

Limpahan Kemeruapan dan Korelasi Dinamik Kadar Pertukaran di ASEAN-5 (*Volatility Spillover and Dynamic Correlation of Exchange Rate in ASEAN-5*)

Mori Kogid

Universiti Malaysia Sabah

Abu Hassan Shaari Md. Nor

Tamat Sarmidi

Universiti Kebangsaan Malaysia

ABSTRAK

Kajian berkaitan hubungan dinamik antara pasaran kewangan sememangnya sentiasa penting terutamanya dalam pengurusan risiko. Kajian ini cuba melihat semula hubungan dinamik antara pasaran kadar pertukaran asing di ASEAN-5 dengan tumpuan kajian ke atas limpahan kemeruapan dan korelasi dinamik antara pasaran berdasarkan data harian bermula 3 Januari 1994 hingga 18 Jun 2012. Tempoh kajian juga dipecahkan kepada tiga sub tempoh iaitu masing-masing 3 Januari 1994 – 1 September 1998, 2 September 1998 – 21 Julai 2005 dan 22 Julai 2005 – 18 Jun 2012. Hasil kajian berdasarkan model MGARCH-BEKK menunjukkan bahawa kebanyakan limpahan kemeruapan dari pasaran Malaysia memberi kesan yang bererti kepada pasaran di Indonesia, Thailand, Filipina dan Singapura. Walau bagaimanapun hubungan dinamik ini berubah mengikut sub sampel kajian. Selain itu, hasil kajian juga menunjukkan bahawa pasaran Thailand, Filipina dan khususnya Indonesia adalah lebih meruap. Hasil penganggaran korelasi bersyarat dinamik berdasarkan model MGARCH-DCC pula menunjukkan bahawa secara keseluruhan, korelasi antara pasaran Malaysia dan pasaran lain adalah positif dan tinggi dalam tempoh tertentu sahaja khususnya semasa krisis kewangan Asia dan krisis kewangan global. Sebaliknya korelasi antara pasaran Thailand dan Singapura adalah positif dan tinggi walaupun dalam tempoh masa bukan krisis. Kajian juga menunjukkan bahawa kebanyakan korelasi antara pasaran juga semakin meningkat dalam tahun-tahun selepas krisis kewangan global.

Kata kunci: ASEAN-5; kadar pertukaran; MGARCH; BEKK; DCC

ABSTRACT

Studies on the dynamic relationship between financial markets are always relevant, especially in the area of risk management. This study attempts to investigate the dynamic relationship between foreign exchange rate markets in the ASEAN-5, focusing on the study of volatility spillovers and dynamic correlation between markets based on daily data beginning January 3, 1994 to June 18, 2012. The study period is also divided into three sub-periods, January 3, 1994 - September 1, 1998, September 2, 1998 - July 21, 2005, and July 22, 2005 - Jun 18, 2012. The findings based on MGARCH-BEKK models show that most of the volatility spillovers from Malaysia are significant to Indonesia, Thailand, the Philippines and Singapore. However the dynamic relationship varies according to different time periods. In addition, the study also shows that the markets of Thailand, the Philippines, and particularly the Indonesian are more volatile. The estimation result from the dynamic conditional correlation based on MGARCH-DCC model showed that the correlation between the Malaysian and other markets are positive and high in certain periods especially during the Asian and global financial crises. On the other hand, correlation between Thailand and Singapore markets are positive and high even in non-crisis periods. The study also showed that the correlation between markets is on the increasing trend in the years after the global financial crisis.

Keywords: ASEAN-5; exchange rate; MGARCH; BEKK; DCC

PENGENALAN

Kemeruapan dan korelasi merupakan komponen penting dalam pengurusan risiko. Pengurusan risiko pula secara dasarnya adalah pemahaman tentang hubungan antara pelbagai dimensi risiko dan bagaimana hubungan ini boleh berubah sepanjang masa. Tidak dinafikan

bahawa kemeruapan boleh menjejaskan kestabilan kadar pertukaran dan berupaya mengekang aktiviti perdagangan. Bagaimanapun, sejumlah kajian lepas gagal membuktikan bahawa wujud hubungan yang kuat antara kemeruapan kadar pertukaran dan jumlah perdagangan (Belke & Gros 2002). Dalam konteks ketakpastian yang juga sinonim dengan makna risiko,

kebanyakan model ekonomi mengandaikan bahawa varians sebagai pengukur kepada ketakpastian adalah tetap sepanjang masa (*time invariant*). Bagaimanapun, bukti empirikal jelas menyangkal andaian ini. Ini dapat dilihat menerusi data-data siri masa kewangan seperti pulangan saham dan kadar pertukaran yang menunjukkan varians berubah mengikut masa iaitu apa yang dipanggil sebagai pengklusteran kemeruapan (Jacobsen & Dannenburg 2003).

Dalam konteks transmisi atau limpahan kemeruapan antara pasaran kewangan, keadaan ini mungkin merupakan fenomena lazim terutama dalam pasaran menuju era globalisasi. Tetapi dalam keadaan abnormal, limpahan kemeruapan yang lebih besar mungkin boleh berlaku disebabkan oleh peningkatan tekanan dalam pasaran kewangan (Coudert, Couharde & Mignon 2011) ekoran krisis ekonomi atau krisis kewangan. Sepertimana kesan limpahan krisis ekonomi global pada tahun 2008 yang telah menampakkan kelemahan dalam sistem kewangan dunia (Plosser 2009), impak krisis kewangan Asia yang berlaku pada tahun 1997 yang diterjemahkan melalui keruntuhan pasaran kewangan di kebanyakan negara juga menunjukkan kelemahan dalam sistem kewangan di rantau Asia. Implikasinya, kajian tentang hubungkait antara pasaran kewangan menjadi semakin penting terutama selepas kemerosotan secara besar-besaran pasaran utama dunia dalam tahun 2007 dan 2008 (Junior & Franca 2012). Ini adalah kerana limpahan krisis ke atas ekonomi negara lain mungkin melebarkan lagi kemeruapan dalam pasaran kewangan dunia (Saleem 2009).

Sementara dalam isu berkaitan, kajian sejak kebelakangan ini menunjukkan bahawa korelasi antara pulangan dalam pasaran kewangan yang berbeza didapati berubah mengikut masa. Ini jelas bercanggah dengan teori konvensional yang mengandaikan bahawa korelasi antara pasaran adalah malar sepanjang masa. Misalnya, terdapat pandangan bahawa korelasi di pasaran antarabangsa didapati lebih tinggi dalam tempoh pasaran sedang meruap. Ini dibuktikan melalui kajian oleh Longin dan Solnik (2001) yang menunjukkan korelasi bersyarat cenderung meningkat ketika pasaran sedang jatuh. Sebaliknya, tiada bukti peningkatan dalam korelasi bersyarat ketika pasaran sedang naik. Selain itu, kemeruapan tinggi dalam pasaran juga dikaitkan dengan korelasi yang kuat antara kebanyakan indeks pasaran kewangan utama dunia. Ini menggambarkan bahawa pasaran cenderung bergerak sehaluan semasa krisis (Junior & Franca 2012). Ini juga disokong oleh kajian lepas yang menunjukkan korelasi adalah tinggi antara pasaran kewangan semasa tempoh krisis (Chesnay & Jondeau 2001). Justeru korelasi yang tinggi antara pasaran menjadikan strategi mempelbagaian kurang berkesan dalam mengurangkan risiko portfolio (Girard, Rahman & Zaher 2002). Bagaimanapun, faedah daripada mempelbagaian antarabangsa juga bergantung kepada korelasi antara pulangan aset domestik dan aset asing

(Gupta & Mollik 2008). Selain itu, perubahan dalam korelasi boleh menyebabkan kebolehcapaian kesan yang begitu jauh terutama yang berkaitan dengan lembaranimbangan dan implikasi modal (Lumsdaine 2009). Malah, salah satu isu yang sering kali diperdebatkan ialah kecenderungan korelasi meningkat dalam jangka masa panjang yang mungkin disebabkan oleh globalisasi atau liberalisasi pasaran kewangan (Bauwens, Laurent & Rombouts 2006). Di samping itu, terdapat juga bukti yang menunjukkan bahawa kebanyakan pasaran berintegrasi selepas membuka pasaran mereka kepada pelaburan asing. Walau bagaimanapun, sejumlah kajian lepas menunjukkan tiada bukti yang menyokong kepada tambahan kemeruapan pasaran yang disebabkan oleh liberalisasi pasaran modal. Antaranya, Tai (2007) sebaliknya mendapati pasaran menjadi lebih stabil di sepanjang proses liberalisasi.

