

Korelasi Bersyarat dan Limpahan Kemeruapan bagi Pulangan Harga SMR20 dan Pulangan Pasaran Niaga Hadapan Getah (TOCOM, SICOM dan SHFE) (Conditional Correlation and Volatility Spillover: Case on SMR20 and Futures' (TOCOM, SICOM and SHFE) Returns)

SITI MAHIRAH ABDUL GANI*, ZAIDI ISA & MUNIRA ISMAIL

Jabatan Sains Matematik, Fakulti Sains dan Teknologi, Universiti Kebangsaan Malaysia, 43600 UKM Bangi, Selangor, Malaysia

Diserahkan: 15 Mei 2024/Diterima: 5 Julai 2024

ABSTRAK

Malaysia adalah di antara negara pengeluar utama bagi getah asli. Terdapat pelbagai faktor yang boleh mempengaruhi harga getah asli (asas dan bukan asas). Salah satu faktor tersebut adalah pasaran niaga hadapan. Pasaran niaga hadapan memainkan peranan yang penting dalam pasaran semasa sebagai alat lindungan nilai dan mekanisme penentuan harga. Pasaran niaga hadapan juga terlibat dalam penemuan kesan anjur-susul dengan pasaran semasa. Kajian ini menerangkan hubungan kemeruapan harga getah asli Malaysia gred SMR20 dengan tiga pasaran niaga hadapan utama iaitu Bursa Komoditi Tokyo (TOCOM), Bursa Komoditi Singapura (SICOM) dan Bursa Hadapan Shanghai (SHFE). Berdasarkan hasil empirik daripada model bivariat GARCH Korelasi Bersyarat Dinamik (DCC GARCH), terdapat kesan masa turun-naik dan korelasi bersyarat dinamik yang bererti antara SMR20 dan pasaran niaga hadapan. Hasil model GARCH Baba, Engle, Kraft dan Kroner (BEKK) menunjukkan bahawa terdapat kesan kemeruapan melimpah yang mana kemeruapan SHFE melimpah ke SMR20 dan sebaliknya bagi SICOM dan TOCOM.

Kata kunci: Bivariat GARCH; korelasi bersyarat; limpahan kemeruapan

ABSTRACT

Malaysia is one of the top producer's countries of natural rubber. The price of natural rubber is often affected by fundamental factors but also non-fundamental ones such as the futures market. Futures market plays a vital role in the spot market as a hedging and price mechanism tool and has an established lead-lag relationship with the spot market. This paper describes the relationship of the price's volatility of Malaysia's natural rubber SMR20 (Standard Malaysian Rubber 20) in the spot market against rubber futures markets Tokyo Commodity Exchange (TOCOM), Singapore Commodity Exchange (SICOM) and Shanghai Futures Exchange (SHFE). These three futures markets were considered to have the most effect on Malaysia's natural rubber physical market. The empirical results from bivariate Dynamic Conditional Correlation Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (DCC GARCH) model indicates that there is evidence of time-varying and a significant dynamic conditional correlation between SMR20 and futures market. The results of the bivariate Baba, Engle, Kraft and Kroner (BEKK) GARCH model shows the presence of volatility spillover effect. The results show that the volatility of SHFE spills over to SMR20 and vice versa for the other two futures markets (SICOM and TOCOM).

Keywords: Bivariate GARCH; conditional correlation; volatility spillover

PENGENALAN

Pasaran komoditi ialah tempat berlakunya proses jual beli komoditi dan dianggap sebagai produk dagangan. Komoditi boleh dikategorikan kepada dua kumpulan iaitu komoditi keras dan komoditi lembut. Komoditi keras adalah sumber yang wujud secara semula jadi dan perlu diekstrak untuk mendapatkan bahan mentah seperti getah, minyak dan emas. Sementara itu, komoditi lembut merujuk

kepada produk yang diperoleh daripada bahan mentah pertanian seperti jagung, gandum, kopi, gula, koko dan tembakau.

Pada masa ini di Malaysia, Kementerian Perladangan dan Komoditi (KPK) adalah badan kerajaan yang bertanggungjawab dalam sektor ini. Sektor perladangan dan komoditi telah menyumbang dengan ketara kepada pembangunan ekonomi Malaysia sejak 50 tahun lepas.

Berdasarkan Laporan Tahunan Kementerian Industri Utama tahun 2019, sektor pertanian yang bernilai RM84.69 bilion menyumbang sebanyak 6.08 peratus kepada jumlah keseluruhan Keluaran Dalam Negara Kasar (KDNK). Sektor perladangan dan komoditi di Malaysia terdiri daripada enam sub-sektor iaitu ternakan, memancing, perhutanan balak, kelapa sawit, getah dan pertanian lain (padi, kenaf, koko, lada). Sehingga kini, sektor getah dan barangan berasaskan getah memberikan sumbangan yang besar terhadap Malaysia dari segi KDNK, nilai pendapatan eksport dan juga peluang pekerjaan.

Lembaga Getah Malaysia (LGM) bertanggungjawab menghasilkan data harga harian, bulanan dan tahunan getah asli bagi kelas yang berbeza. Pada tahun 2016, purata getah semula jadi bagi SMR20 ialah 568.45 sen per kilogram, peningkatan 8.9 peratus berbanding 521.90 sen per kilogram pada tahun 2015. Pada tahun 2017, harga purata mengalami kenaikan mendadak iaitu 703.71 sen per kilogram dan pada tahun 2018, ia mengalami penurunan kepada 543.56 sen per kilogram (Monthly and Yearly Average Price, Malaysian Rubber Board). Trend ini menunjukkan bahawa harga getah telah mengalami perubahan ketara beberapa tahun kebelakangan ini. Berdasarkan kajian kepustakaan lampau, penentu utama yang mempengaruhi harga getah semula jadi adalah tawaran dan permintaan, import dan eksport, harga minyak mentah, inflasi, dan kadar pertukaran (Burger & Smit 1989; Burger, Smit & Vogelvang 2002; Khin, Wong & Ung 2016; Khin, Zainalabidin & Hameed 2012; Sadali 2013). Laporan Tahunan KPK (2017) dan Chang et al. (2011) menunjukkan bahawa kemruapan harga pada pasaran niaga hadapan getah adalah punca berlakunya turun-naik tersebut.

Pasaran niaga hadapan berupaya mempengaruhi harga fizikal (pasaran semasa) dan bertindak sebagai medium bagi pelabur dan peniaga untuk melindungi kedudukan pasaran semasa mereka bagi mengurangkan potensi risiko yang ada. Pasaran niaga hadapan juga bertindak sebagai mekanisme harga dalam menentukan harga semasa disebabkan oleh kos transaksi dan margin yang rendah, pelaksanaan yang cepat dan ketersediaan yang mudah untuk memasuki kedudukan singkat (Booth, So & Tse 1999). Selain itu, pasaran niaga hadapan juga mempunyai hubungan kesan pimpin-langkah dengan pasaran semasa. Hubungan ini menunjukkan kewujudan hubungan jangka panjang dan stabil antara pasaran niaga hadapan dan harga semasa disebabkan oleh kos pengangkutan bagi komoditi tersebut (Telser 1958; Working 1949, 1948). Tiga pasaran niaga hadapan getah utama yang dipertimbangkan dalam kajian ini ialah TOCOM, SICOM dan SHFE memandangkan Malaysia tiada pasaran niaga hadapan getah dan ketiga-tiga pasaran niaga hadapan ini mempunyai jumlah dagangan tertinggi di dunia dan bertindak sebagai penentu harga dunia (Li & Yang 2013).

