

Keberkesanan Dasar Kadar Pertukaran Tetap Dalam Mengkesampingkan Faktor Luar di BSKL

Tamat Sarmidi
Abu Hassan Shaari Mohd Nor

ABSTRAK

Tujuan utama kajian ini ialah untuk menganalisis keberkesanan dasar kawalan modal terpilih Malaysia ke atas kesan integrasi dan kemasukan pengaruh luar ke pasaran ekuiti di Malaysia. Kajian empirik dijalankan dalam dua masa berbeza iaitu sebelum dasar kawalan modal (Januari 1995 hingga Mei 1997) dan selepas dasar kawalan modal (September 1998 hingga Disember 1999). Kajian empirik telah dijalankan menggunakan kaedah Vektor Autoregresif (VAR) merangkumi kointegrasi multivariate Johansen-Juselius, Model Vektor Pembetulan-Ralat (VECM), dan Fungsi Tindak Balas (IRFs). Kaedah ekonometrik ini mampu untuk mengesan kemasukan pengaruh asing ke pasaran saham domestik melalui terma pembetulan ralat (ECT), jika perlu. Keputusan kajian menunjukkan bahawa selepas dasar kawalan modal integrasi antara pasaran ekuiti masih dikekalkan dengan tindakbalas yang lebih meliar.

ABSTRACT

The main purpose of this paper is to analyze the impact of Malaysian selective capital control policy on the international transmission of stock price movement and international market integration. Empirical study was done on two different time regimes, i.e. before capital control (January 1995 until May 1997) and after capital control (September 1998 until December 1999). Vector Autoregressive (VAR) model including Johansen-Juselius multivariate cointegration test, vector error-correction model (VECM), and impulse response functions (IRFs) were utilised. The above econometric methods together with ECTs are capable of detecting the impact of external forces on domestic stock markets. The results showed that after the capital control policy was imposed, the integration between equity markets is still maintained with a greater and wilder responses.

PENGENALAN

Krisis kewangan yang bermula di Thailand pada Julai 1997 apabila Baht menjunam ke aras terendah berikutan dengan pemansuhan sistem kadar pertukaran tetap di Thailand telah melimpah ke negara-negara sekitar termasuk

Indonesia, Korea Selatan, Malaysia dan Filipina sebelum berakhir tahun 1997. Mata wang bagi negara-negara tersebut mesut nilai secara mendadak berikutan kegagalan negara berkenaan menyerap serangan spekulator mata wang. Kesannya Ringgit Malaysia telah menyusut daripada RM2.50 per Dollar US pada Julai 1997 hingga ke aras terendah RM4.86 per Dollar US pada Januari 1998 (kira-kira 48% penyusutan). Ketidakstabilan nilai ringgit telah memberi kesan yang begitu mendalam kepada perkembangan pasaran modal dan petunjuk ekonomi makro Malaysia. Indek Komposit Kuala Lumpur (KLCI) di Bursa Saham Kuala Lumpur (BSKL) telah menjunam daripada tahap tertinggi 1077 mata pada Jun 1997 kepada aras terendah 256 mata pada September 1998. Keluaran Dalam Negara Kasar (KDNK) yang telah mengalami pertumbuhan menakjubkan tidak kurang daripada 7 peratus dalam jangka masa 10 tahun telah menguncup kepada -7.5 peratus pada 1998. Rizab antarabangsa juga berkurang daripada 70.8 billion Dollar US kepada tahap terendah 56.7 billion Dollar US pada Januari dan Februari 1998. Nisbah hutang tidak berbayar juga turut meningkat. Sebelum akibat yang lebih parah hingga ke peringkat akar umbi, bagi menangani krisis ekonomi, kerajaan Malaysia melalui Majlis Tindakan Ekonomi Negara (MTEN) dan Bank Negara telah mengambil langkah berani yang bertentangan dengan ortodoksi makroekonomi dunia dengan memperkenalkan dasar kawalan modal terpilih bagi memastikan kestabilan nilai ringgit, mengembalikan keyakinan pasaran dan seterusnya mengukuhkan asas-asas ekonomi makro. Antara lain dasar ini ialah menetapkan nilai Ringgit Malaysia pada RM3.80 per Dollar US dan ringgit tidak boleh lagi dinagakan di luar negara selepas daripada 1 September 1998.

Tujuan utama kertas kajian ini ialah untuk menganalisis impak (jika ada) pengaruh luar dalam menentukan tabiat pergerakan pasaran ekuiti Malaysia dalam dua rejim monetari berbeza iaitu dasar pertukaran bebas dan dasar pertukaran terurus. Kajian ini adalah penting sekurang-kurangnya untuk tiga sebab utama: Pertama, kajian ini dapat mengukur keberkesanan dasar luaran Malaysia sama ada ia mampu mengkesampingkan pengaruh luar daripada terus mengungguli pasaran ekuiti negara. Kedua, isu sama ada wujudnya pasaran ekuiti dunia yang bersepadu dan berhubung-kait adalah amat perlu kepada pelabur-pelabur antarabangsa. Ini kerana strategi pembahagian harta berbeza mengikut kadar integrasi pasaran antarabangsa. Pasaran antarabangsa yang terasing akan menunjukkan pembetulan pulangan-risiko yang lebih tinggi daripada pasaran domestik mutlak. Memandangkan perubahan-perubahan dasar kewangan di Malaysia, pengetahuan mengenai ciri-ciri integrasi adalah sangat penting. Ketiga, analisis ini penting untuk tujuan memahami isu-isu penentuan harga-harga saham, perlindungan nilai (hedging) dan lain-lain strategi perdagangan.

KAJIAN LEPAS

Teori kewangan mencadangkan nilai pasaran ekuiti berhubung-kait dengan kadar pertukaran wang asing, (Othman & Zaidi 2000). Hubungan ini mungkin positif, negatif atau tiada hubungan (Correia, Perman dan Rees, 1993). Model Mundell-Fleming (Mundell 1963; Fleming 1962) mengaitkan hubungan antara nilai aset dengan kadar pertukaran asing kerana wujudnya kesan dasar kewangan terhadap pengeluaran yang berbeza dalam rejim kadar pertukaran tetap dan kadar pertukaran bebas. Dalam rejim kadar pertukaran tetap dengan aliran modal bebas dasar kewangan mengembang menghasilkan pengeluaran yang terbatas. Manakala dalam rejim pertukaran bebas dasar kewangan mengembang akan menggalakkan pertumbuhan penggunaan domestik dan antarabangsa yang akan menggalakkan perkembangan positif dalam imbalan bayaran dan menggalakkan perubahan dalam harga barangan dan seterusnya pengeluaran.¹

Teori kewangan moden juga menerangkan bahawa harga saham secara prinsipnya boleh diterangkan sebagai nilai kini bagi aliran tunai masa hadapan firma. Konsep ini menghubungkan antara penggunaan masa kini dengan pendapatan masa hadapan yang secara langsung menentukan keputusan pelaburan. Kepesatan perkembangan dalam pasaran saham pula akan mempengaruhi permintaan agregat melalui jumlah harta dan kesan kecairan yang secara langsung mempengaruhi permintaan wang dan kadar pertukaran (Gavin 1989). Oleh kerana nilai aset kewangan boleh ditafsirkan sebagai nilai kini bagi aliran tunai, maka jangkaan nilai mata wang memainkan peranan utama dalam penentuan harga aset kewangan terutamanya aset kewangan antarabangsa. Ini menerangkan bagaimana nilai ekuiti atau saham mungkin berhubung dengan perubahan kadar pertukaran mata wang.