Jika dilihat dalam perspektif pasaran pula, kajian lepas menunjukkan bahawa pasaran kian muncul menjadi semakin penting sebagai destinasi pelaburan antarabangsa yang menggalakkan. Ini terbukti dengan terdapatnya peningkatan besar dalam jumlah pelaburan di Asia, Eropah Timur dan Amerika Latin (Marshall, Maulana & Tang 2009). Pasaran kian muncul juga menjadi destinasi pelaburan yang menarik kerana pasaran ini mampu mencerminkan pulangan dijangka yang tinggi (Aggarwal, Inchan & Leal 1999). Selain itu, pasaran ini juga menawarkan faedah mempelbagaian di samping korelasi yang rendah dengan pasaran maju. Justeru memberikan kelebihan kepada pasaran ini melalui pembentukan portfolio dengan risiko yang lebih rendah (Harvey 1995). Namun begitu, pasaran kian muncul secara lahiriahnya juga dikenal pasti sebagai berisiko dan rapuh kepada kejutan antarabangsa.

Maka berdasarkan perbincangan di atas, pemahaman dan jangkaan tentang kebergantungan secara lahiriah dalam momen kedua (variens) antara pulangan aset adalah penting terutama dalam aspek pengurusan risiko. Oleh itu, pengenalanpastian sifat ini melalui rangka kerja pemodelan multivariat menuntut kepada penggunaan model empirikal yang lebih relevan (Bauwens et al. 2006). Ini juga adalah kerana pemahaman tentang gelagat kemeruapan (variens) boleh membantu para penggubal dasar dalam meramal insiden yang bakal berlaku dan seterusnya menggubal dasar yang sesuai untuk kestabilan ekonomi sektor kewangan dan sektor benar. Selain itu, hasil kajian lepas menggunakan model GARCH multivariat (MGARCH) menunjukkan bahawa model kemeruapan multivariat berupaya menyediakan ciri kepada proses korelasi dinamik (Rossi & Spazzini 2010). Dari sudut pengurusan kewangan pula, ia membuka laluan kepada pembuatan keputusan yang lebih baik dalam pelbagai isu seperti peletakan harga aset, pengoptimuman portfolio, peletakan harga opsyen, lindung nilai dan pengagihan aset serta pengurusan risiko (Lucchetti 2002; Bauwens et al. 2006).

Pada dasarnya, kajian ini dilakukan atas beberapa sebab. Pertama, peningkatan dalam interaksi dan korelasi dinamik antara pasaran kadar pertukaran di ASEAN-5 mencerminkan peningkatan darjah integrasi dan hubungan yang rapat antara pasaran. Ini meningkatkan kebarangkalian dan kecenderungan kewujudan limpahan risiko kemeruapan antara pasaran dikaji yang boleh menjejaskan potensi pelaburan dan strategi mempelbagaian di rantau tersebut. Kedua, peningkatan risiko kemeruapan boleh mengekang aliran perdagangan dan pelaburan asing. Justeru memberikan kesan ke atas pertumbuhan dan kestabilan ekonomi di rantau ASEAN-5 memandangkan negara-negara ini sangat bergantung kepada aktiviti perdagangan dan pelaburan langsung asing. Ketiga, ketidakstabilan atau pergolakan dalam kadar pertukaran (misalnya disebabkan oleh krisis kewangan) boleh memberikan kesan ke atas daya saing dagangan negara dalam jangka pendek (sementara) yang boleh menyebabkan masalah kritikal dan implikasi (negatif) besar kepada pertumbuhan ekonomi. Justeru merupakan cabaran besar kepada para pembuat dasar.

Untuk tujuan di atas, kajian ini cuba menganalisis hubungan antara pasaran kadar pertukaran di ASEAN-5 iaitu Malaysia, Indonesia, Thailand, Filipina dan Singapura dengan menggunakan model MGARCH. Tidak seperti dalam kebanyakan kajian lepas yang banyak memberikan tumpuan ke atas analisis pasaran saham, kajian ini sebaliknya cuba beralih tumpuan kepada pasaran kadar pertukaran khususnya di negara ASEAN yang mana kajian berkaitan masih lagi dilihat terlalu kurang. Umum mengetahui bahawa negara ASEAN mempunyai hubungan perdagangan yang rapat terutama dengan Jepun dan Amerika Syarikat. Daripada kalangan sepuluh buah negara rantau ASEAN, lima daripadanya iaitu Malaysia, Indonesia, Thailand, Filipina dan Singapura (ASEAN-5) merupakan rakan dagang utama kepada Jepun dan Amerika Syarikat. Ini jelas menunjukkan bahawa ASEAN-5 memainkan peranan yang penting dan signifikan dalam aktiviti perdagangan di rantau ASEAN. Justeru ketidakstabilan dalam pasaran ASEAN-5 khususnya dalam kadar pertukaran sudah tentu boleh menjejaskan aktiviti perdagangan dan pelaburan di rantau tersebut. Oleh itu, ASEAN-5 diberikan tumpuan dalam kajian ini dalam konteks hubungan antara pasaran kadar pertukaran. Maka kajian ini pada dasarnya diharapkan dapat menyumbang kepada bukti empirikal hubungan antara pasaran kadar pertukaran di ASEAN-5 iaitu dalam konteks hubungan antara varians (kemeruapan) dengan menggunakan model GARCH multivariat.

Kajian ini merangkumi beberapa bahagian. Bahagian 2 menerangkan tentang metodologi dan bahagian 3 membincangkan tentang deskripsi data dan latar belakang pasaran. Sementara hasil keputusan empirikal dibincangkan dalam bahagian 4. Manakala kesimpulan dibincangkan dalam bahagian terakhir.

METODOLOGI

Kebanyakan kajian lepas menunjukkan bahawa rangka kerja model untuk menganggar kemeruapan dalam bentuk univariat adalah sangat berguna dan penting. Namun, operasi kewangan yang efisien memerlukan satu bentuk rangka kerja multivariat disebabkan kemeruapan yang tinggi sering kali dapat dikesan dalam tempoh masa yang sama antara aset yang berbeza. Tidak seperti model GARCH univariat (UGARCH), model MGARCH berupaya menganggar varians bersyarat bagi beberapa buah pasaran secara serentak. Selain itu, model MGARCH juga berupaya menganggar kesan limpahan dan korelasi dinamik antara pasaran. Dalam kajian ini, kesan limpahan kemeruapan antara pasaran dianggar dengan menggunakan model MGARCH-BEKK. Kewujudan pergerakan bersama antara pasaran pula dianalisis melalui penganggaran korelasi bersyarat dinamik dengan menggunakan model MGARCH-DCC. Pembangunan model MGARCH berdasarkan spesifikasi univariat merupakan satu langkah ke hadapan dalam pemodelan kemeruapan data siri masa. Model MGARCH membenarkan kovarians bersyarat berubah mengikut masa sebagaimana varians bersyarat. Tambahan pula, kovarians bersyarat boleh diaplikasikan dengan meluas untuk kedua-dua tujuan iaitu pemodelan dan peramalan terutama dalam bidang kewangan (Brooks, Burke & Persaud 2003; Mootamri 2011). Malah, aplikasi model MGARCH adalah sesuai terutama dalam mengkaji hubungan antara varians di beberapa pasaran (Bauwens et al. 2006).

Dalam kajian ini, model multivariat VAR(1)-MGARCH(1,1) digunakan. Katakan $R_t = (R_{1t}, R_{2t}, R_{3t}, R_{4t}, R_{5t})'$ adalah vektor pulangan, maka persamaan min bersyarat boleh ditulis seperti berikut:

$$R_t = \alpha + \beta R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

di mana α adalah 5×1 vektor pemalar dan β adalah 5×5 matriks koefisien dan $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}, \varepsilon_{5t})'$ adalah vektor ralat dengan min sifar. Diandaikan juga ralat ε_t mengandungi varians bersyarat yang berubah mengikut masa dan mengikut taburan normal iaitu $\varepsilon_t | \mathcal{J}(t-1) \sim N(0, H_t)$. Maka dalam sistem persamaan dengan k pemboleh ubah, model MGARCH dalam spesifikasi BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner) boleh ditulis seperti berikut:

$$H_t = C_0' C_0 + \sum_{i=1}^q A_i' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_i + \sum_{i=1}^p B_i' H_{t-1} B_i \quad (2)$$

di mana C_0 , A_i dan B_i adalah matriks parameter $k \times k$ dengan C_0 adalah matriks segi tiga bawah. Walau bagaimanapun, C_0 mestilah matriks $k \times k$ simetri supaya pintasan bagi elemen-elemen di luar pepenjuru, $h_{ij,t}$ adalah sama (Enders 2010: 178). Dalam bentuk model GARCH(1,1) bivariat, spesifikasi BEKK (Engle & Kroner 1995) dalam bentuk matriks boleh ditulis seperti berikut:

$$H_t = C_0' C_0 + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}' + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} H_{t-1} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Model MGARCH-BEKK memastikan matriks varians-kovarians bersyarat, H_t adalah positif. Engle dan Kroner (1995) membuktikan bahawa model MGARCH-BEKK adalah pegun pada peringkat pembezaan kedua jika dan hanya jika semua nilai *eigen* bagi $(A \otimes A) + (B \otimes B)$ adalah kurang daripada uniti dalam modulus. Daripada persamaan (3), limpahan kemeruapan antara pulangan pasaran ditunjukkan oleh parameter B_{ij} di mana $i \neq j$. Sebagai contoh, parameter β_{12} menunjukkan koefisien bagi limpahan kemeruapan daripada pasaran 1 kepada pasaran 2. Sementara parameter β_{21} pula menunjukkan koefisien bagi limpahan kemeruapan daripada pasaran 2 kepada pasaran 1.

