

DASAR LIBERALISASI DAN HUBUNG KAIT DINAMIK ANTARA PASARAN SAHAM DI NEGARA-NEGARA ASIA KIAN MUNCUL

TAMATSARMIDI

*Jabatan Statistik Ekonomi
Universiti Kebangsaan Malaysia*

AHMADZUBAIDI BAHARUM SHAH

*Jabatan Ekonomi
Universiti Putra Malaysia*

ANNUAR MD. NASSTR

*Jabatan Perakaunan dan Kewangan
Universiti Putra Malaysia*

ABSTRAK

Kajian ini menganalisis hubungan dinamik jangka pendek dan jangka panjang antara empat pasaran ekuiti kian muncul (Korea, Taiwan, Malaysia dan Thailand) dan dua pasaran ekuiti utama ASIA (Jepun dan Hong Kong). Kajian empirik dijalankan dalam dua masa berbeza dari 1988 hingga 1991 (sebelum liberalisasi) dan 1992 hingga 1997 (selepas liberalisasi) bagi menyiasat kesan reformasi dasar kewangan terbuka kepada para pelabur asing. Keputusan kajian menunjukkan dasar pasaran terbuka memberi impak kepada hubungan kopengamiran. Keputusan empirik juga membayangkan rantau ASIA semakin berhubung-kait dengan Jepun, Hong Kong dan sesama sendiri selepas dasar liberalisasi.

*Kata Kunci: Kopengamiran, integrasi dan pasaran saham Asia
Klasifikasi JEL: C32, G12, F36*

ABSTRACT

This paper analyses the short and long run dynamic interrelationship among four emerging equity markets (Korea, Taiwan, Malaysia and Thailand) and two ASIAN major equity markets (Japan and Hong Kong). The empirical investigation is conducted in two different periods from 1988 to 1991 (pre-

liberalisation) and 1992 to 1997 (post-liberalisation) to investigate the impact of financial reforms and the opening up of the Asian markets. The empirical evidence shows that financial reforms have an impact on the cointegrating relationships between the Asian markets are closely linked with Japan, Hong Kong and among themselves over the post-liberalisation era.

PENGENALAN

Kesan pelaksanaan dasar kewangan terbuka telah menjadi isu utama dalam beberapa penyelidikan terkini (Gultekin, Gultekin dan Penati, 1989; Cheung dan Lee, 1993; Kohers dan Kohers, 1995; Ariff, 1996; Masih and Masih, 1999; Habibullah et al., 2000; Hamori dan Imamura, 2000). Ahli-ahli ekonomi dan penganalisa pasaran kewangan pada dasarnya sependapat bahawa dasar kewangan yang liberal menjadikan pasaran ekuiti antarabangsa lebih terkamir. Pasaran utama dunia seperti US dan Jepun juga lebih dominan di pasaran negara-negara kian muncul. Bukti empirik yang menyokong pendapat tersebut terdapat dalam Choudhry (1997), Masih dan Masih (1997a, 1997b, 1999) dan Habibullah et al. (2000). Dasar pasaran kewangan bebas seiring dengan perkembangan dan kemajuan yang pesat dalam sistem telekomunikasi, inovasi dalam pelbagai perkhidmatan dan produk kewangan antarabangsa adalah antara faktor utama yang telah dikenalpasti menyumbang kepada keadaan tersebut. Kajian yang menggunakan data terkini juga membuktikan bercambah-biaknya aktiviti perdagangan antarabangsa yang juga faktor utama kepada hubung-kait antara pasaran ekuiti antarabangsa.

Krisis kewangan ASIA bermula pada Julai 1997 apabila Baht menjunam pada paras terendah, berikutan dengan pemansuhan sistem kadar pertukaran tetap di Thailand telah melimpah ke Indonesia, Korea Selatan, Malaysia dan Filipina sebelum berakhir tahun 1997. Mata wang bagi negara tersebut turut susut nilai secara mendadak (*sharply*) dan seterusnya mengancam lain-lain mata wang yang lemah dan ini tidak terhad di rantau ASIA sahaja. Krisis kewangan ini juga mempengaruhi pasaran aset utama seperti pasaran saham dan hartanah. Krisis kewangan ASIA adalah antara beberapa episod yang membuktikan pasaran kewangan dunia mempunyai kaitan yang kuat.