Penubuhan pasaran niaga hadapan getah sebagai spekulator pasaran mempengaruhi harga fizikal getah semula jadi Malaysia. Oleh itu, kajian mengenai hubungan

antara mereka adalah sangat signifikan. Matlamat pertama kajian ini ialah untuk menentukan hubungan antara harga fizikal getah semula jadi Malaysia (kelas SMR20) dan tiga pasaran niaga hadapan utama bagi getah (TOCOM, SICOM, SHFE). Objektif kedua ialah untuk mengkaji kewujudan limpahan kemruapan dalam kalangan pasaran ini. Dengan mengkaji hubungan antara pasaran dan aliran kemruapan (jika ada), pelabur dan peniaga akan mempunyai pemahaman yang lebih baik mengenai kebergantungan antara pasaran semasa dan pasaran niaga hadapan dan sekali gus akan membantu mereka dalam peruntukan pelaburan atau pembuatan keputusan dagangan.

KAJIAN KEPUSTAKAAN

Banyak kajian telah menyokong kewujudan limpahan kemruapan dan korelasi antara harga semasa dan harga pasaran niaga hadapan. Yang, Bessler dan Leatham (2001) mengkaji prestasi penemuan harga bagi jagung, oat, soya dan tiga jenis gandum yang penting. Mereka mendapati bahawa untuk komoditi yang boleh disimpan, pasaran niaga hadapan bertindak sebagai indikator penting bagi pasaran semasa. Chang et al. (2011) mengkaji hubungan antara harga getah semasa bagi Thailand dan Singapura dengan pasaran niaga hadapan getah utama iaitu TOCOM, Pertukaran Merkantil Osaka (OME) dan SICOM. Mereka menggunakan kerangka kerja GARCH multivariat yang terdiri daripada Korelasi Bersyarat Malar GARCH (CCC GARCH), DCC GARCH, Purata Bergerak Vektor Autoregresi (VARMA) GARCH dan VARMA Asimetri GARCH. Mereka mendapati bahawa terdapat kesan limpahan antara kebanyakan pasangan (pasaran semasa dan pasaran niaga hadapan) dan untuk sesetengah pasangan, terdapat saling kebergantungan antara mereka. Selain itu, mereka mendapati bahawa terdapat kesan asimetri (kejutan positif dan negatif) pada kemruapan bersyarat. Boonyanuphong dan Sriboonchitta (2014) memodelkan saling kebergantungan antara harga getah semasa Thailand dan beberapa pasaran niaga hadapan getah iaitu Pertukaran Niaga Hadapan Pertanian (AFET) Thailand, TOCOM Jepun, SICOM Singapura dan SHFE China menggunakan kaedah gabungan fungsi kopula dan teori nilai ekstrem. Hasil penyelidikan empirik menunjukkan saling kebergantungan yang rendah antara harga getah semasa dan pasaran niaga hadapan getah Thailand. Harga semasa juga dipengaruhi oleh harga pasaran niaga hadapan getah TOCOM, SICOM dan SHFE kerana terdapat kebergantungan simetri antara mereka. Walau bagaimanapun, apabila peristiwa ekstrem berlaku, harga pasaran niaga hadapan tidak dapat menjelaskan perubahan dalam harga semasa getah di Thailand kerana nilai kebergantungan hujung yang agak rendah.

Li dan Yang (2013) mengkaji hubungan antara kemruapan pulangan pasaran niaga hadapan getah Thailand yang dikenali sebagai AFET dan kemruapan

empat pasaran niaga hadapan iaitu pasaran niaga hadapan getah SICOM, pasaran niaga hadapan TOCOM bagi getah, minyak mentah dan minyak gas. Mereka menganggarkan kemeruapan bersyarat, kovarians dan korelasi menggunakan model GARCH yang mempunyai fungsi kopula Gaussian, kopula Student-t dan kopula Clayton. Mereka mendapati bahawa fungsi kopula Gaussian lebih baik dari segi keupayaan analisis dan ketegaran bagi hubungan antara kemeruapan niaga hadapan getah AFET dan kemeruapan niaga hadapan getah SICOM dan TOCOM. Sementara itu, struktur kebergantungan Student-t lebih baik dalam menjelaskan hubungan antara kemeruapan niaga hadapan getah AFET dan kemeruapan niaga hadapan minyak TOCOM dan ketegaran kemeruapan mereka.

Manera, Nicolini dan Vignati (2012) menganalisis harga niaga hadapan bagi empat komoditi tenaga dan lima komoditi pertanian dari segi perkaitan mereka dengan faktor mikro ekonomi dan spekulasi kewangan. Perhubungan antara pasaran yang berbeza juga diuji dan juga kehadiran limpahan kemeruapan di seluruh pasaran menggunakan model GARCH multivariat (CCC dan DCC). Mereka mendapati bahawa spekulasi kewangan tidak cukup bererti dalam memodelkan pulangan komoditi manakala faktor mikro ekonomi menyumbang kepada penentuan pulangan. Juga, terdapat kesan limpahan antara komoditi dan korelasi bersyarat mereka adalah tinggi dan berubah dengan masa. Song et al. (2016) mengkaji hubungan dinamik antara pasaran minyak China dan pasaran minyak utama antarabangsa menggunakan model DCC GARCH multivariat dan ujian kebersebaban Granger. Mereka mendapati bahawa pasaran minyak mentah Daqing mempunyai korelasi dinamik yang agak tinggi dengan pasaran minyak mentah Dubai.