Sementara model MGARCH dalam spesifikasi korelasi bersyarat dinamik (DCC) yang dibangunkan oleh Engle (2002) boleh ditulis seperti berikut:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (4)$$

di mana D_t adalah matriks pepenjuruan seperti berikut:

$$D_t = \text{diag}(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{NN,t}^{1/2}) \quad (5)$$

dan setiap $h_{ii,t}$ mewakili varians bersyarat model GARCH univariat. Sementara R_t dalam persamaan (4) adalah seperti persamaan berikut:

$$R_t = \text{diag}(q_{11,t}^{-1/2}, \dots, q_{NN,t}^{-1/2}) Q_t \text{diag}(q_{11,t}^{-1/2}, \dots, q_{NN,t}^{-1/2}) \quad (6)$$

di mana $Q_t = (q_{ij,t})$ adalah $N \times N$ matriks positif simetri seperti dalam persamaan berikut:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \theta_1 u_{t-1} u'_{t-1} + \theta_2 Q_{t-1} \quad (7)$$

di mana $u_t = (u_{1,t}, \dots, u_{N,t})'$ dan $u_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{ii,t}}$. \bar{Q} adalah matriks korelasi tak bersyarat bagi u_t , simetri dan positif, sementara θ_1 dan θ_2 adalah parameter positif yang memenuhi syarat $\theta_1 + \theta_2 < 1$.

Penganggaran model MGARCH-BEKK dan MGARCH-DCC dilakukan dengan memaksimumkan fungsi kebolehdajadian log normal (Gaussian) menggunakan algoritma BFGS (Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno) dan pemaksimuman kebolehdajadian log Gaussian adalah berdasarkan penganggaran kebolehdajadian maksimum kuasi (QML). Jeantheau (1998) membuktikan bahawa penganggar QML adalah konsisten di bawah andaian proses multivariat adalah pegun dan ergodik (ergodic). Penganggar QML juga sesuai dan konsisten untuk model yang mana min dan varians bersyarat telah dispesifikasikan (Bauwens & Laurent 2005).

DATA DAN LATAR BELAKANG PASARAN

Kajian ini menggunakan data siri masa harian kadar pertukaran nominal bermula 3 Januari 1994 hingga 18 Jun 2012 iaitu meliputi 4,816 cerapan yang diperoleh daripada Thomson Datastream. Untuk tujuan penganggaran model MGARCH-BEKK sahaja, tempoh kajian juga dipecahkan kepada tiga sub tempoh (sampel) khusus iaitu: i) 3 Januari 1994 – 1 September 1998, ii) 2 September 1998 – 21

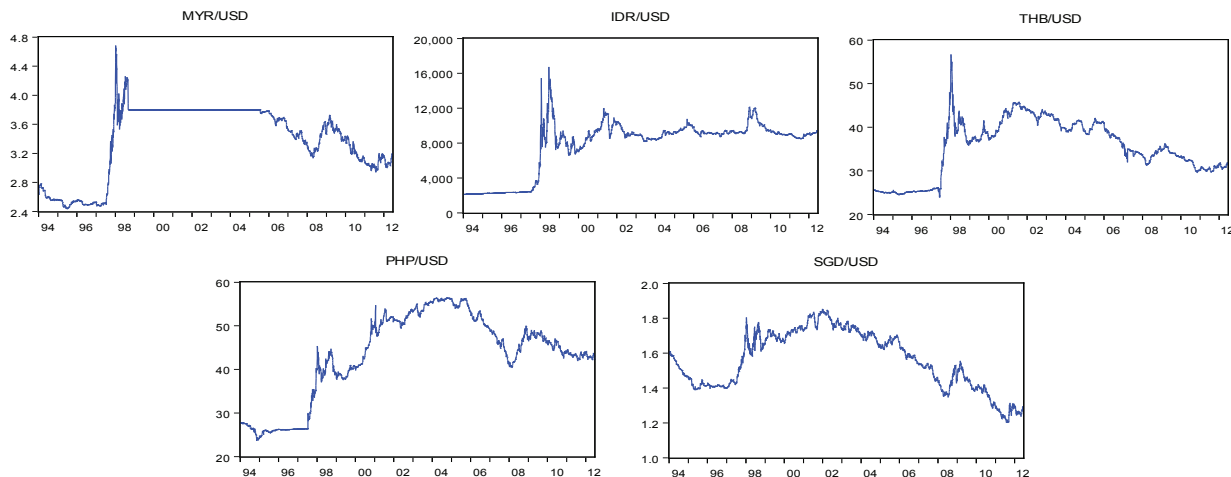
Julai 2005 dan iii) 22 Julai 2005 – 18 Jun 2012. Sub tempoh masa yang kedua (2 September 1998 – 21 Julai 2005) adalah tempoh masa di mana kerajaan Malaysia melaksanakan dasar kawalan modal dan penetapan nilai ringgit kepada 3.8 berbanding 1 dolar Amerika Syarikat (USD). Oleh itu, dalam tempoh masa ini, pasaran Malaysia tidak diambil kira dalam analisis memandangkan pulangan dan varians bagi kadar pertukaran Malaysia adalah malar di sepanjang tempoh masa tersebut dan tidak memberikan kesan ke atas perubahan varians dalam pasaran lain. Data kadar pertukaran nominal yang melibatkan lima buah negara ASEAN iaitu Malaysia (MYR), Indonesia (IDR), Thailand (THB), Filipina (PHP) dan Singapura (SGD) adalah dalam bentuk mata wang domestik berbanding 1 USD. Selanjutnya, semua data pulangan diperoleh menggunakan formula berikut:

$$R_t = \text{Log}(ER_t/ER_{t-1}) \quad (8)$$

di mana R = pulangan kadar pertukaran dan ER = kadar pertukaran. Maka dengan menggunakan persamaan (8), data kadar pertukaran dalam bentuk pulangan diwakili oleh RMYR (Malaysia), RIDR (Indonesia), RTHB (Thailand), RPHP (Filipina) dan RSGD (Singapura).

Rajah 1 menunjukkan trend kadar pertukaran bagi setiap pasaran. Krisis kewangan Asia yang bermula pada pertengahan tahun 1997 memberikan kesan besar ke atas pasaran di mana semua pasaran didapati mengalami kejatuhan dalam nilai kadar pertukaran. Hampir semua pasaran (kecuali Singapura) juga mengalami peralihan trend sejeurus selepas krisis kewangan Asia di mana kadar pertukaran (nilai mata wang) didapati lebih tinggi (rendah) dalam tahun-tahun seterusnya. Nilai mata wang Singapura sebaliknya semakin mengukuh dan lebih tinggi bermula pada tahun 2010 berbanding sebelum krisis kewangan Asia. Tambahan lagi, pasaran Malaysia, Indonesia dan Thailand mengalami kejatuhan nilai kadar pertukaran yang paling besar ketika krisis kewangan Asia iaitu pada penghujung tahun 1997 dan awal 1998. Sementara Filipina dan Singapura mengalami kejatuhan nilai kadar pertukaran yang paling besar iaitu masing-masing sekitar tahun 2004 dan penghujung tahun 2001.