Daripada sudut teori portfolio moden, integrasi dan saling berhubung-kait antara pasaran ekuiti menerangkan isu-isu yang bersangkutan

dengan peluang diversifikasi atau pelbagaian pelaburan. Intipati teorinya menerangkan bahawa pelabur-pelabur dicadangkan agar mempelbagaikan pelaburan menjangkau batasan sempadan negara selagi pulangan pelaburan antarabangsa kurang daripada korelasi sempurna dengan pasaran domestik. Portfolio pelbagai yang mengandungi aset antarabangsa lebih berpotensi untuk mengurangkan risiko pasaran jika dibandingkan dengan portfolio yang terdiri daripada aset domestik semata-mata. Keutamaan mempelbagaikan portfolio ke negara-negara maju dan kian muncul telah banyak didokumentasikan. Cheung dan Mak (1992), Hung dan Cheung (1995) dan DeFusco et al. (1996) telah menyediakan liputan terbaik berkaitan isu ini.

LIBERALISASI DASAR KEWANGAN

Sedekad yang lalu, rantau ASIA mengalami pertumbuhan ekonomi yang begitu pesat. Hal ini telah menjadikan rantau ASIA sebagai tumpuan utama kepada golongan pelabur di peringkat antarabangsa. Buktinya ialah apabila rantau ASIA berjaya menarik pengaliran modal antarabangsa terbesar dalam saingan pengaliran pelaburan dunia. Jadual 1 menunjukkan pengaliran modal ke negara-negara membangun bagi tahun 1990 hingga 1995. Nyata sekali, peratus terbesar (43%) daripada modal antarabangsa yang terdiri daripada pelaburan langsung asing (FDI), portfolio ekuiti dan hutang, pinjaman rasmi dan komersil mengalir ke negara ASIA kian muncul. Daripada jumlah tersebut, 19% adalah pelaburan portfolio ke pasaran ekuiti. Walaupun peratusan dalam pasaran ekuiti adalah kecil tetapi ianya menunjukkan peningkatan yang cepat pada tahun 1990-an.

Pada masa yang sama, negara-negara ASIA kian muncul telah mengubah dasar kewangan dengan mengalu-alukan peranan pelabur asing untuk menjayakan program pembangunan dan penswastan. Walau bagaimanapun, bentuk dan masa pelaksanaan dasar liberalisasi berbeza mengikut negara. Malaysia mengungguli dasar liberalisasi seawal tahun 1970-an, diikuti oleh Thailand pada akhir tahun 1980-an. Taiwan dan Korea pula memperkenalkan dasar liberalisasi kewangan hanya pada awal 1990-an (rujuk Jadual 2). Reformasi dasar kewangan ini merangkumi pemansuhan berbagai sekatan kepada penyertaan pelabur asing dalam pasaran ekuiti. Kesannya pada tahun 1992, kebanyakan negara ASIA kian muncul telah dibuka untuk pelabur asing walaupun sebahagian sekatan masih berkuat kuasa untuk menjaga kepentingan pelabur dan pasaran tempatan.

Jadual 1
Pengaliran Modal ke Negara Membangun, 1990-1995
(Billion U.S. dollar)

