), GARCH (1,1), EGARCH (1,1) dan GJR-GARCH (1,1). Hampir kesemua nilai jangkaan parameter adalah signifikan pada aras keertian 5% dan hasil yang diperolehi agak sama dengan apa yang diperolehi daripada data RSS 1. Kesemua nilai jangkaan bagi α_0 adalah positif dan lebih kecil daripada varians sampel yang ditunjukkan pada Jadual 2 kecuali bagi model EGARCH (1,1). Perbezaan nilai α_0 ini berlaku akibat daripada perubahan varians bersyarat merentasi masa dan sumbangan yang diberikan terhadap varians bersyarat. Hasil tambah parameter ARCH ($\alpha_1 + \alpha_2$) dan GARCH ($\alpha_1 + \beta_1$) juga didapati lebih kecil daripada satu (1) menunjukkan model yang disuaikan adalah pegun dan wujud sekurang-kurangnya momen kedua di dalam model.

Bagi data SMR 20 ini, model ARCH (q), GARCH (p,q), EGARCH (p,q) dan GJR-GARCH (p,q) untuk $p = 1, 2$ dan $q = 1, 2, 3, 4$ juga diuji bagi menentukan model yang terbaik disuaikan terhadap data. Berdasarkan kepada ujian nisbah kebolehjadian dan min kuasa dua ralat ujian, didapati model ARCH (2), GARCH (1,1), EGARCH (1,1) dan GJR-GARCH (1,1) dapat mewakili data SMR 20 dengan baik. Hampir kesemua parameter yang dianggar signifikan pada aras keertian 5%. Sebagai tambahan, statistik ujian (nR^2) didapati tidak lagi signifikan dan ini membawa maksud masalah ARCH dapat diatasi melalui penggunaan model ARCH (2), GARCH (1,1), EGARCH (1,1) dan GJR-GARCH (1,1) bagi set data SMR 20. Kesan keumpulan yang tidak signifikan dan diukur melalui model EGARCH dan GJR-GARCH menunjukkan bahawa ketidakhadiran sifat simetri dalam data SMR 20 yang digunakan. Keadaan ini menunjukkan bahawa maklumat bulanan harga tidak mempunyai kesan yang signifikan terhadap kemeruapan harga SMR 20.

KESIMPULAN

Secara keseluruhannya, corak kemeruapan harga sentiasa berubah merentasi masa dan menunjukkan masalah heteroskedastisiti wujud dalam data yang digunakan. Oleh yang demikian, penggunaan model keluarga ARCH dalam memodelkan kedua-dua data RSS 1 dan SMR 20 merupakan langkah yang tepat bagi mengatasi masalah heteroskedastisiti yang dikenal pasti wujud pada peringkat awal analisis. Setelah model persamaan

JADUAL 4. Model varians bersyarat bagi SMR 20

Parameter	ARCH (2)	GARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GJR-GARCH (2,1)
	-0.00233 (0.00286)	-0.00222 (0.002248)	-0.00017 (0.002326)	-0.00058 (0.00247)
	0.3385* (0.0779)	0.3199* (0.067)	0.2936* (0.0674)	0.3268* (0.0648)
α_0	0.001292* (0.000243)	0.000153 (0.00013)	-0.886* (0.4038)	0.000162 (0.000109)
α_1	0.1354 (0.0911)	0.2561* (0.0736)	0.3638* (0.1169)	0.3359* (0.01053)
α_2	0.5306* (0.152)
β_1	...	0.7183* (0.08015)	0.8995* (0.06188)	0.7396* (0.06504)
γ_1	0.1284 (0.0773)	-0.2286 (0.1335)
Log-kebolehhadian	436.5853	447.7765	452.5065	450.4864
Min kuasa dua ralat	0.053656	0.053658	0.053642	0.053658

* Bererti pada aras keertian 5%.

Nilai di dalam kurungan merupakan nilai ralat piawai.

Sila rujuk persamaan (3) hingga (6) untuk persamaan model-model yang dianggar.

bersyarat disesuaikan terhadap set data yang digunakan, didapati masalah heteroskedastisiti tidak lagi wujud dalam data. Nilai darjah keberterusan kemeruapan yang kurang dari nilai 1 juga membuktikan bahawa kejutan terhadap kemeruapan adalah bersifat sementara. Ini bermaksud bahawa, jika tahap kemeruapan berubah dari tahap keseimbangannya akibat dari sesuatu kejutan atau kehadiran maklumat baru, maka perubahan tersebut hanyalah bersifat sementara sahaja. Untuk itu, para penggubal dasar seharusnya tidak perlu memperkenalkan dasar-dasar baru bagi tujuan mengawal perubahan tahap kemeruapan yang berlaku.

Berdasarkan kepada anggaran model EGARCH dan GJR-GARCH nilai anggaran parameter bagi kesan keumpulan didapati tidak signifikan pada mana-mana aras keertian yang piawai dan ini mengesahkan bahawa sifat tidak simetri ini tidak wujud antara kejutan perubahan harga getah

dan kemeruapan perubahan harga getah. Dengan kata lain, arah kejutan pulangan (perbezaan antara jangkaan dan sebenar) tidak memberikan perbezaan yang bererti dalam menerangkan jangkaan kemeruapan perubahan harga getah. Berdasarkan kepada nilai log kebolehdajian, model GARCH (1,1) memberikan nilai yang lebih besar daripada model ARCH (2) yang diperolehi bagi kedua-dua set data RSS 1 dan SMR 20. Oleh yang demikian, dapat disimpulkan bahawa model GARCH (1,1) merupakan model yang dapat menyesuaikan data dengan lebih baik berbanding tiga model yang lain. Ini adalah selaras dengan kajian-kajian yang dijalankan oleh penyelidik-penyelidik lepas seperti Akgiray (1989) serta Bera dan Higgins (1992).