Jadual 1 menunjukkan ringkasan statistik pulangan kadar pertukaran bagi setiap pasaran. Dua statistik iaitu min dan sisihan piawai menunjukkan bahawa Indonesia mempunyai min pulangan dan sisihan piawai yang tertinggi iaitu masing-masing 0.031 dan 1.478. Ini disokong oleh Rajah 2 dan Rajah 3 yang juga menunjukkan bahawa pasaran Indonesia adalah lebih meruap berbanding pasaran lain terutama semasa krisis kewangan Asia 1997-1998. Sementara Singapura mempunyai min pulangan (negatif) dan sisihan piawai yang terendah dengan nilai masing-masing -0.005 dan 0.367. Semua siri pulangan (kecuali RMYR dan RSGD) bertaburan pencong ke kanan (positif) seperti ditunjukkan oleh statistik kepencongan bagi siri RIDR,

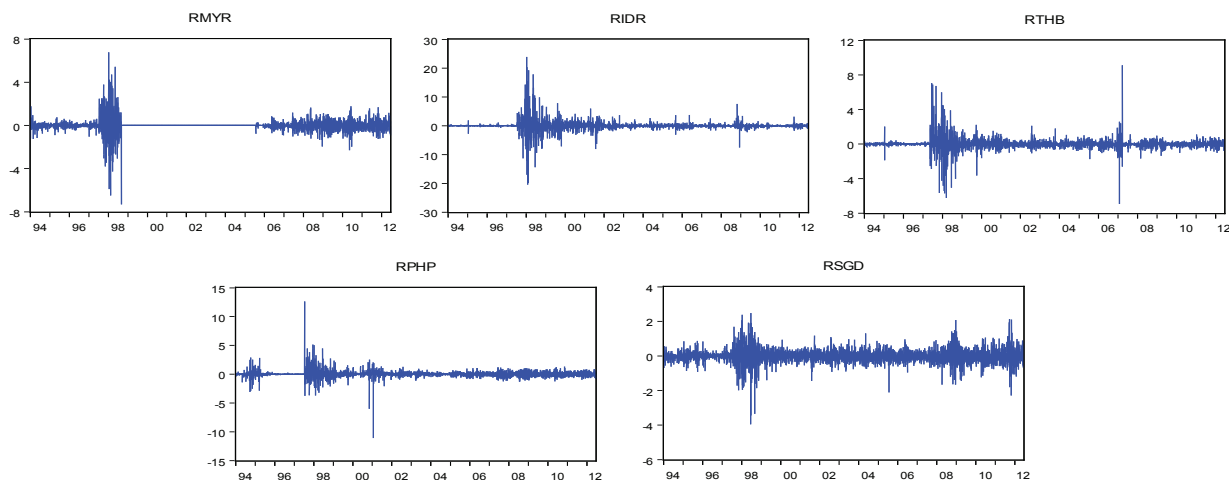


RAJAH 1. Kadar pertukaran domestik berbanding 1 USD

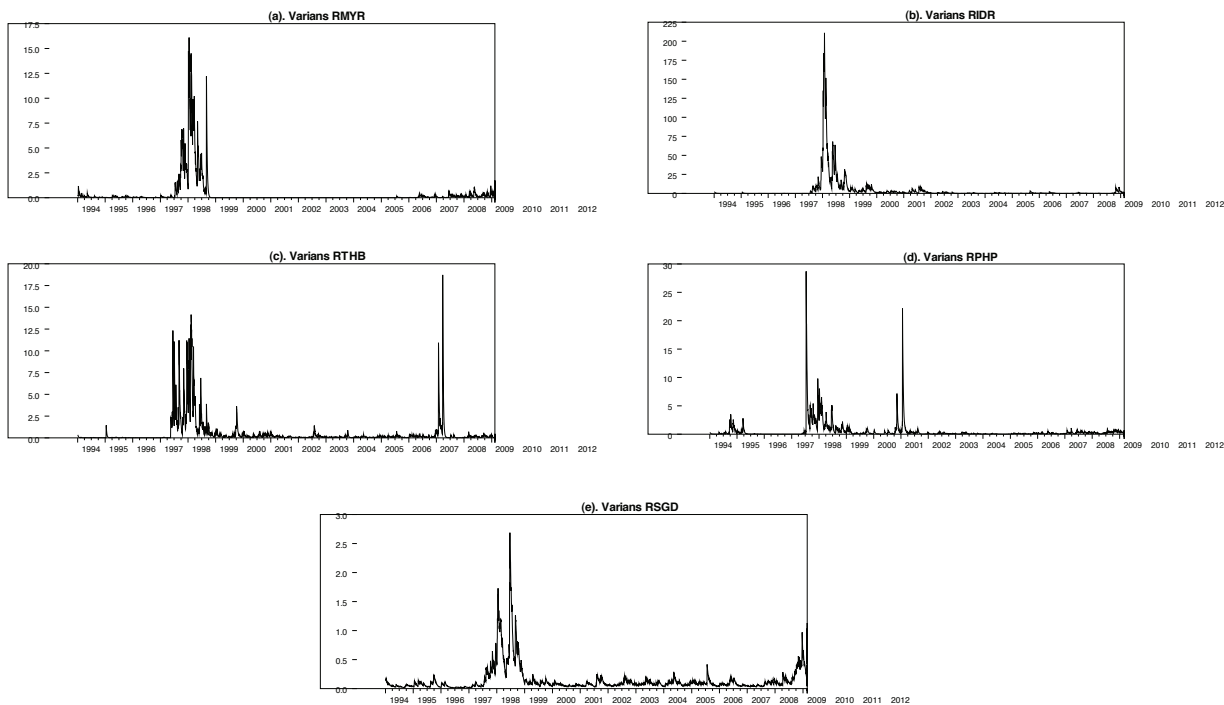
JADUAL 1. Ringkasan statistik untuk pulangan

Statistik	RMYR	RIDR	RTHB	RPHP	RSGD
Min	0.005	0.031	0.004	0.009	-0.005
Sisihan Piawai	0.495	1.478	0.575	0.556	0.367
Kepencongan	-0.256	1.922	0.921	1.276	-0.441
Kurtosis	50.805	74.135	55.130	104.491	14.266
Jarque-Bera	458550.1*	1018163.0*	545885.8*	2067809.0*	25618.7*
Q(36)	498.5*	563.2*	309.2*	187.8*	104.4*
Q ² (36)	6581.1*	7912.5*	2091.8*	108.9*	3533.2*
ARCH (36)	1039.6*	1700.4*	529.5*	69.6*	918.2*
ADF _c	-14.32*	-10.68*	-48.38*	-37.89*	-71.85*
ADF _{ct}	-14.36*	-10.73*	-48.42*	-37.95*	-71.86*

Nota: * menunjukkan signifikan pada aras 1%.



RAJAH 2. Pulangan kadar pertukaran



RAJAH 3. Varians pulangan kadar pertukaran

RPHP dan RTHB iaitu masing-masing 1.922, 1.276 dan 0.921. Sementara RMYR dan RSGD mempunyai darjah kepencongan yang lebih kecil dan bernilai negatif iaitu masing-masing -0.256 dan -0.441 . Ini menunjukkan tanda-tanda kewujudan kesan asimetrik dalam siri pulangan bagi setiap pasaran. Sementara statistik kurtosis menunjukkan semua siri mempunyai lebih kurtosis (leptokurtik) terutama RPHP, RIDR, RTHB dan RMYR. Semua siri pulangan juga didapati bertaburan tidak normal.

Statistik Ljung-Box dengan 36 lat iaitu masing-masing $Q(36)$ dan $Q^2(36)$ menunjukkan bukti kehadiran autokorelasi dan heterokedastisiti dalam reja bagi semua siri pulangan. Ini disokong oleh kehadiran kesan ARCH dalam semua siri pulangan seperti yang ditunjukkan oleh statistik ARCH dengan 36 lat sekali gus mencadangkan bahawa model GARCH adalah sesuai digunakan dalam memodelkan proses varians bersyarat. Hasil ujian

punca unit menggunakan Dickey-Fuller imbuhan pula menunjukkan bahawa semua siri pulangan adalah pegun pada aras.

HASIL KEPUTUSAN EMPIRIKAL

Jadual 2 hingga Jadual 5 menunjukkan ringkasan hasil penganggaran kesan limpahan kemaruapan antara pulangan kadar pertukaran di ASEAN-5 dengan menggunakan model MGARCH dalam spesifikasi BEKK. Sementara jadual lengkap boleh dilihat dalam Lampiran A hingga Lampiran D. Jadual 2 dan Jadual 3 masing-masing menunjukkan hasil penganggaran dalam tempoh masa penuh (3 Januari 1994 – 18 Jun 2012) dan sub tempoh masa pertama (3 Januari 1994 – 1 September 1998). Hasil penganggaran dalam Jadual 4 adalah bagi sub tempoh masa kedua (2 September 1998 – 21 Julai 2005) dan

JADUAL 2. Limpahan kemaruapan – VAR(1)-MGARCH (1,1)-BEKK [Tempoh Masa Penuh: 3/1/1994 – 18/6/2012]

Limpahan Kemaruapan	RMYR	RIDR	RTHB	RPHP	RSGD
RMYR					
RIDR	←				
RTHB	←	Tiada			
RPHP	←	↔	←		
RSGD	←	→	Tiada	Tiada	

Nota: ↔ dan ← atau → masing-masing menunjukkan dua hala dan satu hala.

JADUAL 3. Limpahan Kemeruapan – VAR(1)-MGARCH (1,1)-BEKK
[Sub Tempoh Pertama: 3/1/1994 – 1/9/1998]

Limpahan Kemeruapan	RMYR	RIDR	RTHB	RPHP	RSGD
RMYR					
RIDR	Tiada				
RTHB	←	←			
RPHP	←	←	↔		
RSGD	←	Tiada	↔	↔	

Nota: ↔ dan ← atau → masing-masing menunjukkan dua hala dan satu hala.

Jadual 5 menunjukkan hasil penganggaran dalam sub tempoh masa yang ketiga (22 Julai 2005 – 18 Jun 2012).