Ma & Kao (1990), berpendapat bahawa terdapat sekurang-kurangnya dua kesan daripada perubahan kadar pertukaran asing kepada perubahan harga-harga saham di pasaran domestik. Pertama kesan kewangan, pelabur lebih selesa dengan kadar pertukaran yang stabil untuk mengelak risiko kadar pertukaran. Oleh itu kadar pertukaran yang meruap menghasilkan harga-harga saham yang terpaksa mengimbangi pergerakan kadar pertukaran. Kedua ialah kesan ekonomi. Apresiasi kadar pertukaran memberi kesan negatif kepada harga pasaran ekuiti dalam negara berteraskan eksport dan kesan sebaliknya bagi negara berorientasikan import. Ini kerana mata wang yang mahal menjadikan ekport tidak lagi kompetitif dan menjejaskan pengeluaran dan harga-harga saham. Pada masa yang sama, jika nilai mata wang meningkat, kos import menjadi lebih murah yang seterusnya menggalakkan pengeluaran dan peningkatan harga-harga saham.

Joyce & Kamas (1994) menganalisis hubungan antara wang dengan pengeluaran di USA dalam dua rejim pertukaran asing yang berbeza iaitu semasa kadar pertukaran tetap (1959 hingga 1971) dan semasa kadar pertukaran bebas (1973 hingga 1990). Menggunakan ujian kointegrasi

pembolehkan berbilang Johansen dan ujian huraian varians mereka mendapati bahawa terdapatnya hubungan yang kuat antara pengeluaran dengan kadar pertukaran. Mereka juga mendapati bahawa semasa rejim kadar pertukaran bebas, lebih banyak faktor-faktor luaran yang mempengaruhi pengeluaran domestik. Taylor & Tonks (1989) menganalisis impak pemansuhan kawalan kadar pertukaran di UK ke atas kadar integrasi pasaran ekuiti di UK dan dunia. Menggunakan ujian kointegrasi dua langkah mereka mendapati bahawa pasaran ekuiti UK lebih berintegrasi dengan pasaran ekuiti dunia selepas pemansuhan kawalan kadar pertukaran asing. Ini terbukti dengan bertambahnya kemasukan dana asing kedalam negara dalam tempoh masa selepas pemansuhan.

Ajayi & Mougoue (1996) menyelidiki hubungan antara masa antara harga penutup pasaran saham dengan kadar pertukaran asing di lapan negara perindustrian mega iaitu USA, UK, Belanda, Jepun, Jerman, Itali, Perancis dan Kanada bagi jangka masa April 1985 hingga Julai 1991 menggunakan kaedah model pembetulan ralat (ECM). Dapatan utama ialah wujudnya hubungan negatif jangka pendek dan panjang antara penurunan kadar pertukaran asing dengan harga-harga saham. Kadar pertukaran asing juga berhubungan negatif dalam jangka pendek dengan pergerakan pasaran ekuiti apabila berlakunya kenaikan nilai dalam harga-harga saham. Mereka juga mengesahkan wujudnya hubungan jangka panjang yang positif antara kenaikan harga-harga saham dengan kadar pertukaran.

Dengan menggunakan data bulanan dari 1976 hingga 1996, Zhen Zhu (1998) menganalisis hubungan antara kadar pertukaran benar dengan harga-harga saham di Perancis. Daripada ujian kointegrasi Johansen dan Juselius (1991), beliau mendapati bahawa terdapatnya hubungan kointegrasi antara kadar pertukaran benar dengan harga ekuiti dalam sistem yang kompleks dan merumuskan bahawa kedua-dua pembolehkan ini adalah faktor endogenous di dalam sistem ekonomi.

Di negara sedang membangun hubungan antara pergerakan pasaran ekuiti dengan kadar pertukaran asing juga dijangkakan wujud seperti di negara-negara maju walaupun literaturnya terbatas. Memanfaatkan ujian dalam model VAR Abdalla dan Murinde (1997) mengkaji hubungan antara kadar pertukaran dengan harga pasaran ekuiti di empat negara sedang membangun (India, Korea, Pakistan dan Filipina) daripada Januari 1985 hingga Julai 1994. Mereka merumuskan terdapatnya hubungan penyebab jangka pendek daripada kadar pertukaran ke harga saham bagi semua negara kecuali Filipina. Kwon, Shun dan Bacon (1997) juga menyokong dapatan ini yang mendapati bahawa kadar pertukaran asing mempunyai hubungan yang positif dengan harga-harga saham di pasaran Korea. Bagi pasaran saham di Malaysia, Othman dan Zaidi (2000) menggunakan kaedah ujian korelasi dan penganggaran ganda dua terkecil biasa mendapati bahawa purata tertinggi dan terendah KLCI harian tidak dipengaruhi (hubungan Granger) oleh

pertukaran asing sebelum krisis kewangan. Sebaliknya kadar pertukaran asing hanya mempengaruhi (satu arah) KLCI selepas enam bulan krisis kewangan melanda negara.

Kajian-kajian lepas juga kaya dengan bukti bahawa pasaran saham dunia semakin berhubung-kait dan berintegrasi. Perubahan harga saham dan inovasi pasaran melimpah secara langsung ke negara-negara lain. Faktor-faktor yang menggalakkan perubahan ini termasuklah liberalisasi perdagangan, perkembangan teknologi maklumat, bertambahnya aktiviti perdagangan antarabangsa dan penurunan kos transaksi antarabangsa (Jeon dan Chiang, 1991). Kaedah ujian kointegrasi, ujian penyebab Granger dalam model pembetulan ralat (ECM) mampu mengesan pengaruh, inovasi dan perubahan luar yang menjadi faktor penyebab kepada pergerakan pasaran saham tempatan. Ujian ini juga bukan sahaja menentukan arah pengaliran maklumat, tetapi juga menentukan kecepatan dan kekuatan impak perubahan luar ke atas pasaran tempatan. Kajian lengkap mengenai isu-isu pergerakan dan limpahan maklumat antarabangsa bagi kes-kes negara maju dan kian muncul terdapat dalam kajian-kajian Eun dan Shim (1989), Cheung dan Mak (1992), Akdogan (1995) dan Masih dan Masih (1996 dan 1997a,b).

Secara teorinya integrasi dan saling berhubung-kait di antara pasaran ekuiti menerangkan isu-isu bersangkutan dengan peluang diversifikasi atau mempelbagaikan pelaburan (Elton dan Gruber, 1995). Pelabur-pelabur disarankan agar mempelbagaikan pelaburan menjangkau batasan sempadan negara selagi pulangan pelaburan antarabangsa kurang dengan pasaran domestik adalah berkorelasi kurang daripada satu. Potfolio pelbagai yang mengandungi asset antarabangsa lebih berpotensi untuk mengurangkan risiko pasaran jika dibandingkan dengan potfolio domestik semata-mata. Keutamaan mempelbagaikan potfolio ke negara-negara maju dan kian muncul telah banyak didokumentasikan. Hung dan Cheung (1995), DeFusco et al. (1996), dan Zubaidi dan Tamat (2000) telah menyediakan liputan terbaik berkaitan isu ini.

METODOLOGI DAN DATA

Dalam kajian ini kaedah kointegrasi pembolehubah berbilang Johansen (Johansen multivariate cointegration analysis), ujian penyebab-Granger (Granger-causality test) dalam rangka model vektor pembetulan-ralat (VECM) (jika perlu) dan ujian fungsi tindak balas (IRFS) digunakan untuk menganalisis hubung-kait pengaruh asing ke Bursa Saham Kuala Lumpur (BSKL) sebelum dan selepas dasar kawalan modal terpilih. Kaedah-kaedah ini mampu untuk mengesan arah limpahan inovasi yang menjadi penyebab kepada perubahan-perubahan di dalam pasaran tempatan melalui saluran terma pembetulan ralat (ECT), Masih dan Masih (1996 dan 1997a).