Segala sorotan penyelidikan yang dikaji semula ini menyokong perkaitan antara pasaran semasa dan pasaran niaga hadapan. Walau bagaimanapun, terdapat sesetengah sorotan kajian yang menemui bukti sebaliknya. Darrat, Rahman dan Zhong (2002) mengkaji kesan pasaran niaga hadapan indeks terhadap pasaran semasa dari segi kemeruapan mereka menggunakan model EGARCH. Mereka mendapati bahawa kemeruapan pasaran niaga hadapan tidak mempengaruhi kemeruapan pasaran semasa dan sebaliknya menunjukkan bahawa pasaran semasa yang mengawal pasaran niaga hadapan depan. Kuiper, Pennings dan Meulenbergh (2002) mengkaji hubungan antara harga semasa dan harga niaga hadapan bagi komoditi jagung. Mereka mendapati bahawa harga masa hadapan adalah faktor luaran bagi harga semasa dan mereka mempunyai hubungan yang lemah dalam kedua-dua jangka masa pendek dan jangka masa panjang. Oleh itu, boleh disimpulkan bahawa pasaran niaga hadapan tidak mempunyai kesan yang bererti terhadap harga semasa. Mohan dan Love (2004) melanjutkan lagi teori tersebut dengan mengkaji hubungan antara pasaran semasa kopi dan pasaran niaga hadapannya. Menggunakan analisis regresi, mereka mendapati bahawa kemeruapan harga

semasa kopi tidak bergantung kepada kemeruapan harga niaga hadapan. Wang dan Ke (2005) mengkaji kecekapan pasaran niaga hadapan kacang soya dan gandum China dengan menentukan hubungan mereka dengan pasaran fizikal masing-masing. Mereka mendapati bahawa, untuk kacang soya, terdapat hubungan jangka masa panjang antara pasaran semasa dan pasaran niaga hadapannya tetapi hubungan yang lemah untuk jangka masa pendek. Mereka juga mendapati bahawa tiada hubungan antara pasaran semasa gandum dan pasaran niaga hadapannya kurang cekap disebabkan oleh spekulator pasaran yang terlampau dalam membuat spekulasi dan campur tangan daripada kerajaan China.

Terdapat banyak aplikasi empirik bagi mengkaji hubungan antara pasaran semasa dan niaga hadapan. Walau bagaimanapun, tidak banyak penyelidikan yang memberi tumpuan kepada pasaran getah di Malaysia dalam hal pergerakan bersama dan aliran kemeruapan dengan pasaran niaga hadapan yang tersedia. Oleh itu, kertas ini akan memberi tumpuan kepada hubungan antara pasaran semasa getah di Malaysia dan pasaran masa hadapan getah.

METODOLOGI

Objektif pertama kertas ini ialah untuk mengkaji hubungan antara pulangan harga semasa getah asli Malaysia dengan pulangan tiga pasaran hadapan utama getah asli menggunakan model GARCH multivariat. Model ini sering digunakan bagi pemodelan kemeruapan dan juga kemeruapan bersama. Bauwens, Laurent dan Rombouts (2006) menyatakan terdapat tiga kategori bagi membina GARCH multivariat iaitu generalisasi langsung, gabungan linear dan gabungan tak linear daripada model GARCH univariat.

Fokus kajian ini adalah pada kategori gabungan tak linear kerana ia membenarkan kekhususan berasingan antara varians bersyarat bagi setiap pasaran yang diuji dan matriks korelasi bersyarat. Maka, parameter yang perlu dianggarkan berkurangan dan lebih mudah untuk dianggarkan. Model GARCH Korelasi Bersyarat Malar (GARCH CCC) yang diperkenalkan oleh Bollerslev (1990) sering digunakan bagi kategori ini namun model tersebut mengandaikan bahawa korelasi bersyarat adalah sentiasa malar bagi keseluruhan siri masa. Andaian tersebut tidak sesuai untuk diterapkan pada siri masa kewangan.

Maka, Engle (2002) mengusulkan model GARCH Korelasi Bersyarat Dinamik (GARCH DCC). Model ini mengandaikan bahawa matriks korelasi bersyarat berubah dengan masa. Andaian ini menyebabkan model DCC-GARCH mengekalkan tafsiran mudah dan kefleksibelan seperti yang terdapat pada model GARCH univariat dan pada masa yang sama menawarkan matriks korelasi bersyarat yang lebih dinamik berbanding dengan model CCC-GARCH (Dajčman & Festić 2015; Marshall, Maulana & Tang 2009; Song et al. 2016).

Model DCC-GARCH oleh Engle (2002) mengandaikan bahawa pulangan dari k aset adalah normal multivariat bersyarat dengan min sifar dan matriks varians kovarians, H_t . Fungsi siri pulangan pada masa t jika terdapat data siri pada masa $t-1$ adalah seperti berikut:

$$r_t | \xi_{t-1} \sim N(0, H_t) \text{ dan } H_t \equiv D_t R_t D_t = \rho_{ijt} \sqrt{h_{iit} h_{jtt}}$$

dengan D_t adalah matriks pepenjuor $k \times k$ bagi sisihan piawai yang berubah dengan masa dari model GARCH univariat dengan $\sqrt{h_{it}}$ adalah pepenjuor yang ke- i ($D_t = \text{pepenjuor}(h_{1t}, \dots, h_{kt})$); R_t adalah matriks korelasi bersyarat yang berubah dengan masa. Varians bersyarat h_{it} adalah unsur bagi matriks D_t yang diperoleh daripada rumus berikut:

$$h_{it} = \omega_i + \sum_{k=1}^p \alpha_{ik} \varepsilon_{i-k}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_{ij} h_{i,j-1}$$

bagi $i=1, 2, 3, \dots, n$ dengan ε_{i-k}^2 adalah sebutan ARCH dan adalah varians bersyarat pada masa $t-1$. Kekangan yang ditetapkan adalah jumlah α_{ik} dan β_{ij} kurang daripada satu bagi memastikan kepegunan dan nilai varians bersyarat sentiasa positif. Manakala rumus bagi R_t adalah seperti berikut:

$$R_t = (\text{pepenjuor } Q_t)^{-1/2} Q_t (\text{pepenjuor } Q_t)^{-1/2}$$

$$Q_t = (1 - a - b) \bar{Q} + a \cdot \delta_{t-1} \delta'_{t-1} + b \cdot Q_{t-1}$$

dengan Q_t adalah matriks $n \times n$ yang sentiasa positif dikenali sebagai matriks kovarians bersyarat. \bar{Q} adalah matriks kovarians tidak bersyarat dan δ_{t-1} adalah vektor reja terpiawai ($\delta_{t-1} = \frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}}$). a dan b adalah parameter yang sentiasa positif dan mempunyai jumlah yang sentiasa kurang daripada satu bagi mengenal pasti kesan kejutan lampau dan dinamik korelasi bersyarat lampau terhadap dinamik korelasi bersyarat semasa.

Objektif kedua adalah bagi mengkaji limpahan kemeruapan antara pasaran getah Malaysia (SMR20) dan pasaran niaga hadapan yang utama bagi getah (TOCOM, SICOM, SHFE) menggunakan model BEKK-GARCH. Model ini digunakan kerana momen lebih tinggi bagi pulangan pasaran semasa dan pasaran niaga hadapan sering dikategorikan sebagai taburan hujung lemak dan model ini juga mempertimbangkan kesan dagangan yang berterusan menggunakan matriks varians kovarians (Feng, Lin & Ho 2003; Kang, Cheong & Yoon 2013) the study focuses on the volatility spillover relationship between spot and futures markets by using three high-frequency (10 min, 30 min, and 1 h time-scales. Model BEKK-GARCH lengkap dengan kesemua pasaran dalam satu model yang mengandungi 42 parameter perlu dianggarkan. Ini adalah agak sukar bagi algoritma yang sedia ada untuk menumpu (Ledoit, Santa-Clara & Wolf 2003; Wang & Wu 2012). Oleh itu, kajian ini bertumpu pada model BEKK-