Sebagai contoh dan ilustrasi kepada limpahan kemeruapan antara pulangan kadar pertukaran seperti dalam Jadual 2, limpahan kemeruapan sehala didapati signifikan daripada RMYR kepada RIDR, RTHB, RPHP dan RSGD (RMYR → RIDR, RMYR → RTHB, RMYR → RPHP dan RMYR → RSGD). Ini diperolehi melalui koefisien limpahan kemeruapan yang signifikan pada aras keertian satu peratus (1%) iaitu parameter β_{12} , β_{13} , β_{14} dan β_{15} dalam Lampiran A di mana 1 = RMYR, 2 = RIDR, 3 = RTHB, 4 = RPHP dan 5 = RSGD. Selain itu, koefisien β_{134} dan β_{52} yang signifikan masing-masing menunjukkan kesan limpahan kemeruapan sehala daripada RTHB kepada RPHP (RTHB → RPHP) dan daripada RSGD kepada RIDR (RSGD → RIDR). Sementara limpahan kemeruapan dua hala antara RIDR dan RPHP (RIDR ↔ RPHP) ditunjukkan melalui koefisien β_{24} dan β_{42} yang signifikan pada aras keertian lima peratus (5%). Interpretasi dan analisis yang sama juga terpakai untuk Jadual 3 hingga Jadual 5 (lihat juga Lampiran B hingga Lampiran D). Ringkasnya, analisis dalam tempoh masa penuh meliputi tempoh krisis kewangan Asia 1997-1998 dan krisis kewangan global 2007-2009. Hasil penganggaran bagi tempoh masa penuh seperti dalam Jadual 2 menunjukkan kebanyakan kesan limpahan kemeruapan adalah daripada pasaran Malaysia kepada pasaran ASEAN-5 yang lain. Kesan limpahan kemeruapan sehala daripada pasaran Malaysia (RMYR) adalah signifikan ke atas pasaran Indonesia (RIDR), Thailand (RTHB), Filipina (RPHP) dan Singapura (RSGD). Selain itu, kesan limpahan kemeruapan sehala juga didapati signifikan iaitu daripada pasaran Thailand kepada pasaran Filipina dan daripada pasaran Singapura

kepada pasaran Indonesia. Sementara kesan limpahan kemeruapan dua hala didapati signifikan antara pasaran Indonesia dan Filipina.

Tidak seperti dalam tempoh masa penuh, analisis dalam sub tempoh masa pertama hanya meliputi tempoh krisis kewangan Asia. Dalam sub tempoh masa pertama, kesan limpahan kemeruapan juga didapati kebanyakannya daripada pasaran Malaysia kepada pasaran ASEAN-5 yang lain. Jadual 3 menunjukkan bahawa kesan limpahan kemeruapan sehala didapati signifikan daripada pasaran Malaysia kepada pasaran Thailand, Filipina dan Singapura. Selain itu, kesan limpahan kemeruapan sehala juga adalah signifikan daripada pasaran Indonesia kepada pasaran Thailand dan Filipina. Sementara kesan limpahan kemeruapan dua hala didapati signifikan antara pasaran Thailand dengan pasaran Filipina dan Singapura dan juga antara pasaran Filipina dan Singapura.

Sub tempoh masa kedua pula tidak meliputi mana-mana tempoh krisis sama ada krisis kewangan Asia atau krisis kewangan global dan dalam tempoh masa ini juga semua pasaran diandaikan berada dalam keadaan tenang (*tranquil*). Hasil penganggaran dalam Jadual 4 bagi sub tempoh masa kedua tidak mengambil kira pasaran Malaysia atas sebab yang telah diterangkan dalam bahagian sebelumnya di mana kemeruapan dalam pulangan kadar pertukaran bagi Malaysia dalam tempoh masa ini adalah malar. Maka kemeruapan dalam pasaran Malaysia tidak memberikan kesan ke atas kemeruapan dalam pasaran ASEAN-5 yang lain dan begitu juga sebaliknya kemeruapan dalam pasaran ASEAN-5 yang lain tidak mempengaruhi kemeruapan dalam pasaran Malaysia. Walau bagaimanapun, hasil penganggaran menunjukkan hanya pasaran Indonesia memberikan

JADUAL 4. Limpahan Kemeruapan – VAR(1)-MGARCH (1,1)-BEKK
[Sub Tempoh Kedua: 2/9/1998 – 21/7/2005]

Limpahan Kemeruapan	RIDR	RTHB	RPHP	RSGD
RIDR				
RTHB	←			
RPHP	←	Tiada		
RSGD	←	Tiada	Tiada	

Nota: ↔ dan ← atau → masing-masing menunjukkan dua hala dan satu hala.

JADUAL 5. Limpahan Kemeruapan – VAR(1)-MGARCH (1,1)-BEKK
[Sub Tempoh Ketiga: 22/7/2005 – 18/6/2012]

Limpahan Kemeruapan	RMYR	RIDR	RTHB	RPHP	RSGD
RMYR					
RIDR	Tiada				
RTHB	↔	Tiada			
RPHP	Tiada	Tiada	←		
RSGD	→	Tiada	Tiada	Tiada	

Nota: ↔ dan ← atau → masing-masing menunjukkan dua hala dan satu hala.

kesan limpahan kemeruapan sehalu yang signifikan ke atas semua pasaran iaitu Thailand, Filipina dan Singapura.

Sementara analisis dalam sub tempoh masa ketiga hanya meliputi tempoh krisis kewangan global. Berbanding dengan hasil penganggaran dalam tempoh masa lain, kesan limpahan kemeruapan didapati tidak begitu menyerlah dalam sub tempoh masa ketiga seperti ditunjukkan dalam Jadual 5. Kesan limpahan kemeruapan sehalu didapati signifikan hanya daripada pasaran Thailand kepada pasaran Filipina dan daripada pasaran Singapura kepada pasaran Malaysia. Sementara limpahan kemeruapan dua hala didapati signifikan antara pasaran Malaysia dan Thailand.

Pergerakan bersama antara pasaran pula dapat dianalisis melalui penganggaran korelasi bersyarat dinamik berdasarkan model MGARCH dalam formulasi DCC. Ringkasan hasil penganggaran ditunjukkan dalam Jadual 6. Sementara jadual lengkap boleh dilihat dalam Lampiran E. Andaian bahawa korelasi adalah malar seperti yang ditunjukkan oleh hipotesis $H_0: \theta_1 = \theta_2 = 0$ ditolak pada aras keertian satu peratus (1%). Kedua-dua parameter tersebut juga signifikan pada aras keertian satu peratus (1%). Tambahan lagi, syarat bahawa $\theta_1 > 0$, $\theta_2 > 0$ dan $\theta_1 + \theta_2 < 1$ juga dipenuhi. Sementara kejutan ke atas korelasi juga adalah signifikan dan tegar. Hasil ujian ini mencadangkan bahawa korelasi antara pasaran kadar pertukaran di ASEAN-5 adalah tidak malar, malah berbeza mengikut masa. Korelasi dinamik secara bivariat antara pasaran ditunjukkan dengan lebih jelas dalam Rajah 4.

Rajah 4 menunjukkan korelasi bersyarat dinamik antara pulangan pasaran kadar pertukaran di ASEAN-5. Garisan lurus mendatar yang selari dengan garisan mendatar sifar adalah korelasi bersyarat malar (CCC).