UJIAN KOINTEGRASI PEMBOLEHUBAH BERBILANG

Dalam analisis kointegrasi, adalah mustahak untuk menentukan sifat kepegunan (tren stokastik) setiap siri. Ini kerana hanya pembolehubah yang memiliki darjah kepegunan yang sama berkemungkinan mempunyai hubungan kointegrasi. Kajian ini menggunakan dua ujian struktur stokastik individu yang selalu digunakan untuk data siri masa, iaitu ujian imbuan Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller) dan ujian Phillip-Perron. Selepas memastikan darjah kepegunan yang sama bagi setiap siri, ujian kointegrasi pembolehubah berbilang yang dicadangkan oleh Johansen (1988) dan Johansen dan Juselius (1990) digunakan untuk menentukan jumlah vektor kointegrasi (pangkat kointegrasi) dalam sistem persamaan. Kaedah Johansen-Juselius menghasilkan penganggar yang lebih teguh jika dibandingkan dengan kaedah-kaedah lain dalam menganggarkan persamaan yang lebih daripada dua pembolehubah (Gonzalo 1994). Jika wujudnya vektor bukan sifar, bermakna ujian ini berjaya mengenalpasti adanya hubungan kepegunan jangka panjang. Pembentukan kaedah Johansen bagi siri masa tak pegun (Y) dalam vektor autoregressif (VAR) adalah seperti berikut:

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} G_i \Delta Y_{t-1} + G_k Y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

Di mana $G_i = -[I - G_1 - \dots - G_i]$ untuk $i = 1, \dots, k-1$
 $G_k = -[I - G_1 - \dots - G_k]$

Y_t ialah vektor untuk p pembolehubah, μ ialah intersep dan e ialah vektor pembolehubah rawak Gaussian.

Matrik G ialah matrik impak jangka panjang dan ia menggandungi maklumat mengenai hubungan jangka panjang di antara pembolehubah. Jumlah vektor kointegrasi ditentukan oleh pangkat (r) bagi matrik G . Jika G mempunyai pangkat penuh atau $r = p$, maka tidak wujud kointegrasi di antara pembolehubah kerana tiap-tiap siri adalah pegun. Sebaliknya, jika G ialah matrik nol atau $r = 0$ maka tidak wujud hubungan jangka panjang dan persamaan (1) akan menjadi model VAR biasa dalam pembeza pertama. Hanya dalam keadaan $0 < r < p$ sahaja wujudnya satu atau lebih hubungan kointegrasi di antara pembolehubah. Matrik G juga boleh difaktorkan sebagai $G = \alpha\beta'$, di mana matrik α ialah parameter pelaras dan matrik β mengandungi parameter vektor kointegrasi. Kaedah Johansen menggunakan dua statistik nisbah kebolehyadian untuk menguji kewujudan vektor kointegrasi iaitu *ujian Trace* dan *ujian Nilai Eigen Maksima* (λ max). Ujian statistik ini dibandingkan dengan nilai genting yang disediakan oleh Osterwald-Lenum (1992).

UJIAN PENYEBAB-GRANGER

Teknik kointegrasi yang telah dipelopori oleh Granger (1986), Engle dan Granger (1987), Johansen (1988) dan Johansen dan Juselius (1990) memberikan sumbangan yang signifikan dalam ujian penyebab-Granger. Mengikut piawai ujian penyebab (bentuk Granger-Sims), ujian penyebab hanya sah jika tiada kointegrasi dalam siri pembolehubah yang asal. Sebaliknya, jika wujud kointegrasi vektor, sebarang penemuan hasil daripada ujian penyebab adalah tidak relevan. Dalam perkataan lain, jika kointegrasi didapati daripada siri pembolehubah, syarat pembetulan-ralat (ECT) yang diperolehi daripada regresi kointegrasi mestilah diambil kira di dalam ujian penyebab untuk mengelakkan masalah tersilap spesifikasi (Granger 1981).

Dalam analisis kointegrasi, jika terdapatnya hubungan kointegrasi di antara dua pembolehubah siri masa dengan jelas menunjukkan kemungkinan wujudnya hubungan penyebab. Dalam perkataan lain, jika dua pembolehubah mempunyai tren stokastik bersama, maka sekurang-kurangnya wujud satu hubungan penyebab-Granger, samada satu-arah atau dua-arah. Walaupun kointegrasi dapat menentukan sama ada wujud atau tidak hubungan penyebab-Granger, ia tidak mampu mengenalpasti arah hubungan penyebab antara pembolehubah-pembolehubah. Arah hubungan penyebab-Granger hanya boleh dikesan dengan menggunakan model vektor pembetulan-ralat (VECM) terbit daripada hubungan jangka panjang vektor kointegrasi.

MODEL VEKTOR PEMBETULAN-RALAT (VECM) DAN KEEKSOGENAN

Jika kointegrasi dapat dikesan dalam beberapa siri pembolehubah dengan sekurang-kurangnya satu vektor kointegrasi, maka lazimnya wujud perwakilan pembetulan-ralat yang memberi maksud, apa-apa pergerakan pada pembolehubah bersandar sebenarnya ialah fungsi ketakseimbangan di dalam perhubungan kointegrasi (diterangkan oleh keadaan pembetulan-ralat) dan begitu juga bagi pembolehubah tidak bersandar yang lain (Engle Granger 1987). Dalam perkataan lain, terma pembetulan-ralat dalam VECM merintis satu lagi kaedah untuk memastikan ujian penyebab-Granger lebih tepat.

Model keakangan VAR boleh menerbitkan model vektor pembetulan-ralat (VECM).

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^n A_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^r \zeta_i \Theta_{t-i} + v_t \quad (2)$$

di mana Y_t ialah pembolehubah dalam bentuk vektor $nx1$, A_i dan ζ_i ialah parameter penganggar, Δ ialah operator pembeza, v_t ialah vektor tindak-balas yang menerangkan pergerakan yang tidak dijangka di dalam Y_t dan Θ mengandungi setiap r iaitu keadaan pembetulan-ralat yang terbit daripada vektor kointegrasi dalam penganggaran kebolehdajadian maksimum Johansen.

Dalam ujian penyebab-Granger darjah keeksogenan dapat dikenal pasti melalui ujian- t bagi lat keadaan pembetulan-ralat (ζ_t) dan, atau ujian- F bagi penghasil tambahan lat bagi setiap pembolehubah tidak bersandar (A_t). Selain daripada menentukan arah hubungan penyebab, VECM juga membezakan hubungan penyebab jangka panjang dan pendek. Ujian- F bagi penghasil tambahan lat bagi setiap pembolehubah menerangkan hubungan penyebab jangka pendek, manakala, hubungan penyebab jangka panjang dikenal-pasti melalui ujian- t bagi pembetulan-ralat yang mempunyai parameter lat. Pembetulan-ralat yang berparameter lat merupakan parameter penyesuaian di mana ia mengukur serakan jangka pendek daripada hubungan keseimbangan jangka masa panjang. Seperti yang diterangkan sebelum ini kointegrasi bererti terdapat keseimbangan jangka panjang atau pergerakan bersama di antara set siri masa dalam sesuatu sistem. Bagaimanapun, dalam jangka pendek, pembolehubah mungkin terserak daripada satu sama lain dan menyebabkan ketidakseimbangan dalam sistem. Oleh itu, pembetulan-ralat mengukur setakat mana sesuatu sistem itu terkeluar daripada keseimbangan jangka pendek.