GARCH bivariat seperti kajian yang dijalankan oleh Chang et al. (2011). Penyelidikan ini mengkaji limpahan kemeruapan antara dua pasaran pada satu-satu masa iaitu antara SMR20 dan TOCOM antara SMR20 dan SICOM dan antara SMR20 dan SHFE. Rumus matriks varians kovarians, H_t bagi model BEKK-GARCH bivariat ini adalah seperti berikut:

$$H_t = C' C + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B$$

dengan C adalah matriks bersegitiga bawah yang bertanggungjawab memastikan rumus H_t sentiasa positif. Unsur bagi matriks H , A , B dan C adalah seperti berikut:

$$H = \begin{bmatrix} h_{11} & h_{12} \\ h_{21} & h_{22} \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}, C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}$$

dengan

$$\sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A_{kj} \otimes A_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K B_{kj} \otimes B_{kj}$$

dengan \otimes merujuk kepada hasil darab Kronecker antara dua matriks dan nilai mutlaknya kurang daripada satu untuk memastikan kepegunan bagi kovarians (Silvennoinen & Teräsvirta 2009). Unsur bukan pepenjuor pada matriks A dan B menentukan kesan pasaran silang seperti kejutan dan limpahan kemeruapan dalam kalangan pasaran yang diuji. Unsur pepenjuor bagi kedua-dua matriks A dan B pula masing-masing mewakili kesan ARCH dan kesan GARCH (ketegaran kemeruapan).

DATA

Data harga fizikal harian getah asli Malaysia dan harga tiga pasaran niaga hadapan getah digunakan dalam penyelidikan ini bermula dari 2 Januari 2008 hingga 31 Disember 2018. Harga fizikal harian getah asli Malaysia diperoleh daripada laman web rasmi Lembaga Getah Malaysia. Untuk kajian ini, tumpuan hanya pada harga asli gred SMR20 kerana yang paling banyak diperdagangkan bagi penghasilan tayar. Oleh kerana Malaysia tidak mempunyai pasaran niaga bagi getah, penyelidikan ini memberi tumpuan kepada hubungan dengan tiga pasaran niaga hadapan getah antarabangsa utama iaitu TOCOM, SICOM dan SHFE. Harga harian bagi pasaran niaga hadapan diperoleh daripada Bloomberg. Terdapat sedikit perbezaan antara pasaran fizikal di Malaysia dan pasaran niaga hadapan di negara-negara lain dari segi hari dagangan setiap tahun, terutamanya bilangan cuti awam. Oleh itu, kami memilih data hari dagangan bagi keempat-empat pasaran getah (fizikal dan niaga hadapan) dan mengeluarkan tarikh apabila sekurang-kurangnya satu negara sedang bercuti. Oleh itu, sampel akhir terdiri daripada 2686 data bagi setiap pasaran. Harga penutup harian yang dikumpulkan kemudian ditukarkan ke siri pulangan berbentuk peratusan menggunakan rumus berikut:

$$r_t = 100(\log P_t - \log P_{t-1}) \quad t = 1, 2, \dots, n$$

dengan r_t ialah siri pulangan dan P_t dan P_{t-1} masing-masing ialah harga penutup bagi hari t dan $t-1$.

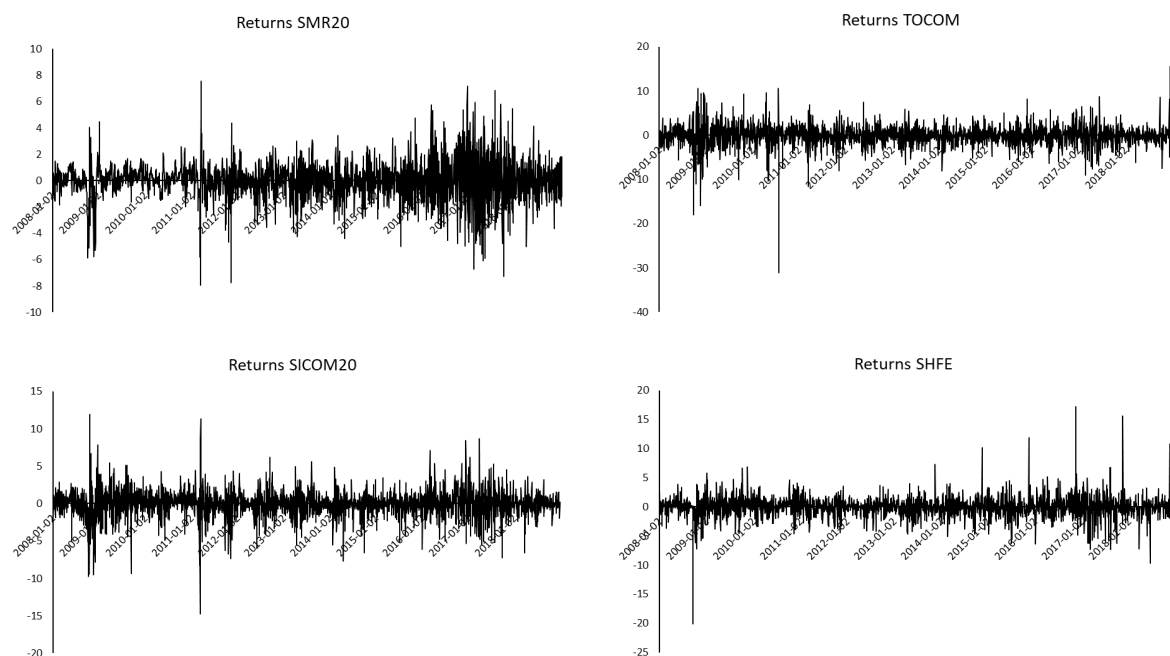
Berdasarkan jadual statistik deskriptif yang diberikan (Jadual 1), pulangan semua pasaran sedikit terpencong ke kiri kecuali bagi pulangan SHFE. Hasil ujian ADF menunjukkan bahawa siri pulangan adalah pegun kerana hipotesis nol bagi tak pegun ditolak pada aras keertian 1%. Semua siri pulangan mempunyai nilai kurtosis yang besar yang menunjukkan bahawa mereka mempunyai taburan hujung lemak dan leptokurtik (kurtosis > 3). Berdasarkan statistik Ljung-Box, tiada siri pulangan yang menunjukkan sifat hingar putih kerana nilai statistik mereka bererti pada 1%. Ini menunjukkan bahawa terdapat kelompok kemeruapan pada siri yang digunakan. Kelompok kemeruapan juga jelas terbukti pada Rajah 1, kerana semua pulangan cenderung untuk berkelompok bersama bagi kedua-dua perubahan kecil dan besar. Oleh itu, kita boleh menyimpulkan bahawa pulangan SMR20, TOCOM, SICOM dan SHFE memenuhi dua daripada tiga ciri utama pulangan kewangan iaitu kelompok kemeruapan dan leptokurtosis.