	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Afrika						
Pelaburan Langsung Asing Bersih	1.4	1.6	2.6	1.2	2.2	2.1
Pelaburan Portfolio Bersih Lain-Lain 1/	-0.2 0.8	-0.5 2.4	-1.0 1.1	-0.9 6.9	1.1 10.1	0.1 10.4
Jumlah Bersih Aliran Modal 2/	2.0	3.5	2.7	7.2	13.4	12.6
Asia						
Pelaburan Langsung Asing Bersih	9.4	14.3	14.4	32.7	41.9	52.4
Pelaburan Portfolio Bersih Lain-Lain 1/	-0.9 14.6	2.9 32.6	9.8 7.9	23.8 14.0	16.0 23.1	18.5 33.2
Jumlah Bersih Aliran Modal 2/	23.1	49.8	32.1	70.5	81.1	104.1
Timur Tengah						
Pelaburan Langsung Asing Bersih	1.2	1.3	1.8	1.1	-0.5	0.0
Pelaburan Portfolio Bersih Lain-Lain 1/	2.1 -11.4	23.2 53.6	20.6 19.9	15.1 15.6	15.9 -5.5	8.4 6.7
Jumlah Bersih Aliran Modal 2/	-8.1	78.1	42.2	31.9	9.9	15.1
Amerika Latin						
Pelaburan Langsung Asing Bersih	6.6	11.2	12.8	13.9	17.7	17.1
Pelaburan Portfolio Bersih Lain-Lain 1/	17.4 -5.5	11.4 0.5	17.8 22.5	51.6 -2.1	17.4 12.1	10.0 34.7
Jumlah Bersih Aliran Modal 2/	18.5	23.0	53.1	63.4	47.2	61.8
Semua Negara Membangun						
Pelaburan Langsung Asing Bersih	18.6	28.4	31.6	48.9	61.3	71.7
Pelaburan Portfolio Bersih Lain-Lain 1/	18.3 -1.4	36.9 89.1	47.2 51.3	89.6 34.5	50.4 39.8	37.0 85.1
Jumlah Bersih Aliran Modal 2/	35.5	154.4	130.1	172.9	151.6	193.7
(Peratus Daripada Jumlah Aliran Modal)						
Afrika	5.6	2.2	2.0	4.1	8.8	6.5
Asia	65.1	32.2	24.6	40.7	53.4	53.7
Timur Tengah	-22.8	50.5	32.4	18.4	6.5	7.7
Amerika Latin	52.1	14.8	40.8	36.6	31.1	31.9
Pelaburan Portfolio Bersih ke ASIA	-4.9	7.8	20.1	68.9	45.8	50.0

Sumber: International Monetary Fund, World Economic Outlook Data Base.

1/ Kredit jangka pendek dan panjang; pinjaman (termasuk penggunaan bantuan kewangan); *currency and deposits; and other account receivable and payable.*

2/ Tidak termasuk rezab aset.

Jadual 2
Liberalisasi Kewangan di Negara-Negara ASIA Kian
Muncul Terpilih

Taiwan

- 1983 Tiada pelabur asing sebelum 1983. Pelabur asing dibenarkan melabur hanya melalui tabung amanah.
- 1989 Pada bulan Mac, syarikat insuran asing dibenarkan membuat pelabur terhad di syarikat yang tersenarai.
- 1990 Kerajaan membenarkan institusi pelaburan asing melabur secara langsung.

Korea

- 1989 Pelabur asing yang memegang bon Korea yang diapungkan di luar negara dibenarkan memiliki saham tempatan dengan kekangan tertentu.
- 1992 3 Januari. Pasaran Sekuriti di Korea dibuka kepada pelabur institusi dan individu asing.
- 1994 Pasaran bon dibuka kepada asing. Disember. Had pelaburan asing dinaikkan daripada 10% ke 12%.
- 1995 Julai. Had pelaburan dinaikkan lagi kepada 15%.

Malaysia

- 1974 Pasaran sekuriti adalah terbuka dengan beberapa kekangan tertentu. Pegangan saham oleh pelabur asing umumnya terhad kepada 30% dengan kebenaran terlebih dahulu daripada Foreign Investment Committee (FIC).
 - 1987 Akta industri sekuriti diperkemaskan dengan memberikan kelulusan berlesen kepada broker saham asing untuk menjadi dealer. Pada 8 Mei, Malaysia Fund disenaraikan di Bursa Saham New York.
 - 1988 April. Malaysia Growth Fund ditawarkan oleh Nikko Securities Co. untuk pasaran Jepun.
 - 1990 Pelabur asing dibenarkan mengambil bahagian dalam IPO melalui kebenaran FIC.
-

(sambungan Jadual 2)

Indonesia

- 1989 Pelabur asing dibenarkan melabur di Bursa Saham Jakarta.
1991 Pelabur asing dibenarkan memiliki pegangan ekuiti sehingga 100% bagi syarikat baru.
Pelabur asing dibenarkan membeli sehingga 49% saham bank tempatan yang tersenarai di bursa saham.