FUNGSI TINDAK BALAS (IRFS)

Ujian- F dan ujian- t dalam VECM boleh ditafsirkan sebagai ujian penyebab dalam lingkungan sampel (Masih & Masih 1996). Hasil ujian hanya menentukan darjah keeksogenan (atau keendogenan) bagi pembolehubah bersandar dalam ruang sampel. Ia tidak menyajikan kita dengan darjah kekuatan hubungan penyebab-Granger di antara pembolehubah melepasi sampel data. Bagi mengambilkira hubungan dinamik dalam sesuatu sistem persamaan, ujian fungsi tindak balas (IRFs) digunakan.

IRFs menyurih tindak balas dinamik ke atas sebarang kejutan daripada satu pembolehubah kepada semua pembolehubah termasuk pembolehubah itu sendiri. Secara ekonometriknya, tindak balas terhadap rekaan baru atau kejutan bagi pembolehubah siri masa boleh dikenalpasti menggunakan vektor purata bergerak (VMA) dalam persamaan berikut.

$$Y_t = \beta_t + \sum \phi_{ij} \varepsilon_{t-1} \quad (3)$$

Di mana β_t ialah sebutan pemalar yang boleh digunakan sebagai nilai min bagi Y_t . ϕ_{ij} ialah matrik $N \times N$ dengan elemen ϕ_{ij} yang mengukur kesan perubahan satu unit bagi sebutan ralat ke atas pembolehubah endogen dalam sistem persamaan, dan ε_{t-1} ialah vektor $N \times 1$ bagi nilai kejutan lampau dan semasa.

Oleh kerana model VAR yang digunakan terkurang kenalpasti (underidentified), kaedah huraian Choleski digunakan untuk mengortogonaliskan semua inovasi. Walaubagaimanapun kaedah ini amat sensitif dan bergantung kepada susunan pembolehubah. Dalam kajian ini

susunan dikenalpasti mengikut perbezaan masa operasi pasaran seperti berikut (US, Filipina, Thailand, Malaysia dan Singapura). Dalam proses penganggaran, vektor pembolehubah endogen Y_t diregres terhadap nilai kejutan lampau ε_{t-1} dan semasa ε_t . Jika pembolehubah mempunyai unit ukuran yang berbeza, tindakbalas terpiawai diperoleh dengan membahagi tindakbalas bagi setiap pembolehubah bagi satu-satu kejutan dengan sisihan piawai bagi varian reja.

DATA

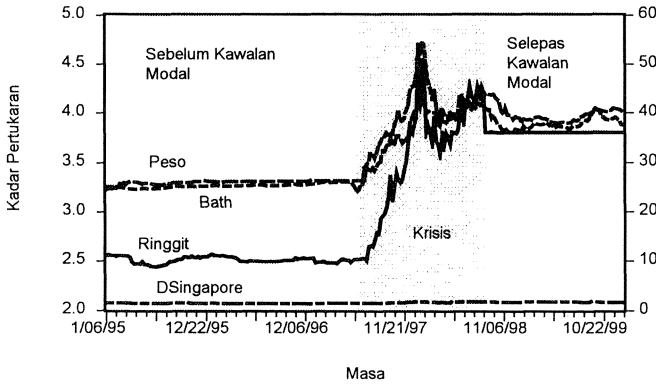
Data mingguan bagi indeks pasaran saham Amerika Syarikat (Dow Jones Industrial Index) dan negara-negara ASEAN termasuk Malaysia (Kuala Lumpur Stock Exchange Composite Index (KLSECI)), Singapura (Strait Times Singapore Index), Thailand (Stock Exchange Of Thailand Index (SET)) dan Filipina (Manila Composite Index) telah dianalisis. Pengumpulan data menggunakan kaedah Lo dan MacKinlay (1988) iaitu harga penutup pada hari Rabu diambil bagi mewakili harga saham dan kadar pertukaran matawang asing mingguan. Jika data pada hari Rabu tidak ada (mungkin kerana cuti umum) maka data pada hari sebelumnya di ambil kira. Data bagi indeks saham dan kadar pertukaran asing di ambil daripada Bloomberg Financial Services.

Analisis ini dibahagikan kepada dua tempoh masa berbeza. Pertama dari minggu pertama 1995 hingga minggu ke-4, Mei 1997 dan masa kedua pada minggu pertama September 1998 hingga minggu ke-4, Disember 1999. Tempoh masa pertama merujuk kepada sebelum kawalan modal terpilih, manakala tempoh masa kedua merujuk kepada era selepas dasar kawalan modal terpilih (Rajah 1 dan 2). Jumlah cerapan pada tempoh pertama ialah 127 dan pada masa kedua pula ialah 70. Bagi menganalisis kesan penetapan nilai matawang, semua indeks pasaran saham dinilai dalam nilai Dollar Amerika. Penggunaan data mingguan bukan harian ialah untuk mengelak kesan penganggar pincang yang berkait dengan isu struktur-mikro dan dagangan lengang yang lazimnya dikaitkan dalam pasaran kian muncul.

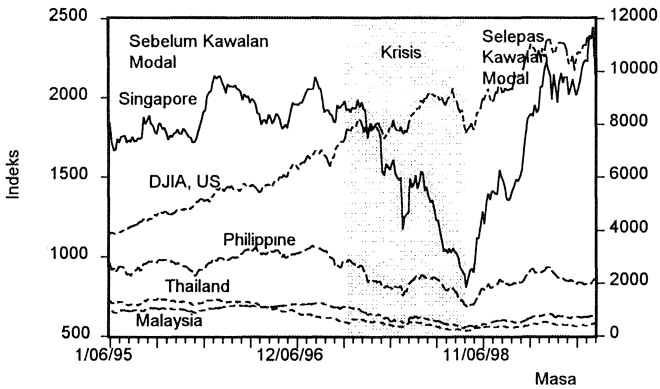
HASIL KAJIAN

TREN STOKASTIK INDIVIDU

Darjah kepegunan yang sama bagi setiap siri masa menjadi pra-syarat dalam analisa kointegrasi dan ujian penyebab. Dalam kajian ini dua ujian kepegunan tren stokastik individu dimanfaatkan, iaitu ujian penambahan Dickey-Fuller (ADF) dan Phillip-Perron (PP). Kedua-dua ujian tersebut adalah sensitif kepada jumlah lat yang digunakan dalam penganggaran. Oleh itu penumpuan khas diberikan dalam memilih lat optima dengan menggunakan kriteria Schwarz (1978). Nilai t-statistik ADF dibandingkan dengan nilai genting yang diberikan oleh MacKinnon (1991).



RAJAH 1. Kadar pertukaran matawang ASEAN ke Dollar Amerika



RAJAH 2. Indeks di bursa saham ASEAN dan DJIA, US

Jadual 1 (panel 1A dan 2A) menunjukkan keputusan ujian kepegunan tahap aras bagi kedua-dua tempoh masa. Manakala panel 1B dan 2B jadual yang sama menunjukkan keputusan ujian kepegunan tahap bezaan pertama. Daripada keputusan didapati bahawa hipotesis nol kepegunan tahap aras bagi semua siri masa gagal ditolak. Walau bagaimanapun semua hipotesis nol ditolak bagi ujian tahap bezaan pertama. Keputusan dengan jelas menunjukkan kesemua pembolehubah adalah pegun pada tahap bezaan pertama $I(1)$, (pegun pada tahap pertama). Ia itu, semua pembolehubah siri masa adalah bersifat tak pegun pada tahap aras dan hanya mencapai kepegunan pada tahap pembezaan pertama.