Statistik JB ialah untuk menguji kenormalan siri pulangan (hipotesis nolnya adalah siri pulangan mempunyai taburan normal). Oleh kerana hipotesis nol ditolak pada aras bererti 1%, kesemua siri pulangan tidak bertaburan

normal. Oleh itu, model DCC-GARCH yang digunakan untuk siri pulangan dimodelkan dengan taburan Student-t. Pendarab Lagrange (LM) digunakan bagi menguji kehadiran kesan ARCH dalam siri pulangan. Semua siri pulangan menunjukkan kesan ARCH yang kuat kerana nilai LM adalah bererti pada paras 1% kecuali pulangan SHFE yang menunjukkan kesan ARCH yang lemah kerana nilai statistik LM hanya bererti pada paras 10%. Ini menunjukkan bahawa model GARCH sesuai untuk digunakan dalam penyelidikan ini.

HASIL KAJIAN DAN PERBINCANGAN

Jadual 2 menunjukkan anggaran parameter bagi model bivariat DCC (1,1)-GARCH (1,1). Model ini digunakan untuk mengkaji korelasi bersyarat yang berubah dengan masa antara pulangan harga semasa getah Malaysia gred SMR20 dan pulangan harga pasaran niaga hadapan utama getah (TOCOM, SICOM20 dan SHFE). Jumlah α_i dan β_i ($i=1,2$) untuk semua pasangan hampir dengan nilai 1 secara relatifnya, menunjukkan paras ketegaran yang agak tinggi dalam varians bersyarat. Nilai purata bagi pekali korelasi bersyarat, menggambarkan bahawa korelasi tanpa syarat, adalah agak tinggi (0.4604, 0.4429 dan 0.4300 masing-masing bagi tiga pasangan dinyatakan). Parameter DCC (a dan b) bertindak sebagai bukti terhadap korelasi malar. Parameter a dan b untuk semua pasangan adalah bererti



RAJAH 1. Graf siri pulangan SMR20, TOCOM, SICOM, SHFE

JADUAL 1. Perihal statistik bagi siri pulangan SMR20, TOCOM, SICOM dan SHFE

	SMR20	TOCOM	SICOM	SHFE
Max	7.5682	15.4922	11.8793	17.1966
Min	-7.9289	-30.9586	-14.7739	-19.9756
Mean	-0.0180	-0.0291	-0.0293	-0.0208
Std Dev	1.7542	2.3245	1.7543	1.7024
Skewness	-0.4039	-1.2893	-0.4039	0.0522
Kurtosis	3.7923	16.7849	6.6737	17.0043
JB statistic	1644.9*** (0.0000)	32275*** (0.0000)	5057.6*** (0.0000)	32361*** (0.0000)
Ljung Box statistic	147.8*** (0.0000)	39.348*** (0.0000)	40.617*** (0.0000)	41.001*** (0.0000)
ADF	-30.9255***	-35.2633***	-34.0795***	-32.8586***
Lagrange Multiplier	286.88*** (0.0000)	17.071*** (0.0000)	106.19*** (0.0000)	2.7618* (0.0965)
Unconditional correlation, ρ	$\rho(\text{SMR20/TOCOM})$ 0.4415	$\rho(\text{SMR20/SICOM})$ 0.4391	$\rho(\text{SMR20/SHFE})$ 0.4709	

*, **, *** masing-masing menunjukkan bahawa nilai adalah bererti pada tahap 10%, 5% dan 1%

pada tahap 1%. Walau bagaimanapun, parameter a untuk pasangan SMR20/SICOM hanya bererti pada tahap 10%. Ini menunjukkan bahawa model DCC-GARCH lebih sesuai digunakan berbanding model CCC-GARCH.

Di samping itu, jumlah anggaran parameter a dan b bagi semua pasangan terlibat masing-masing adalah 0.9713, 0.9858 dan 0.9990 iaitu kurang daripada 1. Ini menunjukkan bahawa model dikenali sebagai balikan min. Ini bermakna bahawa selepas berlakunya perubahan yang ketara semasa pergerakan bersama antara kedua-dua pasaran, akhirnya korelasi bersyarat mereka akhirnya akan kembali kepada paras korelasi tanpa syarat jangka panjang.

Rajah 2 menunjukkan plot korelasi bersyarat dinamik bagi setiap pasangan yang telah diekstrak daripada model DCC-GARCH. Berdasarkan graf tersebut, korelasi bersyarat berubah-ubah sepanjang tempoh yang diuji. Selain itu, SMR20 kelihatan mempunyai korelasi yang agak stabil dan positif dengan TOCOM, SICOM dan SHFE. Ini menunjukkan bahawa peningkatan kemeruapan dalam satu pasaran akan mempengaruhi peningkatan kemeruapan pada pasaran lain. Terdapat juga tempoh masa korelasi lemah yang mungkin boleh dijelaskan dengan beberapa peristiwa ekstrem yang berlaku. Sebagai contoh, korelasi bersyarat dinamik antara SMR20 dan TOCOM susut kepada hampir 0.1 pada tahun 2011 disebabkan oleh gempa bumi dan tsunami yang berlaku di Jepun pada masa itu. Susulan itu, pedagang dan pelabur mula menjual sebagai langkah pencegahan sebelum harga terus susut dengan lebih banyak. Berdasarkan graf, korelasi antara

SMR20 dan SHFE meningkat secara berterusan dari tahun 2009 hingga 2014. Ini berkemungkinan disebabkan oleh pertumbuhan dalam industri automotif China dan sekali gus menyebabkan peningkatan permintaan untuk getah semula jadi dari China. Walau bagaimanapun, terdapat penurunan dalam korelasi selepas tahun 2014 kerana pertumbuhan ekonomi yang perlahan di seluruh dunia. China juga mengalami penurunan jualan kenderaan (Malaysian Rubber Board, 2018). Korelasi bertambah teruk pada tahun 2018 kerana terdapat ketegangan perdagangan antara Amerika Syarikat dan China. Pergerakan bersama antara SMR20 dan SICOM sentiasa stabil dan positif selama tempoh ini dengan julat 0.4 hingga 0.5 tanpa sebarang peristiwa ekstrem berlaku pada pasaran niaga hadapan Singapura yang menjejaskan korelasi mereka.

Jadual 3 menunjukkan anggaran parameter bagi model bivariat BEKK-GARCH bagi tiga pasangan iaitu SMR20/TOCOM, SMR20/SICOM dan SMR20/SHFE. Nilai inovasi tersusul bagi pasaran semasa getah dan pasaran niaga hadapan ditentukan daripada unsur pepenjuru matriks \mathbf{A} (a_{11} dan b_{22}). Ia adalah untuk menentukan kehadiran kesan ARCH dalam SMR20, TOCOM, SICOM dan SHFE. Kesan GARCH atau ketegaran kemeruapan boleh diperhatikan daripada unsur pepenjuru dalam matriks \mathbf{B} (b_{11} dan b_{22}) bagi setiap pasangan. Anggaran bagi unsur bukan pepenjuru pada matriks \mathbf{A} dan \mathbf{B} masing-masing mewakili kesan kejutan maklumat dan limpahan kemeruapan bagi keempat-empat pasaran yang diuji.