Oleh yang demikian, adalah diharapkan maklumat dan penemuan yang diperolehi ini mampu untuk meningkatkan lagi pengetahuan tentang kepentingan maklumat dalaman dan luaran dalam mempengaruhi pasaran komoditi, khususnya getah asli. Langkah-langkah bagi mengatasi faktor-faktor yang menyebabkan berlakunya kenaikan dan penurunan harga secara mendadak perlu dikaji supaya perubahan harga tidak terlalu meruap dan boleh dikawal. Adalah dicadangkan untuk kajian yang akan datang, pembolehubah-pembolehubah yang mempengaruhi harga getah asli seperti jumlah import, eksport, cukai tahunan dan lain-lain dimasukkan sebagai pembolehubah penerang supaya lebih banyak analisis dan maklumat dapat diperolehi dan dimanfaatkan.

NOTA

- 1 Oleh kerana kesan keumpulan merujuk kepada kemeruapan berbanding kesan kejutan yang positif, maka untuk membuktikan kewujudan fenomena ini, nilai γ_j mestilah negatif dan signifikan, kerana jika keadaan ini berlaku, kecerunan persamaan varians akan menjadi lebih besar jika berlaku kejutan negatif ($\epsilon_t < 0$) berbanding dengan kecerunan persamaan varians jika kejutan positif ($\epsilon_t > 0$) berlaku.
- 2 Keputusan untuk kedua-dua ujian ini bagi kesemua model dengan nilai p dan q yang berbeza-beza boleh diperolehi dari penulis. Keputusan untuk model yang terpilih sahaja yang persembahkan dalam teks.

RUJUKAN

- Akgiray, V. 1989. Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts. *Journal of Bussiness* 62(57): 66-73.
- Anderson, R. & J. Danthine. 1983. The time pattern of hedging and the volatility of future prices. *Review of Economic Studies* 50: 249-266.
- Anderson, R. 1985. Some determinants of the volatility of future prices. *The*

- Journal of Future Markets* 5: 331-348.
- Bera, A. & M. Higgins. 1993. ARCH models: Properties, estimation and testing. *Journal of Economic Survey* 7: 305-362.
- Black, F. 1976. The pricing of commodity contracts. *Journal of Financial Economics* 3: 167-179.
- Bollerslev, T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics* 31: 307-327.
- Bollerslev, T., R. Chou & K. Kroner. 1992. ARCH modelling in finance. *Journal of Econometrics* 5-59.
- Bollerslev, T. & J. M. Wooldridge. 1992. Quasi maximum-likelihood estimation and inference in dynamic models with time varying covariances. *Econometrics Reviews* 11: 143-172.
- Buletin Getah 2003. Lembaga Getah Malaysia.
- Choi, J. W. & F. A. Longstaff. 1985. Pricing options on agricultural futures: An application of the constant elasticity of variance option pricing model. *The Journal of Future Markets* 5: 247-258.
- Enders, W. 1995. *Applied econometric time series*. United States of America: John Wiley & Sons, Inc.
- Engle, R. F. 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50(4): 987-1007.
- Engle, R. F. & V. Ng. 1993. Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance* 48: 1747-1778.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan & D. E. Runkle. 1993. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance* 48: 1779-1801.
- Hennessey, D. & T. Wahl. 1996. The effects of decision making futures price volatility. *American Journal of Agricultural Economics* 78: 591-603.
- Herrmann, R. 1983. The effects of partial international price stabilization on the stability of national export earnings. *The Developing Economics* 21: 207-224.
- Holt, M. T. & S. V. Aradhyula. 1990. Risk behavior and rational expectations in the U.S. Broiler Market. *American Journal of Agricultural Economics* 892-902.
- Hudson, D. & K. Coble. 1999. Harvest contract price volatility for cotton. *The Journal of Future Markets* 19: 717-733.
- Kenyon, D., K. Kling, J. Jordan, W. Seale & N. McCabe. 1987. Factor affecting agricultural futures price variance. *The Journal of Future Markets* 7: 73-91.
- Laporan Tahunan Lembaga Getah Malaysia 2002.
- Nelson, D. B. 1991. Conditional Heteroskedasticity In Asset Returns: A New Approach. *Econometrica* 59(2): 347-370.
- Roche, M. J. & K. McQuinn. 2003. Grain price volatility in a small open economy. *European Review of Agricultural Economics* 30(1): 77-98.
- Streeter, D. & W. Tomek. 1992. Variability in soybean future prices: An integrated

- framework. *The Journal of Future Markets* 12: 705-728.
- Swaray, R. B. 2002. Volatility of primary commodity prices: Some evidence from agricultural exports in Sub-Saharan Africa (atas talian) <http://www.fenews.com/fen22/garch.html> (20 Disember 2003).
- Yang, S. R. & B. W. Brorsen. 1992. Nonlinear dynamics of daily cash prices. *Journal of Agricultural Economics* 74: 706-715.

Pusat Pengajian Sains Matematik
Fakulti Sains dan Teknologi
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600 UKM Bangi
Selangor Darul Ehsan