JADUAL 1. Ujian kepegunan (paras dan bezaan pertama)

	Penambahan Dickey-Fuller		Phillip-Perron	
	t_{μ}	T_{τ}	$Z_{(t\mu)}$	$Z_{(t\tau)}$
A1. Paras (Jan 1995 hingga Mei 1997)				
LUS	-0.6684(4)	-2.0341(4)	-0.4842(4)	-2.5244(4)
LMY	-1.4884(1)	-2.3948(1)	-1.1465(4)	-2.3989(4)
LSG	-1.9479(4)	-2.3948(4)	-1.5478(4)	-2.0793(4)
LTH	0.8828(4)	-0.5488(4)	0.7046(4)	-2.9727(4)
LPH	-1.5074(4)	-2.4525(4)	-1.6343(4)	-2.9727(4)
A2. Paras (Sept 1998 hingga Dis 1999)				
LUS	-0.6684(4)	-2.0341(4)	-0.4842(4)	-2.5244(4)
LMY	-1.6162(2)	-1.7168(2)	-1.8955(3)	-1.8588(3)
LSG	-2.8448(2)	-2.4751(2)	-3.3013(3)	-2.8341(3)
LTH	-1.8186(6)	-2.1575(6)	-3.3406(3)	-2.9733(3)
LPH	-2.4984(7)	-2.7156(2)	-3.0269(3)	-2.1017(3)
B1. Bezaan Pertama (Jan 1995 hingga Mei 1997)				
LUS	-5.6379*(4)	-5.6210*(4)	-10.7944*(4)	-10.7381*(4)
LMY	-5.1807*(4)	-5.1551*(4)	-8.8188*(4)	-8.7613*(4)
LSG	-4.4907*(4)	-4.4842*(4)	-10.0870*(4)	-10.0431*(4)
LTH	-4.6051*(4)	-5.1677*(4)	-10.2851*(4)	-10.7836*(4)
LPH	-4.0152*(4)	-4.0100*(4)	-11.5480*(4)	-11.4795*(4)
B2. Bezaan Pertama (Sept 1998 hingga Dis 1999)				
LUS	-5.6379*(4)	-5.6210*(4)	-10.7944*(4)	-10.7381*(4)
LMY	-3.5205*(2)	-3.5834*(2)	-7.3790*(3)	-7.4641*(3)
LSG	-3.4920*(2)	-6.3073*(1)	-7.8534*(3)	-8.2734*(3)
LTH	-3.1732*(2)	-2.9950*(2)	-8.7832*(3)	-9.0088*(3)
LPH	-3.2735*(4)	-3.1307*(2)	-7.0163*(3)	-7.6967*(3)

Nota: Penambahan Dickey-Fuller (ADF) t_{μ} tanpa tren; t_{τ} bertren, Phillips-Peron $Z_{(t\mu)}$ tanpa tren; $Z_{(t\tau)}$ bertren. Nilai gentung pada aras 5 peratus ialah -2.86 bagi regresi tanpa tren dan -3.41 bagi regresi bertren. Angka dalam kurungan ialah lat optima menggunakan kriteria maklumat Akaike (AIC); LUS ialah Dow Jones Industrial Indexs, LMY ialah KLCI, LSG ialah Strait Times Singapura, LTH ialah SET Thailand, LPH ialah Manilla Composite Indek. Tanda satu (*) bintang menunjukkan signifikan pada aras 5 peratus.

TREN STOKASTIK BERSAMA

Teknik kointegrasi pembolehubah berbilang dipelopori oleh Johansen (1988), dan Johansen dan Juselius (1990) dimanfaatkan dalam dua sistem persamaan yang mengandungi lima pembolehubah yang mempunyai darjah kepegunan tahap pertama. Keputusan analisa dipaparkan dalam Jadual 2.

Bagi tempoh masa pertama dan kedua didapati bahawa (Jadual 2 panel A1, A2, dan A3 ialah tempoh masa pertama dan panel B1, B2 dan B3 ialah tempoh masa kedua) kedua-dua ujian λ -max dan *Trace* menunjukkan

JADUAL 2. Ujian kointegrasi pembolehubah berbilang Johansen-Juselius vektor menggandung (US, Malaysia, Singapore, Thailand, Filipina)

Hypothesis Ho:	λ -Max	Ujian Statistik		
		5%	Trace	5%
A:Jan 1995 hingga Mei 1997				
A1 Lat 1				
r = 0	112.9**	36.4	168.9**	77.7
r ≤ 1	28.88	30.3	55.96*	54.6
r ≤ 2	17.27	23.8	27.08	34.6
r ≤ 3	9.382	16.9	9.805	18.2
A1. Lat 2				
r = 0	40.04*	36.4	84.9*	77.7
r ≤ 1	21.03	30.3	44.85	54.6
r ≤ 2	14.08	23.8	23.82	34.6
r ≤ 3	9.619	16.9	9.748	18.2
r ≤ 4	0.129	3.7	0.129	3.7
A3: Lat 3				
r = 0	72.24**	36.4	128.1**	77.7
r ≤ 1	24.58	30.3	53.82	54.6
r ≤ 2	13.96	23.8	29.24	34.6
r ≤ 3	8.60	16.9	15.28	18.2
r ≤ 4	1.965	3.7	1.214	3.7
B. Sept 1998 Hingga Dis 1999				
B1 Lat 1				
r = 0	37.74*	36.4	74.90*	77.7
r ≤ 1	20.48	30.3	37.16	54.6
r ≤ 2	11.47	23.8	16.68	34.6
r ≤ 3	5.11	16.9	5.20	18.2
r ≤ 4	0.09	3.7	0.09	3.7
B2 Lat 2				
r = 0	37.81*	36.4	82.09*	77.7
r ≤ 1	24.83	30.3	46.99	54.6
r ≤ 2	16.26	23.8	22.16	34.6
r ≤ 3	5.851	16.9	5.896	18.2
r ≤ 4	0.045	3.7	0.045	3.7
B3 Lat 3				
r = 0	36.7*	36.4	81.31*	77.7
r ≤ 1	26.92	30.3	52.93	54.6
r ≤ 2	18.85	23.8	26.02	34.6
r ≤ 3	7.16	16.9	7.164	18.2
r ≤ 4	0.004	3.7	0.004	3.7

Nota: Nilai genting diambil daripada Osterwald and Lenum (1992). ** dan * menunjukkan penolakan nilai genting pada 1 dan 5 peratus nilai keertian.

terdapatnya sekurang-kurangnya satu vektor kointegrasi bagi penganggaran menggunakan lat 1, 2 dan 3. Hipotesis tiada vektor kointegrasi ($r=0$) bagi kedua-dua masa dapat ditolak pada aras keertian 5%. Wujudnya satu vektor kointegrasi, maka dapat disimpulkan bahawa dalam model ini wujud $(n-r) = 4$ trens stokastik bersama bagi setiap tempoh masa.

MODEL VEKTOR PEMBETULAN-RALAT (VECM)

Penganggaran selanjutnya melibatkan ujian penyebab-Granger. Ujian ini dijalankan dalam suasana VECM kerana ia melibatkan sistem VAR bezaan pertama pembolehubah yang bersepadu. Bagi tujuan penganggaran yang lebih stabil dipaparkan penganggaran bagi lat 1 hingga 3.