JADUAL 2. PARAMETER MODEL BIVARIAT DCC-GARCH

Parameter	¹ SMR20/TOCOM ²		¹ SMR20/SICOM ²		¹ SMR20/SHFE ²	
	Anggaran	Nilai-p	Anggaran	Nilai-p	Anggaran	Nilai-p
ω_1	0.0104***	0.0039	0.0104***	0.0039	0.0104***	0.0039
ω_2	0.2250***	0.0071	0.0587***	0.0013	0.0685***	0.2012
α_1	0.1246***	0.0000	0.1246***	0.0000	0.1246***	0.0000
α_2	0.1101***	0.0000	0.1334***	0.0000	0.0697*	0.0641
β_1	0.8744***	0.0000	0.8744***	0.0000	0.8744***	0.0000
β_2	0.8566***	0.0000	0.8656***	0.0000	0.9292***	0.0000
a	0.0242***	0.0029	0.0044	0.1370	0.0044***	0.0058
b	0.9471***	0.0000	0.9814***	0.0000	0.9946***	0.0000
	0.4604		0.4429		0.4300	
AIC	6.9203		6.4012		6.3733	

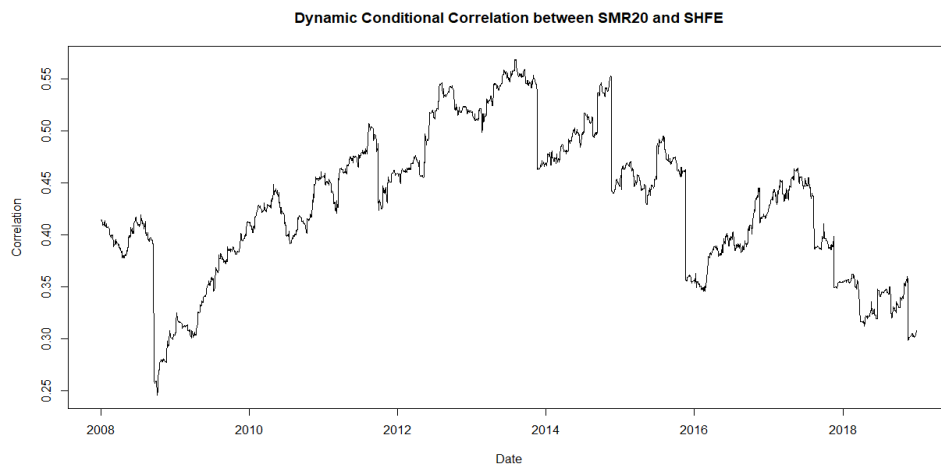
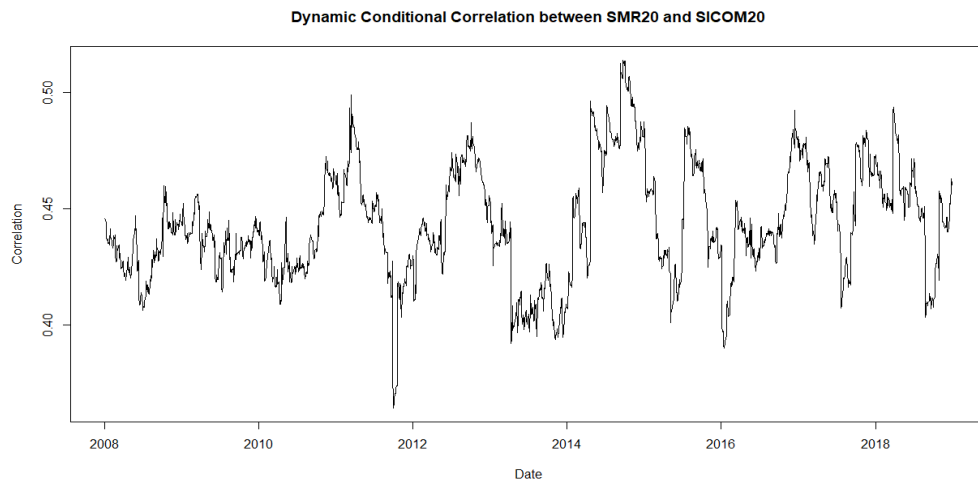
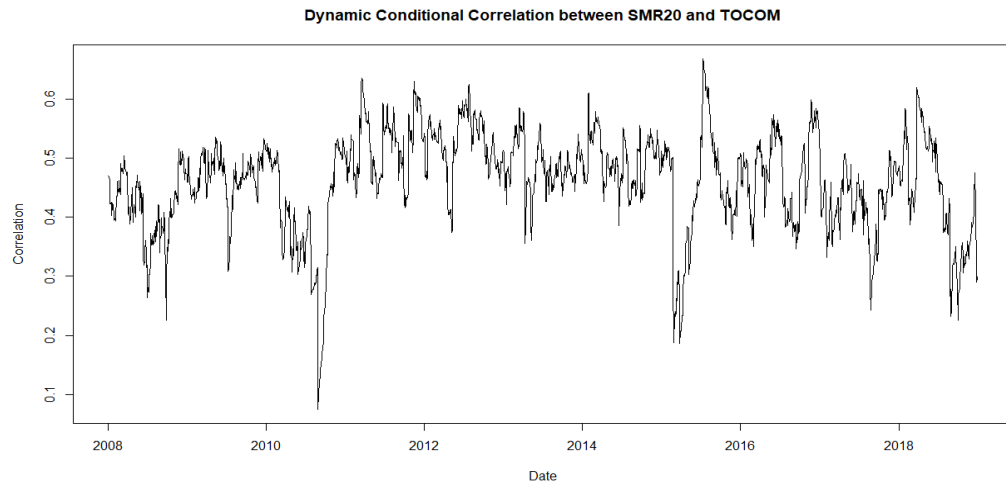
*, **, *** masing-masing menunjukkan bahawa nilai adalah bererti pada tahap 10%, 5% dan 1%,
 $h_i = \omega_i + \sum_{k=1}^p \alpha_{ik} \varepsilon_{i-k}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_{ij} h_{i,j-1}$, $i = 1, 2$

Bagi pasangan SMR20/TOCOM (Jadual 3), hampir semua anggaran bererti pada tahap 1%. Ini bermakna bahawa pasangan ini mempunyai kehadiran kesan ARCH (a_{11} dan a_{22}) yang kuat dan ketegaran kemeruapan yang tinggi (b_{11} dan b_{22}). Ini juga menunjukkan bahawa untuk SMR20 dan TOCOM, masing-masing hampir 89% dan 92% kemeruapan hari sebelumnya berterusan pada hari berikutnya. Kesan kejutan maklumat daripada SMR20 kepada TOCOM adalah bererti pada tahap 1% dengan nilai 0.025. Terdapat hanya satu arah kejutan untuk pasangan ini. Transmisi kemeruapan hanya bererti dari SMR20 kepada TOCOM, iaitu -0.0104. Ini menandakan bahawa peningkatan 1% dalam pulangan SMR20 akan memindahkan hanya 1.04% kemeruapan kepada pulangan TOCOM.