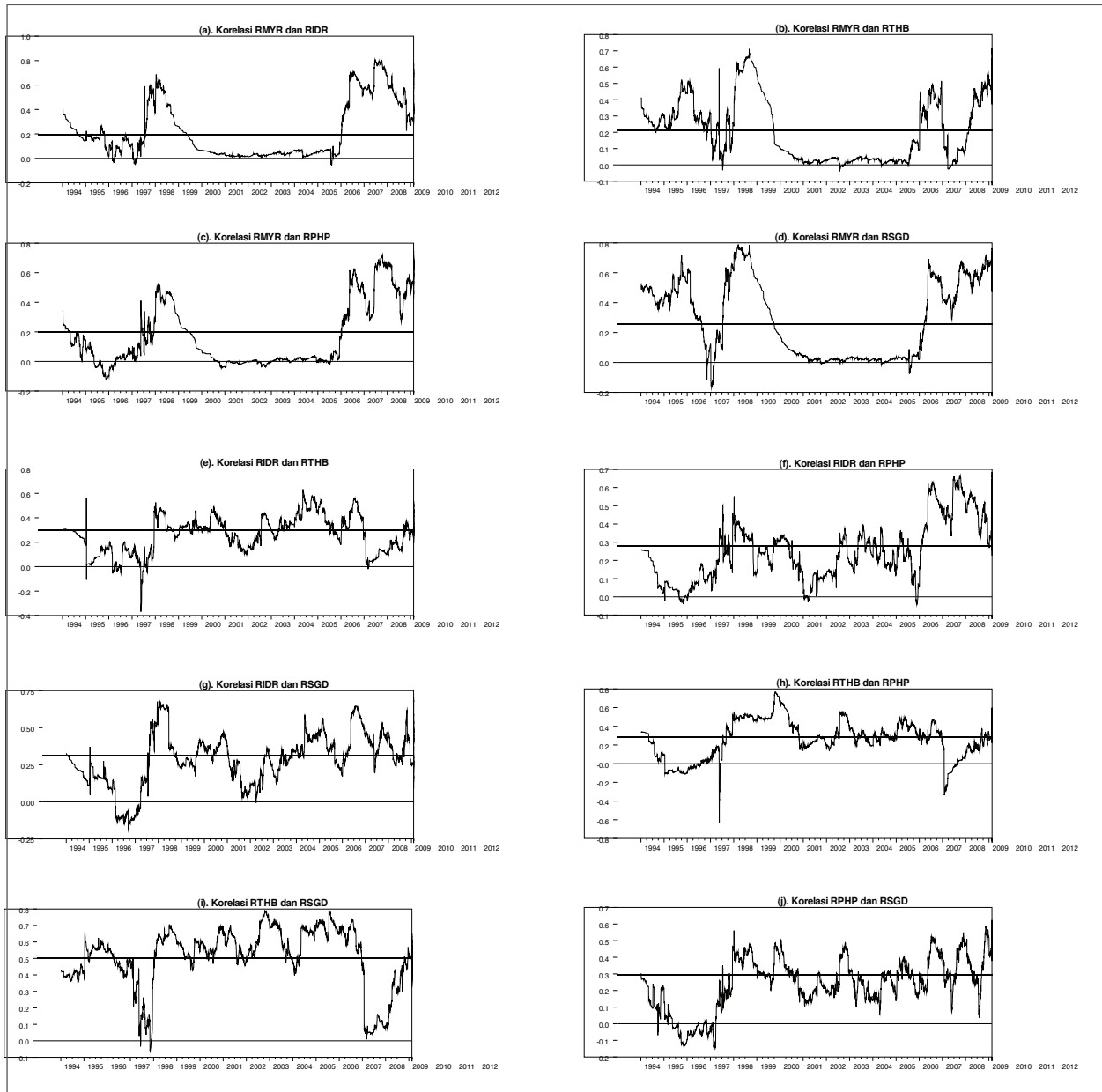
JADUAL 6. Model VAR(1)-MGARCH (1,1)-DCC(1)

Koefisien θ_1	0.015*
Koefisien θ_2	0.984*
Ujian $H_0: \theta_1 = \theta_2 = 0$	$\chi^2 = 661774796.708^*$
Kebolehjadian Log	-1269.294

Nota: * menunjukkan signifikan pada aras 1%.

Secara purata korelasi bersyarat antara pasaran berdasarkan CCC didapati agak rendah iaitu antara 0.19 dan 0.51. Walau bagaimanapun, korelasi dinamik antara pasaran berdasarkan DCC sebaliknya menunjukkan nilai korelasi adalah antara -0.61 dan 0.80 di sepanjang tempoh masa kajian. Kebanyakan korelasi dinamik antara pasaran juga adalah positif. Ini mencerminkan bahawa pasaran secara bersama (bivariat) bergerak pada haluan yang sama. Selain itu, kebanyakan korelasi antara pasaran juga didapati tinggi dalam tempoh krisis kewangan Asia dan krisis kewangan global. Walau bagaimanapun, terdapat juga keadaan di mana korelasi antara pasaran adalah tinggi semasa di luar tempoh krisis seperti ditunjukkan dalam Rajah 4(i) iaitu korelasi antara pasaran Thailand dan Singapura didapati tinggi dan positif terutama dalam tempoh antara tahun 2000 hingga 2006. Korelasi antara pasaran Thailand dan Filipina pula didapati negatif dengan nilai mencecah -0.60 dalam tempoh krisis kewangan Asia iaitu pada pertengahan tahun 1997 seperti ditunjukkan dalam Rajah 4(h). Ini mencerminkan bahawa walaupun korelasi antara pasaran Thailand dan Filipina agak tinggi tetapi kedua-dua pasaran bergerak pada haluan yang bertentangan.

Daripada Rajah 4(a) hingga Rajah 4(d), korelasi antara pasaran Malaysia dengan pasaran lain menunjukkan corak yang agak jelas terutama dalam sub tempoh masa kedua. Korelasi antara pasaran Malaysia dengan pasaran lain menunjukkan trend yang menurun bermula selepas krisis kewangan Asia iaitu pada penghujung tahun 1998 hingga pertengahan tahun 2005. Corak hubungan ini mungkin dipengaruhi oleh tindakan kerajaan Malaysia melaksanakan dasar kawalan modal terpilih dan penetapan nilai ringgit pada kadar 3.8 berbanding 1 dolar Amerika Syarikat yang bermula pada September 1998 dan berakhir pada Julai 2005. Dalam tempoh ini, korelasi antara pasaran Malaysia dengan pasaran lain menghampiri sifar. Ini juga menggambarkan bahawa pasaran Malaysia semakin terpisah dengan pasaran lain terutama dalam tempoh antara tahun 2000 hingga 2005. Walau bagaimanapun, korelasi antara pasaran menunjukkan trend meningkat selepas tahun 2005 dan semakin meningkat selepas krisis kewangan global kecuali korelasi antara pasaran Malaysia dan Indonesia yang mula mengalami trend



RAJAH 4. Korelasi dinamik antara pulangan kadar pertukaran

penurunan selepas krisis kewangan global. Selain itu, korelasi antara pasaran Malaysia dengan pasaran lain didapati tinggi dalam tempoh krisis iaitu sekitar 0.50 hingga 0.80 dan melebihi 0.6 terutama korelasi antara pasaran Malaysia dengan pasaran Thailand dan Singapura yang masing-masing ditunjukkan dalam Rajah 4(b) dan Rajah 4(d). Secara keseluruhan, korelasi antara kebanyakan pasaran didapati tinggi dalam tempoh pasaran lebih meruap. Walau bagaimanapun, terdapat juga keadaan di mana korelasi antara pasaran didapati tinggi walaupun di luar tempoh krisis iaitu pada masa pasaran kurang meruap. Selain itu, korelasi antara pasaran juga cenderung meningkat dalam tahun-tahun seterusnya selepas krisis kewangan global.

KESIMPULAN

Pasaran kian muncul semakin dianggap penting sebagai destinasi pelaburan antarabangsa. Ini terbukti dengan peningkatan besar dalam jumlah pelaburan di pasaran kian muncul (Marshall et al. 2009) yang antara lainnya dipacu oleh keupayaan menawarkan jangkaan pulangan yang tinggi (Aggrawal et al. 1999). Selain itu, pasaran kian muncul juga dilihat mampu menawarkan faedah mempelbagaian portfolio dengan risiko yang lebih rendah kerana pasaran ini dipercayai mempunyai korelasi yang rendah dengan pasaran yang lebih maju (Harvey 1995). Walau bagaimanapun, apa yang berlaku dalam realiti, pasaran ini sebenarnya rapuh

kepada kejutan antarabangsa. Episod krisis kewangan Asia dan krisis kewangan global yang berlaku baru-baru ini menjadi saksi kepada kejatuhan teruk bukan sahaja dalam kebanyakan pasaran kuan muncul, tetapi juga pasaran utama dunia yang lebih maju dan kukuh. Rantau ASEAN khususnya ASEAN-5 adalah antara pasaran yang mengalami kejatuhan teruk terutama ketika krisis kewangan Asia yang mana turut melumpuhkan hampir keseluruhan aktiviti ekonomi di rantau tersebut (Hatemi-J & Roca 2005).

Hasil dapatan dalam kajian ini menunjukkan wujud limpahan kemaruapan antara pasaran kadar pertukaran di ASEAN-5. Hasil dapatan juga lebih menyerlah dalam tempoh masa penuh dan sub tempoh masa pertama, tetapi kurang menyerlah dalam sub tempoh masa kedua dan ketiga. Justeru, kesan krisis kewangan Asia mungkin lebih signifikan dalam proses transmisi kemaruapan di pasaran kadar pertukaran ASEAN-5 yang mana lebih bercirikan kewilayahan dalam rantau ASEAN. Ini sekali gus menyokong pandangan Coudert et al. (2011) yang berpendapat limpahan kemaruapan yang lebih besar mungkin boleh berlaku disebabkan oleh peningkatan tekanan dalam pasaran kewangan ekoran krisis kewangan. Namun demikian, pandangan ini juga agak bercanggah dengan hasil dapatan dalam kajian ini di mana limpahan kemaruapan kurang menyerlah dalam sub tempoh masa ketiga yang turut meliputi tempoh krisis kewangan global. Selain itu, hasil dapatan kajian ini juga menyokong pandangan Jacobsen dan Dannenburg (2003) yang menolak andaian varians adalah malar sepanjang masa. Varians sebaliknya didapati berubah mengikut masa.