Dengan kehadiran vektor kointegrasi unik dalam persamaan sebelum dan selepas dasar kawalan modal terpilih, ia menunjukkan wujudnya satu terma pembetulan-ralat (ECTs) dalam setiap sistem persamaan VAR. Bagi jangka masa pertama, BSKL adalah sebahagian daripada sistem persamaan (endogenous), kerana salah satu daripada terma pembetulan ralat ataupun saluran penyebab jangka pendek adalah signifikan pada aras keertian 5%. Daripada Jadual 3 panel A kita dapati bahawa ketiga-tiga terma pembetulan ralat (ECTs) bagi Malaysia pada setiap lat yang berbeza adalah signifikan. Terma-terma pembetulan ralat yang signifikan mencadangkan bahawa beban pembetulan endogen jangka pendek bagi memulihkan sistem persamaan ke tahap keseimbangan jangka panjang ditanggung bersama oleh pasaran saham Kuala Lumpur. Dalam jangka pendek BSKL juga diungguli oleh pasaran luar termasuklah US dan Singapura pada lat ke-3. Kedua-dua keputusan ujian menunjukkan keendogenan BSKL kepada sistem pasaran rantau ASEAN sebelum dasar kawalan modal terpilih.

Bagi jangka masa kedua Jadual 4 panel A, didapati bahawa terma pembetulan ralat (ECTs) bagi pasaran saham Kuala Lumpur signifikan bagi ujian t dalam lat ke tiga. Saluran ujian penyebab jangka pendek juga masih lagi menunjukkan BSKL terus diungguli oleh pasaran luar terutamanya Singapura pada lat ke dua dan tiga. Ini menyimpulkan bahawa dalam masa rejim kawalan modal Malaysia masih lagi pembolehubah endogen dalam sistem persamaan pasaran saham ASEAN dan pasaran saham Kuala Lumpur terus menanggung beban pembetulan kearah keseimbangan jangka panjang. Sebagai perbandingan, dalam Jadual 3, kita dapati bahawa Thailand pada jangka masa pertama, satu ECTnya signifikan dan pasarannya dipengaruhi oleh Malaysia dan Singapura pada lat yang ke 3. Pada jangka masa kedua, Jadual 4 panel B, mendapati bahawa ketiga-tiga ECTs Thailand adalah signifikan pada ujian lat yang berbeza. Begitu juga pasaran saham Thailand dipengaruhi oleh pasaran Kuala Lumpur melalui saluran penyebab jangka pendek. Kesimpulannya Thailand, dalam kedua-dua tempoh masa menanggung beban pembetulan keseimbangan jangka panjang dan pasaran

JADUAL 3. Ujian penyebab dalam model vektor pembetulan-ralat (VECM)
vektor mengandungi [US, Malaysia, Singapura, Thailand, Filipina]
Jan 1995 hingga Mei 1997

A:P. Bersandar Malaysia					
P.bolehubah Bersandar	Δ US	Δ SG	Δ TH	Δ PH	ECT _[e1,t-1] t-statistik
	F-statistik (Nilai p)				
Δ MY(1)	0.2081	0.3477	0.1847	0.6645	3.6607**
Δ MY(2)	0.3191	0.6381	0.3244	0.4439	-3.8153**
Δ MY(3)	0.0003**	0.0023**	0.7844	0.4211	-5.0006**
B: P. Bersandar Thailand					
P.bolehubah Bersandar	Δ US	Δ MY	Δ SG	Δ PH	ECT _[e1,t-1] t-statistik
	F-statistik (Nilai p)				
Δ TH(1)	0.4122	0.2891	0.1573	0.1581	2.5307**
Δ TH(2)	0.2364	0.3892	0.2600	0.4178	1.6441
Δ TH(3)	0.3312	0.0413**	0.0344**	0.2501	1.2242

Nota:Semua pembolehubah dalam pembeza pertama (diwakili oleh Δ). Nilai dalam kurungan ialah jumlah lat. US ialah Dow Jones Industrial Indexs, MY ialah KLCL, SG ialah Strait Times Singapura, TH ialah SET Thailand, PH ialah Manila Composite Indek. **, dan * menunjukkan signifikan pada aras 1 dan 5 peratus.

JADUAL 4. Ujian penyebab dalam model vektor pembetulan-ralat (VECM)
vektor mengandungi [US, Malaysia, Singapura, Thailand, Filipina]
Sept 1998 hingga Dis 1999

A:P. Bersandar Malaysia					
P.bolehubah Bersandar	Δ US	Δ SG	Δ TH	Δ PH	ECT _[e1,t-1] t-statistik
	F-statistik (Nilai p)				
DMY(1)	0.6036	0.1254	0.2477	0.4172	-0.8541
DMY(2)	0.9154	0.0357*	0.2986	0.1452	-1.1295
DMY(3)	0.9845	0.0009**	0.2994	0.2110	-2.8961**
B: P. Bersandar Thailand					
P.bolehubah Bersandar	Δ US	Δ MY	Δ SG	Δ PH	ECT _[e1,t-1] t-statistik
	F-statistik (Nilai p)				
DTH(1)	0.9122	0.2891	0.1573	0.1581	-2.9146**
DTH(2)	0.6865	0.0080**	0.2186	0.1028	-2.7150**
DTH(3)	0.2068	0.0153**	0.2295	0.5665	-2.3489**

sahamnya masih lagi pembolehubah endogen dalam pasaran saham ASEAN. Keputusan penganggaran menggunakan kaedah VECM melalui beban pembetulan jangka pendek dan saluran penyebab-Granger menyajikan kepada penganalisa pasaran maklumat yang amat berharga bagi memahami tabiat pasaran di Malaysia sebelum dan selepas dasar kawalan modal terpilih khasnya dan rantau ASEAN umumnya. Selepas dasar kawalan modal terpilih pasaran Malaysia masih lagi berkongsi dalam pembetulan jangka pendek kepada keseimbangan jangka panjang dan pasaran Malaysia terus diunguli oleh pasaran luar melalui saluran penyebab Granger jangka pendek.

FUNGSI TINDAK BALAS (IRFS)

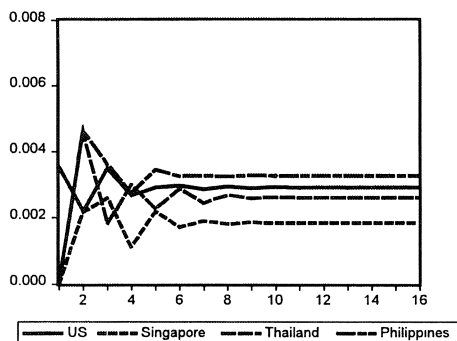
Analisis fungsi tindak balas (IRF) dibentangkan dalam Rajah 3, 4, 5 dan 6. Analisis menunjukkan tindak balas Malaysia dan Thailand selama 16 minggu kepada satu sisihan piawai kejutan daripada setiap pembolehubah. Keputusan bagi kedua-dua negara diberikan seperti berikut:

Malaysia: Sebelum dasar kawalan modal BSKL (Rajah 3) didapati bahawa kejutan daripada US, Thailand, Singapura dan Filipina merangsang tindak balas serta merta dan rangsangan ini bersifat sementara. Kejutan ini meliar untuk jangka pendek, kira-kira 6 hingga 8 minggu, selepas itu tindak balas kembali stabil. Walau bagaimanapun sifat tindak balas ini berubah dengan jelas selepas dasar kawalan modal. Rangsangan lebih meliar walaupun kembali stabil dalam jangka masa yang sama (Rajah 5). Keputusan ini konsisten dengan dapatan sebelum ini dalam ujian kointegrasi dan VECM yang mana pasaran Malaysia masih lagi endogen kepada sistem pasaran ASEAN.