Seterusnya, bagi pasangan SMR20 dan SICOM, hampir semua anggaran adalah bererti pada tahap 1%. Pasangan ini mempunyai kehadiran kesan ARCH yang kuat (a_{11} dan a_{22}) dengan nilai bererti 0.6 dan 0.22. Hanya SMR20 mempunyai ketegaran kemeruapan yang agak tinggi kerana hanya b_{11} yang bererti. Ini bermakna bahawa, untuk SMR20, kira-kira 45% daripada kemeruapan hari sebelumnya akan berterusan pada hari berikutnya. Terdapat kejutan bilateral dalam pasangan ini kerana kedua-dua unsur bukan pepenjuru matriks **A** adalah bererti pada tahap 1%. Transmisi kemeruapan hanya bererti dari SMR20 kepada SICOM dan jauh lebih tinggi daripada pasangan SMR20/TOCOM dengan nilai mutlak 39.7%.

Anggaran parameter bagi model BEKK-GARCH bagi pasangan SMR20 dan SHFE, menuju hanya SMR20, mempunyai kehadiran kesan ARCH (a_{11}) yang kukuh dengan nilai bererti 0.42. SMR20 juga mempunyai

ketegaran kemeruapan yang agak tinggi kerana hanya b_{11} yang bererti. Terdapat kejutan bilateral bagi pasangan ini kerana kedua-dua unsur bukan pepenjuru matriks **A** adalah bererti pada tahap 1%. Kesan kejutan maklumat dari SMR20 kepada SHFE sama pentingnya dengan daripada SHFE kepada SMR20. Transmisi kemeruapan hanya bererti dari SHFE kepada SMR20 dan jauh lebih tinggi daripada dua pasangan pertama (SMR20/TOCOM dan SMR 20/SICOM) dengan nilai 0.5. Ini bermakna bahawa peningkatan 1% dalam pulangan SHFE akan memindahkan 50% kemeruapan kepada pulangan SMR20. Berdasarkan hasil yang diperoleh daripada model BEKK-GARCH, terdapat kesan limpahan kemeruapan dari SMR20 kepada TOCOM dan SICOM dan dari SHFE kepada SMR20. Terdapat juga limpahan kemeruapan dari SHFE kepada SMR20. Ini selaras dengan hasil yang diperoleh daripada model DCC-GARCH kerana korelasi antara SHFE dan SMR20 meningkat secara beransur-ansur. Limpahan kemeruapan dari SMR20 kepada TOCOM dan SICOM20 menunjukkan bahawa kemeruapan kedua-dua pasaran niaga hadapan ini tidak mempengaruhi kemeruapan pasaran semasa di Malaysia dan yang sebaliknya berlaku. Hasil ini menyokong kajian yang dilakukan oleh Darrat, Rahman dan Zhong (2002) yang menyatakan bahawa tidak semestinya pasaran niaga hadapan mempunyai kesan terhadap pasaran semasa dan yang sebaliknya boleh berlaku. Juga, kajian oleh Moosa dan Al-Loughani (1994), Quan (1992), Silvapulle dan Moosa (1999) mendapati bahawa harga semasa yang sebenarnya memimpin pasaran niaga hadapan dan sebarang perubahan dalam pasaran semasa akan mencetuskan tindakan dari pasaran niaga hadapan.



RAJAH 2. Korelasi bersyarat dinamik

JADUAL 3. Paramater model BEKK-GARCH

Parameter	¹ SMR20/TOCOM ²		¹ SMR20/SICOM ²		¹ SMR20/SHFE ²	
	Anggaran	Nilai-p	Anggaran	Nilai-p	Anggaran	Nilai-p
c ₁₁	0.2866***	0.0000	0.6509***	0.0000	0.2866***	0.0000
c ₂₁	0.2356***	0.0000	0.8474***	0.0000	0.8819	NA
c ₂₂	0.4171***	0.0000	0.9554***	0.0000	1.2129	NA
a ₁₁	0.4310***	0.0000	0.6016***	0.0000	0.4209***	0.0000
a ₂₁	-0.0256	0.5368	0.3849***	0.0000	-0.0970***	0.0079
a ₁₂	0.0253***	0.0003	0.3355***	0.0000	0.0359**	0.0203
a ₂₂	0.3451***	0.0000	0.2243***	0.0000	0.0249	0.5991
b ₁₁	0.8873***	0.0000	0.4451***	0.0000	0.9190	NA
b ₂₁	0.0149	0.5066	-0.5000	NA	0.5000***	0.0000
b ₁₂	-0.0104***	0.0094	-0.3978***	0.0000	-0.0661	NA
b ₂₂	0.9161***	0.0000	0.0000	NA	0.0833	NA

*, **, *** masing-masing menunjukkan bahawa nilai adalah bererti pada tahap 10%, 5% dan 1%, $H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B$

KESIMPULAN

Dalam kertas ini, kami memodelkan perhubungan bagi pulangan harga semasa getah Malaysia gred SMR20 dan pasaran niaga hadapan utama getah (TOCOM, SICOM dan SHFE) menggunakan model bivariat DCC-GARCH. Kami juga menentukan arah aliran limpahan kemeruapan antara kedua-dua jenis pasaran menggunakan model bivariat BEKK-GARCH. Berdasarkan hasil daripada model DCC-GARCH, terdapat korelasi bersyarat yang bererti antara kemeruapan pulangan harga semasa getah Malaysia gred SMR20 dan kemeruapan pulangan pasaran niaga hadapan getah. Ini menunjukkan bahawa korelasi bersyarat adalah dinamik dan berubah dengan masa. Berdasarkan model ini juga, korelasi bersyarat dinamik untuk setiap pasangan akhirnya akan bertumpu kembali kepada korelasi tak bersyarat. Terdapat juga korelasi yang agak stabil dan positif antara pulangan SMR20 (pasaran semasa) dan pulangan pasaran niaga hadapan. Hasil daripada model BEKK-GARCH menunjukkan bahawa terdapat limpahan kemeruapan tetapi hanya dalam satu arah. Limpahan kemeruapan dari SHFE ke SMR20 menyokong pemerhatian yang diperoleh daripada model DCC-GARCH yang mana terdapat korelasi bersyarat dinamik yang semakin meningkat antara kedua-duanya. TOCOM dan SICOM tidak mempunyai kesan limpahan kemeruapan ke atas SMR20 tetapi sebaliknya berlaku. Ini menunjukkan bahawa kemeruapan dalam TOCOM dan SICOM tidak semestinya menjejaskan kemeruapan SMR20. Oleh itu, ini menguatkan lagi pernyataan bahawa kemeruapan SMR20 bergantung kepada faktor lain, sama ada asas atau bukan asas seperti penawaran dan permintaan, inflasi dan pertukaran asing. Kekangan pada penyelidikan

ini ialah maklumat yang tidak dipertimbangkan seperti sifat tak linear dan kebergantungan hujung yang boleh dipertimbangkan ke dalam model. Ia boleh dikaji dengan lebih lanjut menggunakan fungsi kopula.