Hasil dapatan analisis korelasi pula menunjukkan korelasi antara pasaran bersifat dinamik dan didapati tinggi dalam kedua-dua tempoh pasaran lebih meruap iaitu ketika krisis kewangan Asia dan krisis kewangan global dan sekali gus menyokong dapatan Chesney dan Jondeau (2001) yang menunjukkan korelasi antara pasaran adalah tinggi semasa tempoh krisis. Malahan terdapat juga keadaan di mana korelasi antara pasaran didapati tinggi walaupun di luar tempoh krisis dan ini bercanggah dengan teori yang mengatakan korelasi adalah tinggi ketika pasaran lebih meruap. Namun menurut Longin dan Solnik (2001), peningkatan darjah korelasi tidak semestinya disebabkan oleh peningkatan dalam kemaruapan, tetapi mungkin juga dipengaruhi oleh trend pasaran. Tambahan lagi, hasil dapatan kajian ini juga menunjukkan kebanyakan korelasi antara pasaran adalah positif dan tinggi dalam tempoh krisis dan sekali gus menyokong dapatan Junior dan Franca (2012) yang berpendapat kebanyakan pasaran cenderung bergerak sehaluan semasa krisis. Ini menjadikan pasaran ASEAN-5 lebih berisiko dalam tempoh krisis. Justeru strategi mempelbagaian mungkin kurang berkesan di rantau ASEAN-5 dalam mengurangkan risiko pelaburan. Pandangan ini turut dibincangkan dalam kajian terdahulu oleh Girard et al. (2002).

Peranan pembuat dasar dalam mengawal kestabilan nilai mata wang turut dilihat berkesan dalam mempengaruhi hubungan antara pasaran. Pelaksanaan dasar kawalan modal dan penetapan nilai ringgit oleh kerajaan Malaysia misalnya nyata berkesan dalam mempengaruhi hubungan antara pasaran Malaysia dengan pasaran ASEAN-5 yang lain. Tindakan ini dilihat berjaya mempertahankan nilai ringgit daripada terus menerima tekanan luar semasa krisis kewangan Asia dan berjaya menstabilkan semula nilai ringgit di pasaran antarabangsa. Melalui hasil analisis korelasi dinamik dalam kajian ini, ekoran pelaksanaan dasar kawalan modal dan penetapan nilai ringgit, pasaran Malaysia menjadi semakin terpisah dengan pasaran ASEAN-5 yang lain dengan nilai korelasi menjadi semakin lemah dan menghampiri sifar yang turut dilihat berjaya menstabilkan ekonomi Malaysia secara keseluruhannya. Maka tidak menghairankan jika ekonomi Malaysia berupaya pulih daripada krisis kewangan Asia dalam masa yang agak singkat berbanding negara lain di rantau ASEAN. Hasil dapatan dalam kajian ini juga selari dengan dapatan kajian oleh Kuper dan Lestano (1997) yang mengesahkan peranan pembuat dasar dalam mempengaruhi kesan krisis. Tambahan lagi, hasil kajian mencadangkan bahawa strategi mempelbagaian di rantau Asia khususnya ASEAN-5 adalah lebih berisiko semasa krisis. Ini bukan sahaja boleh mengurangkan faedah yang diperolehi, malahan mungkin boleh menyebabkan kerugian yang lebih besar. Tambahan pula, dalam tempoh krisis, ketidakstabilan dalam kadar pertukaran mungkin boleh mengekang aliran perdagangan dan pelaburan langsung asing yang akhirnya boleh menjejaskan pertumbuhan ekonomi. Maka hasil dapatan dalam kajian ini diharapkan boleh memberikan maklumat yang penting kepada para pelabur antarabangsa, pengurus kewangan dan pembuat dasar khususnya dalam merangka polisi berkaitan pada masa hadapan.

PENGHARGAAN

Terima kasih kepada editor jurnal dan para pewart yang telah memberikan komen bernas dan cadangan yang membina dalam memperbaiki lagi artikel ini. Penghargaan dan ucapan terima kasih juga kepada Universiti Kebangsaan Malaysia dan Kementerian Pendidikan Malaysia atas bantuan dana Skim Geran Penyelidikan Fundamental [Kod Projek: FRGS/1/2013/SS07/UKM/01/1].

RUJUKAN

- Aggarwal, R., Inclan, C. & Leal, R. 1999. Volatility in emerging stock markets. *Journal of Finance and Quantitative Analysis* 34: 33-57.
- Bauwens, L. & Laurent, S. 2005. A new class of multivariate skew densities, with application to generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics* 23(3): 346-354.

- Bauwens, L., Laurent, S. & Rombouts, J. V. K. 2006. Multivariate GARCH models: a survey. *Journal of Applied Econometrics* 21: 79-109.
- Belke, A. & Gros, D. 2002. Designing monetary relations between the EU and the U.S.: Is the degree of exchange rate volatility relevant? Dlm. *International Financial Systems and Stock Volatility: Issues and Remedies*, Volume 13, disunting oleh N. R. Sabri, 245-270. Oxford: Elsevier Science Ltd.
- Brooks, C., Burke, S. P. & Persaud, G. 2003. Multivariate GARCH models: Software choice and estimation issues. *Journal of Applied Econometrics* 18: 725-734.
- Chesnay, F. & Jondeau, E. 2001. Does correlation between stock returns really increase during turbulent periods? *Economic Notes* 30(1): 53-80.
- Coudert, V., Couharde, C. & Mignon, V. 2011. Exchange rate volatility across financial crisis. *Journal of Banking and Finance* 35: 3010-3018.
- Enders, W. 2010. *Applied Econometric Time Series*. 3rd Edition. New Jersey: John Wiley & Sons Inc.
- Engle, R. F. 2002. Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics* 20(3): 339-350.
- Engle, R. F. & Kroner, F. 1995. Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory* 11: 122-150.
- Girard, E., Rahman, H. & Zaher, T. 2002. Consequences of the Asian financial crisis on global asset allocation strategies: Evidence from the Asian block. Dlm. *International Financial Systems and Stock Volatility: Issues and Remedies*, Volume 13, disunting oleh N.R. Sabri, 121-149. Oxford: Elsevier Science Ltd.
- Gupta, R. & Mollik, A. T. 2008. Volatility, time-varying correlation and international portfolio diversification: An empirical study of Australia and emerging markets. *International Research Journal of Finance and Economics* 18: 18-37.
- Harvey, C. R. 1995. Predictable risk and returns in emerging markets. *Review of Financial Studies* 8: 773-816.
- Hatemi-J, A. & Roca, E. 2005. Exchange rates and stock prices interaction during good and bad times: Evidence from the ASEAN4 countries. *Applied Financial Economics* 15(8): 539-546.
- Jacobsen, B. & Dannenburg, D. 2003. Volatility clustering in monthly stock returns. *Journal of Empirical Finance* 10(4): 479-503.
- Jeantheau, T. 1998. Strong consistency of estimators for multivariate ARCH models. *Econometric Theory* 14: 70-86.
- Junior, L. S. & Franca, I. D. P. 2012. Correlation of financial markets in times of crisis. *Physica A* 391: 187-208.
- Kuper, G. H. & Lestano. 2007. Dynamic conditional correlation analysis of financial market interdependence: An application to Thailand and Indonesia. *Journal of Asian Economics* 18: 670-684.
- Longin, F. & Solnik, B. 2001. Extreme correlation of international equity markets. *The Journal of Finance* LVI(2): 649-676.
- Lucchetti, R. 2002. Analytical score for multivariate GARCH models. *Computational Economics* 19: 133-143.
- Lumsdaine, R. L. (2009). Correlation, models, and risk management in challenging times. *Journal of Financial Econometrics* 7(1): 40-51.
- 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: 250-259.
- Mootamri, I. 2011. Long memory process in asset returns with multivariate GARCH innovations. *Economics Research International*. DOI:10.1155/2011/564952.
- Plosser, C. I. 2009. Financial econometrics, financial innovation, and financial stability. *Journal of Financial Econometrics* 7(1): 3-11.
- Rossi, E. & Spazzini, F. 2010. Model and distribution uncertainty in multivariate GARCH estimation: A Monte Carlo analysis. *Computational Statistics and Data Analysis* 54: 2786-2800.
- Saleem, K. 2009. International linkage of the Russian market and the Russian financial crisis: a multivariate GARCH analysis. *Research in International Business and Finance* 23: 243-256.
- Tai, C.-S. 2007. Market integration and contagion: evidence from Asian emerging stock and foreign exchange markets. *Emerging Markets Review* 8: 264-283.