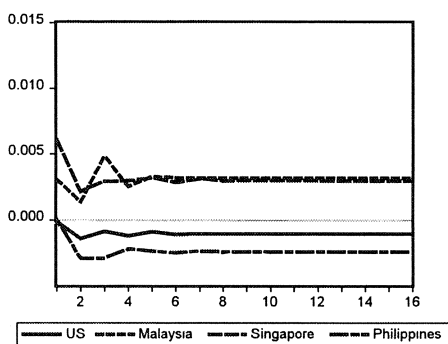
Thailand: Perubahan yang ketara kepada pasaran saham di Thailand sebelum dan selepas krisis ekonomi. Selepas krisis tindak balas terhadap inovasi luar lebih meliar dan rangsangan ini kembali stabil dalam jangka masa yang lebih lama iaitu kira-kira 7 hingga ke 10 minggu (Rajah 6). Walau bagaimanapun keadaan ini tidak dikongsi bersama sebelum krisis kewangan. Tindak balas terhadap rekaan luar tidak begitu merangsang pergerakan pasaran saham tempatan dan rangsangan ini mati dalam tempoh yang singkat iaitu 4 hingga 5 minggu. Keputusan ini konsisten dengan keputusan lalu dimana Thailand tidak dipengaruhi (penyebab Granger) oleh mana-mana pasaran luar. Selepas daripada krisis kewangan pasaran Thailand diunguli oleh pasaran Malaysia pada lat 2 dan 3.

KESIMPULAN DAN IMPLIKASI DASAR

Dasar kawalan modal terpilih yang antara lain menetapkan nilai ringgit pada RM3.80 per Dollar US bagi memastikan pemulihan ekonomi tidak dapat dinafikan telah menstabilkan kadar pertukaran asing dan pergerakan harga-



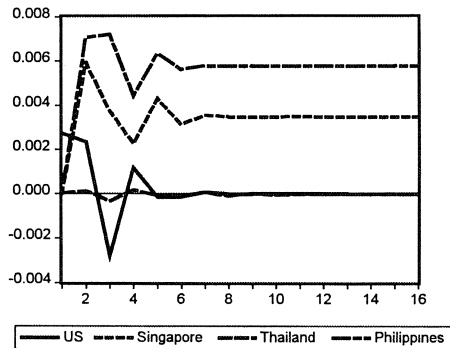
RAJAH 3. Tindakbalas BSKL daripada kejutan satu sisihan piawai di US, Singapore, Thailand dan Filipina (Jan 1995 hingga Mei 1997)



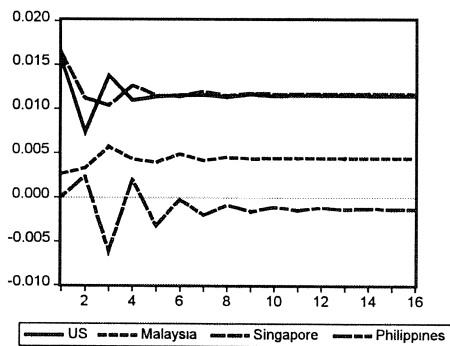
Nota: Paksi mendatar ialah masa dalam minggu
Paksi menegak ialah sisihan piawai

RAJAH 4. Tindak balas SET daripada kejutan satu sisihan piawai di US, Malaysia, Singapore, dan Filipina (Jan 1995 hingga Mei 1997)

harga saham di BSKL. Selepas daripada September 1998 indeks komposit BSKL terus meningkat hingga melebihi aras 900 mata pada Januari 1999 (255% perubahan dari September 1998 hingga Mac 2000). Walau bagaimanapun dapatan utama daripada kajian ini menunjukkan bahawa selepas daripada penetapan nilai mata wang pasaran saham Malaysia terus diungguli oleh faktor-faktor luar. Selain daripada menanggung kesan pembetulan jangka panjang, masih lagi wujud kesan jangka pendek menyusup masuk melalui saluran pasaran Singapura pada lat 2 dan 3. Tindak balas terhadap maklumat baru dari luar juga lebih meliar walaupun dalam tempoh masa yang tidak berubah. Dapatan ini memungkinkannya satu kesimpulan



RAJAH 5. Tindak balas BSKL daripada kejutan satu sisihan piawai di US, Singapore, Thailand dan Filipina (Sept 1998 hingga Dis 1999)



Nota: Paksi mendatar ialah masa dalam minggu dan Paksi menegak ialah sisihan piawai

RAJAH 6. Tindak balas SET daripada kejutan satu sisihan piawai di US, Malaysia, Singapore, dan Filipina (Sept 1998 hingga Dis 1999)

bahawa tabiat pasaran di BSKL selepas dasar kawalan modal terpilih sama seperti kelakuan pasaran saham di Thailand yang tidak mengamalkan dasar penetapan kadar pertukaran asing. Dapatan ini juga membuktikan bahawa wujudnya faktor lain selain daripada kadar pertukaran ringgit yang menyebabkan pasaran saham Malaysia dan Thailand terus diungguli oleh pasaran luar.

Hasil kajian ini juga mencadangkan bahawa krisis kewangan yang melanda ASIA dari pertengahan tahun 1997 hingga penghujung 1998 dengan signifikannya telah merangsang hubung-kait dinamik antara pasaran saham di negara-negara ASEAN. Selepas krisis kewangan, pasaran saham di Malaysia

berkongsi bersama dengan Thailand khususnya dengan tindak balas yang lebih agresif dan meliar dalam tempoh masa yang lebih panjang terhadap rekaan-rekaan baru dari luar. Phenomena ini dapat menerangkan bukan sekadar berubahnya faktor-faktor fundamental makroekonomi tetapi berkemungkinan juga berlakunya kesan 'psychological contagion' antara pasaran yang mempengaruhi pergerakan harga-harga saham terutamanya di pasaran saham kian muncul. Keputusan ini adalah konsisten dengan hipotesis yang mengatakan krisis kewangan mempengaruhi pergerakan pasaran ekuiti dunia (Masih & Masih 1997 ; Arshanapalli & Daukas 1993; Malliaris & Urrutia 1992).

Kehadiran satu vektor kointegrasi sebelum dan selepas krisis kewangan dalam sistem persamaan menunjukkan berkurangnya peluang mempelbagaikan portfolio pelaburan di rantau ini. Namun pasaran saham di ASEAN, masih mampu menyajikan peluang mempelbagaikan pelaburan jangka pendek. Ini kerana jika beberapa siri masa mempunyai hubungan kointegrasi, siri masa itu sebenarnya akan bergerak rambang dalam jangka pendek, walaupun ia akan menuju kepada keseimbangan dalam jangka panjang. Oleh itu pelabur-pelabur berpeluang mendapat faedah melalui mempelbagaikan potfolio jangka pendek daripada pelaburan antarabangsa sekalipun wujudnya kointegrasi antara pasaran dunia.

Ujian VECM menunjukkan terdapatnya bukti yang mencadangkan pasaran di US mempengaruhi pergerakan pasaran ekuiti di Malaysia sebelum dasar kawalan modal. Dapatan ini bertepatan dengan penemuan lalu seperti Eun dan Shim (1989) yang mengatakan bahawa pergerakan indek ekuiti di negara maju boleh dijadikan petunjuk (indicator) terhadap keupayaan pasaran negara kian muncul. Walaubagaimanapun selepas dasar kawalan modal terpilih, tiada bukti yang menunjukkan pasaran di US mempengaruhi pasaran modal di Malaysia secara langsung.

Kesimpulannya, kajian ini menyajikan satu pandangan mengenai kesan dasar kawalan modal terpilih ke atas penentuan harga-harga saham. Dengan wujudnya faktor-faktor luaran yang mempengaruhi pergerakan harga ekuiti di Malaysia selepas dasar penetapan nilai mata wang, keberkesanan dasar ini dalam menebat ekonomi negara daripada faktor luar masih lagi boleh dipersoalkan.