RUJUKAN

- Bauwens, L., Laurent, S. & Rombouts, J.V.K. 2006. Multivariate GARCH Models: A survey. *Journal of Applied Econometrics* 21(1): 79-109. <https://doi.org/10.1002/jae.842>
- Bollerslev, T. 1990. Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized arch model. *The Review of Economics and Statistics* 72: 498-505.
- Boonyanuphong, P. & Sriboonchitta, S. 2014. *An Analysis of Volatility and Dependence between Rubber Spot and Futures Prices using Copula-Extreme Value Theory*. Springer International Publishing Switzerland. Vol. 251. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-03395-2>
- Booth, G., So, R.W. & Tse, Y. 1999. Price discovery in the German equity index derivatives markets. *The Journal of Futures Markets* 19(6): 619-643.
- Burger, K. & Smit, H.P. 1989. Long-term and short-term analysis of the natural rubber market. *Weltwirtschaftliches Archiv* 125(4): 718-747. <https://doi.org/10.1007/BF02696826>
- Burger, K., Smit, H.P. & Vogelvang, B. 2002. Exchange rates and natural rubber prices, the effect of the Asian crisis. *Xth EAAE Congress 'Exploring Diversity in the European Agri-Food System*. hlm. 1-24.

- Chang, C.L., Khamkaew, T., McAleer, M. & Tansuchat, R. 2011. Modelling conditional correlations in the volatility of asian rubber spot and futures returns. *Mathematics and Computers in Simulation* 81(7): 1482-1490. <https://doi.org/10.1016/j.matcom.2010.07.004>
- Dajčman, S. & Festić, M. 2015. Interdependence between the Slovenian and European Stock Markets – A DCC-GARCH analysis. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja* 25(2): 379-395. <https://doi.org/10.1080/1331677x.2012.11517513>
- Darrat, A.F., Rahman, S. & Zhong, M. 2002. On the role of futures trading in spot market fluctuations: Perpetrator of volatility or victim of regret? *Journal of Financial Research* 25(3): 431-444.
- Engle, R. 2002. Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics* 20(3): 339-350. <https://doi.org/10.1198/073500102288618487>
- Feng, S.X.B., Lin, S.X.W. & Ho, D. 2003. Spillover effects in the Malaysian palm oil futures and cash markets. *Malaysian Journal of Economic Studies* 40(1/2): 89-103.
- Kang, S.H., Cheong, C. & Yoon, S.M. 2013. Intraday volatility spillovers between spot and futures indices: Evidence from the Korean Stock Market. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications* 392(8): 1795-1802. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2013.01.017>
- Khin, A.A., Wong, H.C. & Ung, L.Y. 2016. Impact of exchange rate volatility on Malaysian natural rubber price. *International Conference on Accounting Studies (ICAS)*. hlm. 5-10. https://www.researchgate.net/publication/312017025_Impact_of_Exchange_Rate_Volatility_on_Malaysian_Natural_Rubber_Price
- Khin, A.A., Zainalabidin, M. & Hameed, A.A.A. 2012. The impact of the changes of the world crude oil prices on the natural rubber industry in Malaysia. *World Applied Sciences Journal* 20(5): 730-737. <https://doi.org/10.5829/idosi.wasj.2012.20.05.2507>
- Kuiper, W.E., Pennings, J.M.E. & Meulenbergh, M.T.G. 2002. Identification by full adjustment: Evidence from the relationship between futures and spot prices. *European Review of Agriculture Economics* 29(1): 67-84. <https://doi.org/10.1093/erae/29.1.67>
- Ledoit, O., Santa-Clara, P. & Wolf, M. 2003. Flexible multivariate GARCH modeling with an application to international stock markets. *Review of Economics and Statistics* 85(3): 735-747. <https://doi.org/10.1162/003465303322369858>
- Li, M. & Yang, L. 2013. Modeling the volatility of futures return in rubber and oil-A Copula-based GARCH model approach. *Economic Modelling* 35: 576-581. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.07.016>
- Manera, M., Nicolini, M. & Vignati, I. 2012. Returns in commodities futures markets and financial speculation: A multivariate GARCH approach. *Fondazione Eni Enrico Mattei International Conference* 23: 1-50. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2041177>
- Marshall, A., Maulana, T. & Tang, L. 2009. The estimation and determinants of emerging market country risk and the dynamic conditional correlation GARCH model. *International Review of Financial Analysis* 18(5): 250-259. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2009.07.004>
- Mohan, S. & Love, J. 2004. Coffee futures: Role in reducing coffee producers' price risk. *Journal of International Development* 16(7): 983-1002. <https://doi.org/10.1002/jid.1158>
- Moosa, I.A. & Al-Loughani, N.E. 1994. Unbiasedness and time varying risk premia in the crude oil futures market. *Energy Economics* 16(2): 99-105. [https://doi.org/10.1016/0140-9883\(94\)90003-5](https://doi.org/10.1016/0140-9883(94)90003-5)
- Quan, J. 1992. Two step testing procedure for price discovery role of futures prices. *The Journal of Futures Markets* 12(2): 139-149.
- Sadali, N.H. 2013. The determinant of volatility natural rubber price. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2276767
- Silvapulle, P. & Moosa, I.A. 1999. The relationship between spot and futures prices: Evidence from the crude oil market. *The Journal of Futures Markets* 19(2): 175-193. <https://doi.org/10.1002/fut.20121>
- Silvennoinen, A. & Teräsvirta, T. 2009. Multivariate GARCH Models. In *Handbook of Financial Time Series*, disunting oleh Mikosch, T., Kreiß, J.P., Davis, R. & Andersen, T. Berlin, Heidelberg: Springer. hlm. 201-229.
- Song, M., Fang, K., Zhang, J. & Wu, J. 2016. The co-movement between Chinese oil market and other main international oil markets: A DCC-MGARCH approach. *Computational Economics* 54: 1303-1318. <https://doi.org/10.1007/s10614-016-9564-5>
- Telser, L.G. 1958. Futures trading and the storage of cotton and wheat. *Journal of Political Economy* 66: 233-255.
- Wang, H.H. & Ke, B. 2005. Efficiency tests of agricultural commodity futures markets in China. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 49(2): 125-141. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8489.2005.00283.x>
- Wang, Y. & Wu, C. 2012. Forecasting energy market volatility using GARCH models: Can multivariate models beat univariate models? *Energy Economics* 34(6): 2167-2181. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.03.010>
- Working, H. 1949. The theory of the price of storage. *American Economic Review* 39(6): 1254-1262.
- Working, H. 1948. Theory of the inverse carrying charge in futures market. *Journal of Farm Economics* 30(1): 1-28.

Yang, J., Bessler, D.A. & Leatham, D.J. 2001. Asset storability and price discovery in commodity futures markets: A new look. *Journal of Futures Markets* 21(3): 279-300.

*Pengarang untuk surat-menyurat; email: mahirahgani@gmail.com