Mori Kogid* (edy@ums.edu.my)
 School of Business and Economics
 Universiti Malaysia Sabah
 Jalan UMS
 88400 Kota Kinabalu Sabah
 MALAYSIA

Abu Hassan Shaari Md. Nor (ahassan@ukm.edu.my)
 Tamat Sarmidi (tamat@ukm.edu.my)
 Pusat Pengajian Ekonomi
 Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
 Universiti Kebangsaan Malaysia
 43600 UKM Bangi Selangor
 MALAYSIA

*Corresponding author

LAMPIRAN

LAMPIRAN A. VAR(1)-MGARCH (1,1)-BEKK [3/1/1994 – 18/6/2012]

C11					-0.00001				
C21	C22				-0.0050	-0.0201			
C31	C32	C33			-0.0312*	0.0018	0.0182*		
C41	C42	C43	C44		0.0268	-0.0089	-0.0095	-0.0000	
C51	C52	C53	C54	C55	0.0010	0.0049	0.0302**	0.0003	-0.0001
α_{11}	α_{12}	α_{13}	α_{14}	α_{15}	1.6086**	0.3942**	0.4427**	0.3855**	0.7727**
α_{21}	α_{22}	α_{23}	α_{24}	α_{25}	0.0002	0.2942**	0.0094	0.0151	0.0118**
α_{31}	α_{32}	α_{33}	α_{34}	α_{35}	-0.0005	-0.0118	0.2699**	-0.1216**	-0.0039
α_{41}	α_{42}	α_{43}	α_{44}	α_{45}	0.0005	0.0554*	-0.0034	0.3134**	0.0158
α_{51}	α_{52}	α_{53}	α_{54}	α_{55}	-0.0056	-0.0652**	-0.1972**	0.0653*	0.0084
β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}	β_{15}	0.6283**	-0.0968**	-0.0929**	-0.1022**	-0.1899**
β_{21}	β_{22}	β_{23}	β_{24}	β_{25}	-0.0001	0.9680**	0.0001	-0.0040*	-0.0008
β_{31}	β_{32}	β_{33}	β_{34}	β_{35}	0.0001	0.0039	0.9645**	0.0429**	0.0006
β_{41}	β_{42}	β_{43}	β_{44}	β_{45}	-0.00003	-0.0151*	0.0002	0.9496**	-0.0013
β_{51}	β_{52}	β_{53}	β_{54}	β_{55}	0.00002	0.0061*	0.0106	-0.0076	0.9919**
Kebolehhadian Log					436.939				
Multivariat Q(24)					1024.634**				
Multivariat Q ² (24)					1939.874**				

Nota: ** dan * menunjukkan signifikan dan ditolak pada aras masing-masing 1% dan 5%.

LAMPIRAN B. VAR(1)-MGARCH (1,1)-BEKK [3/1/1994 – 1/9/1998]

C11					-0.0170*				
C21	C22				0.0080	0.0281**			
C31	C32	C33			0.0086	-0.0097	0.000004		
C41	C42	C43	C44		-0.0266*	0.0198*	-0.000004	0.000001	
C51	C52	C53	C54	C55	0.0343	-0.0344**	0.00001	-0.000002	0.000002
α_{11}	α_{12}	α_{13}	α_{14}	α_{15}	0.0168	0.0600	-0.0550	0.0227	0.0817**
α_{21}	α_{22}	α_{23}	α_{24}	α_{25}	0.0871**	0.6044**	-0.0323	0.0248	0.0893**
α_{31}	α_{32}	α_{33}	α_{34}	α_{35}	-0.0815**	-0.0174	0.4940**	-0.0778	-0.0702*
α_{41}	α_{42}	α_{43}	α_{44}	α_{45}	-0.0042	-0.0210	0.0895**	0.4169	0.1343**
α_{51}	α_{52}	α_{53}	α_{54}	α_{55}	0.0499	-0.0428	-0.0935*	0.2043**	-0.1309*
β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}	β_{15}	0.9913	0.0004	0.0457**	-0.1420*	0.0739
β_{21}	β_{22}	β_{23}	β_{24}	β_{25}	-0.0102	0.8866**	0.0234**	-0.0485**	-0.0044
β_{31}	β_{32}	β_{33}	β_{34}	β_{35}	0.0519**	0.0040	0.9692**	0.0704*	0.1891**
β_{41}	β_{42}	β_{43}	β_{44}	β_{45}	-0.0403	0.0030	-0.0807**	0.8015**	-0.3398**
β_{51}	β_{52}	β_{53}	β_{54}	β_{55}	-0.0266	0.0155	-0.1491*	0.5487**	0.7645**
Kebolehhadian Log					-1263.700				
Multivariat Q(24)					632.003				
Multivariat Q ² (24)					474.128				

Nota: ** dan * menunjukkan signifikan dan ditolak pada aras masing-masing 1% dan 5%.

LAMPIRAN C. VAR(1)-MGARCH (1,1)-BEKK [2/9/1998 – 21/7/2005]

c ₁₁				0.2103**				
c ₂₁	c ₂₂			0.0538	-0.0229			
c ₃₁	c ₃₂	c ₃₃		0.0269*	-0.0022	-0.0400**		
c ₄₁	c ₄₂	c ₄₃	c ₄₄	0.0488**	-0.0010	-0.0006	-0.000003	
α_{11}	α_{12}	α_{13}	α_{14}	0.7126**	0.0477**	0.0246	0.0216**	
α_{21}	α_{22}	α_{23}	α_{24}	0.1198	0.2542**	0.0733	0.0592**	
α_{31}	α_{32}	α_{33}	α_{34}	0.2257**	0.0292	0.4018**	0.0062	
α_{41}	α_{42}	α_{43}	α_{44}	-0.0257	-0.0332	-0.0307	0.1243**	
β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}	0.7903**	-0.0223**	-0.0153*	-0.0092**	
β_{21}	β_{22}	β_{23}	β_{24}	-0.0022	0.9684**	-0.0094	-0.0094	
β_{31}	β_{32}	β_{33}	β_{34}	-0.0885	-0.0070	0.9222**	-0.0002	
β_{41}	β_{42}	β_{43}	β_{44}	-0.0619	-0.0109	-0.0049	0.9783	
Kebolehjadian Log				-2986.978				
Multivariat Q(24)				472.220**				
Multivariat Q ² (24)				339.400				

Nota: ** dan * menunjukkan signifikan dan ditolak pada aras masing-masing 1% dan 5%.

LAMPIRAN D. VAR(2)-MGARCH (1,1)-BEKK [22/7/2005 – 18/6/2012]

c ₁₁					0.0082				
c ₂₁	c ₂₂				-0.0020	0.0087			
c ₃₁	c ₃₂	c ₃₃			-0.0507	-0.0327	0.0243		
c ₄₁	c ₄₂	c ₄₃	c ₄₄		-0.0362	0.0281	-0.0082	0.0172	
c ₅₁	c ₅₂	c ₅₃	c ₅₄	c ₅₅	0.0039	-0.0118	0.0296	0.0071	0.0009
α_{11}	α_{12}	α_{13}	α_{14}	α_{15}	0.2408**	-0.0094	-0.0476	0.0342	0.0100
α_{21}	α_{22}	α_{23}	α_{24}	α_{25}	0.0052	0.2709**	-0.0031	0.0116	-0.0061
α_{31}	α_{32}	α_{33}	α_{34}	α_{35}	-0.0483*	-0.0231	0.4394**	-0.0353**	-0.0067
α_{41}	α_{42}	α_{43}	α_{44}	α_{45}	0.0315	0.0231	0.0027	0.1897**	0.0043
α_{51}	α_{52}	α_{53}	α_{54}	α_{55}	0.0577*	0.0888**	0.0118	-0.0074	-0.1934**
β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}	β_{15}	0.9700**	-0.0109	0.0226*	0.0038	0.0043
β_{21}	β_{22}	β_{23}	β_{24}	β_{25}	-0.0019	0.9678**	0.0001	-0.0015	-0.0022
β_{31}	β_{32}	β_{33}	β_{34}	β_{35}	0.0155**	0.0084	0.8949**	0.0114**	0.0018
β_{41}	β_{42}	β_{43}	β_{44}	β_{45}	-0.0009	0.0007	-0.0020	0.9691**	0.0122
β_{51}	β_{52}	β_{53}	β_{54}	β_{55}	-0.0152*	-0.0090	0.0012	-0.0043	0.9698**
Kebolehjadian Log					-1788.432				
Multivariat Q(24)					639.116				
Multivariat Q ² (24)					635.228				

Nota: ** dan * menunjukkan signifikan dan ditolak pada aras masing-masing 1% dan 5%.

LAMPIRAN E. VAR(1)-MGARCH (1,1)-DCC [3/1/1994 – 18/6/2012]

c ₁	c ₂	c ₃	c ₄	c ₅	2.07E-05	1.93E-04	1.63E-03	1.37E-03*	8.07E-04**
					0.222**	0.126**	0.210**	0.169**	0.078**
					0.852**	0.910**	0.830**	0.866**	0.924**
θ_1	θ_2				0.015**	0.984**			
$\theta_1 = \theta_2 = 0$					= 661774796.708**				
Kebolehjadian Log					-1269.294				
Multivariat Q(24)					1164.234**				
Multivariat Q ² (24)					1207.336**				

Nota: ** dan * menunjukkan signifikan pada aras masing-masing 1% dan 5%.