PENGHARGAAN

Setinggi terima kasih diucapkan kepada wasit-wasit draf pertama kertas kajian ini yang telah memberi pandangan dan teguran membina. Begitu juga kepada peserta seminar Strengthening The Macroeconomic Fundamentals Of The Malaysian Economy pada 5-6 Jun 2000 dan juga Fakulti Ekonomi UKM yang telah membiayai penyelidikan ini di bawah gran E/5/99

RUJUKAN

- Abdalla, I. S. A. & Murinde, V. 1997 Exchange rate and stock price interaction in emerging financial markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and the Filipina. *Applied Financial Economics*. 7(1): 25-35.
- Ajayi, R. dan Mougoue, M. 1996. On the dynamic relation between stock price and exchange rates. *The Journal of Financial Research*. 193-207
- Akdogan, H. 1995. *The integration of international capital markets, theory and empirical evidence*. England: Edward Elgar Publishing Limited.
- Arshanapalli, B. & Doukas, J. 1993. International stock market linkages: Evidence from the pre- and post-October 1987 period. *Journal of Banking and Finance* 17: 193-208.
- Bloomberg Financial Market and Commodities News. Pelbagai isu
- Campbell, J. Y. and P. Perron 1991. Pitfalls and Opportunities: What macroeconomists should know about unit roots. In O.J. Blanchard and S. Fischer, eds. *NBER Macroeconomics Annual 1991*, 144-201. USA:MIT Press,
- Cheung, C. S. & J. Lee. 1993. Integration vs segmentation in the Korean stock market. *Journal of Business Finance and Accounting* 20(2): 267-273.
- Cheung, Y. L., & S. C. Mak. 1992. The international transmission of stock market fluctuation between the developed markets and the Asian-Pacific Markets” *Applied Financial Economics* 2: 43-47
- Cooper R. 1987 Flexible exchange rate 1973-1980. In Richard Cooper, eds. *The international monetary system: Essay in world economics*. Cambridge. MA. MIT Press.
- Correia, E. B., Perman, R & Rees, W. P. 1993. An empirical analysis of the sensitivity of uk company stocks returns to exchange rate fluctuations. Paper presented to B. A. A. Conference, University of Strathclyde, Scotland.
- DeFusco, R.A., J.M. Geppert, & G.P. Tsetsekos. 1996. Long-run diversification potential in emerging markets. *The Financial Review* 31(2): 343-363.
- Dickey, D.A & W.A Fuller. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association* 74: 427-431.
- Dickey, D.A & W.A Fuller. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49: 1057- 1072.
- Dickey, D. & S. Pantula. 1987 Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of Business and Economic Statistics*. 5: 455-61.
- Elton, E.J., & Gruber, M.J. 1995 *Modern portfolio theory and investment analysis*, fifth edition. New York: John Willy & Son.
- Engle, R.F & C.W.J. Granger. 1987 Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55: 251-276.
- Eun, C. & Shim, S. 1989. International transmission of stock market movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24(2): 241-256.
- Fleming, M. 1962. Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. Staff Papers, International monetary fund 9 (November), 369-379.
- Fuller, W.A. 1976. *Introduction to statistical time series*. John Wiley and Son.
- Gavin, M. 1989. The stock market and exchange rate dynamics. *Journal of International Money and Finance* 8:181-200.

- Gonzalo, J. 1994. Five alternative methods of estimating long run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, 60: 203-233.
- Granger, C. W. J. 1981. Some properties of time series data and their use in econometrics model specification. *Journal of Econometrics* 16: 121-130.
- Granger, C. W. J. 1986. Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48: 213-228.
- Granger, C. W. J. 1988. Some recent development in a concept of causality. *Journal of Econometrics* 39: 199-211.
- Hung, B. W-S, & Y. L. Cheung. 1995. Interdependence of asian emerging equity markets. *Journal of Business Finance and Accounting* 22(2): 281-288.
- Jeon, B. N and T. Chiang. 1991. A system of stock price in world stock exchanges: common stochastic trend for 1975-1990? *Journal of Economics and Business* 43: 231-254.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 231-254.
- Johansen, S. & K. Juselius. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration- with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*:169-210.
- Joyce, J. P. dan Kamas, L. 1994. Money and output under alternative exchange rate regims in the USA. *Journal of International Money and Finance* 13(6): 679-697
- Kamas, L. & Joyce, J. P. 1993. Money, income and price under fixed exchange rates: Evidence from causality tests and VARs. *Journal of Macroeconomics* 15: 747-768.
- Keren, P. 1985. Macroeconomic Theory and policy: how the closed economy was opened. In Ronald Jones and Peter Keren, eds. *Handbook of International Economics Volume II*. North Holland: Amsterdam.
- Kwon, C. S., Shin, T. S. & Bacon, F. W. 1997 the effects of macroeconomics variables on stock market returns in developing markets. *Multinational Business Review* 63-70.
- Lo, Andrew, & A. C. MacKinlay. 1988. Stock market prices do not follow random walks Evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies* 1(1988): 41-66.
- Ma, C. K. & Kao, G. W. 1990. On exchange rate and stock prices reaction. *Journal of Business Finance and Accounting*, 441-449
- MacKinnon, J. 1991. Critical values for cointegration test. In Engle, R. F. and Granger, C.W.J., eds., *Long-run economic relationships: Reading in cointegration*. Oxford University Press: New York.
- Malliaris, A. G. & Urrutia, J. L. 1992. The international crash of October 1987- Causality test. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 27(3): 353-364
- Masih, A. M. M. & Masih, R. 1996. macroeconomic activity dynamics and granger causality: New evidence from small developing economy based on a vector error-correction modelling analysis. *Economic Modelling* 13: 407-426.
- Masih, A. M. M. & Masih, R. 1997a. A comparative analysis of the propagation of stock market fluctuations in alternative models of dynamic causal linkages. *Applied Financial Economics* 7: 59-74.

- Masih, A. M. M. & Masih, R. 1997b. dynamic linkages and the propagation mechanism driving major international stock markets: An analysis of the pre- and post-crash eras. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 37(4): 859-885.
- Mundell, R. 1963. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science* 29 (November): 475-485.
- Osterwald-Lenum, M. 1992. A note with quartiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood of cointegration rank statistic. *Oxford Bulletin of Economics and Statistic* 54: 461-471.
- Othman, Y & I, Zaidi. 2000. Exchange rate changes and stock market reactions: A special case of currency depreciation and its influence on the local stock market, The Malaysian Experience. *Banker's Journal Malaysia* 113 (March).
- Phillips, P.C.B. and P. Perron. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75(2): 335-46.
- Said, S.E & Dickey, D.A.1984. Testing for unit root in autoregressive-moving average of unknown order. *Biometrika* 71. 599-607
- Schwarz, G. 1978. Estimating the dimension of a model. *Annals Of Statistics*. 6: 461-464p.
- Stock, J.H. & M.W. Watson. 1988. Testing for Common Trend. *Journal of American Statistical Association* 1097-1107
- Taylor, M. P. & I. Tonks. 1989 The Internationalisation of Stock markets and The Abolition of U.K. Exchange Control. *The Review of Economics and Statistic*, 332-336.
- Zubaidi, A. B., & Tamat Sarmidi. 2000. International stock market movements on Asian emerging markets. *Banker's Journal Malaysia* 113 (March).

Tamat Sarmidi
Abu Hassan Shaari Mohd Nor
Jabatan Statistik Ekonomi
Fakulti Ekonomi
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600 UKM Bangi, Selangor D.E.
Malaysia