Thailand

- 1986 Kerajaan memperkenalkan "Bangkok Funds" dan "Thai Funds" kepada pelabur asing.
1988 Pengaliran modal adalah bebas dan kerajaan juga memansuhkan kawalan dalam mengambil pulang modal dan keuntungan.
1989 Bank asing dipelawa untuk mendapatkan lesen bagi beroperasi di Thailand dengan kekangan dalam sesetengah bidang perniagaan.
1989 1 Mac, had kadar faedah ke atas simpanan tetap dimansuhkan.
1990 21 Mei, kerajaan bersetuju mengikut akta liberalisasi pertukaran mata wang asing artikal 8 bagi Dana Kewangan Antarabangsa (IMF).
1991 1 April, modal yang dibawa masuk ke Thailand tidak perlu didaftarkan kepada bank negara Thailand dan boleh dibawa keluar bersama keuntungan secara bebas.
1991 Warga asing dibenarkan membuka akaun dalam Bath di Thailand.

Filipina

- 1992 Membenarkan pelabur asing.
1993 Undang-undang baru diluluskan oleh kerajaan bagi membenarkan pelabur asing memiliki sesetengah sektor sehingga 100% ekuiti tempatan.
1992 Bidang telekomunikasi dibuka kepada pelabur asing.

Sumber: Roc, 1995, Chotigeat & Lee, 1993 dan Stanley, 1995.

Tujuan utama kertas kajian ini adalah untuk menyelidik kesan dasar liberalisasi pasaran kewangan antarabangsa ke atas integrasi pasaran ekuiti antara empat negara ASIA kian muncul—Korea Selatan, Taiwan, Malaysia dan Thailand dengan dua negara maju terpilih di rantau ASIA—Jepun dan Hong Kong bagi tahun 1980-an dan 1990-an. Kajian ini penting sekurang-kurangnya untuk dua sebab utama: Pertama, isu sama ada wujudnya pasaran ekuiti dunia yang bersepadu adalah amat perlu kepada pelabur-pelabur antarabangsa. Ini adalah 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 semata-mata. Memandangkan perubahan dasar kewangan di rantau ASIA, pengetahuan mengenai kadar integrasi di rantau ini adalah sangat penting. Kedua, analisis ini penting untuk tujuan memahami isu-isu penentuan harga saham, perlindungan nilai (*hedging*) dan lain-lain strategi perdagangan.

DATA DAN KAEDAH EKONOMETRIK

Dalam kajian ini kaedah kopengamiran berbilang pemboleh ubah Johansen (*Johansen multivariate cointegration analysis*), ujian penyebab-Granger (*Granger-causality test*) dalam skop model vektor pembetulan-ralat (VECM) jika perlu, penguraian varianss (VDCs) dan fungsi tindak balas (IRFs) digunakan untuk menganalisa hubungkait di antara pasaran saham di rantau ASIA dengan pasaran saham aktif terpilih. Hubungkait jangka panjang dan jangka pendek diuji dengan menggunakan data logaritma bursa saham mingguan dari Januari 1988 hingga Januari 1997 antara dua model berasingan. Model tersebut terdiri daripada dua vektor: [Jepun, Korea, Taiwan, Malaysia, Thailand] dan [Hong Kong, Korea, Taiwan, Malaysia, Thailand].² Januari 1988 dipilih sebagai tarikh mula untuk mengelakkan masalah kesan kejatuhan pasaran di seluruh dunia pada 17 Oktober 1987 (*Black Monday*). Penggunaan data mingguan bukan harian adalah untuk mengelak kesan penganggar pincang yang bersangkutan dengan isu struktur-mikro dan dagangan lengang yang lazim dikaitkan dalam pasaran kian muncul. Semua data untuk kajian ini diperolehi daripada pengkalan data Bloomberg Financial Services.

Ujian Kopengamiran Berbilang Pemboleh Ubah

Dalam analisa kopengamiran, adalah mustahak untuk menentukan sifat kepegunan (struktur stokastik) setiap individu siri. Hal ini kerana hanya pemboleh ubah yang memiliki darjah kepegunan yang sama berkemungkinan mempunyai hubungan kopengamiran. Kajian ini menggunakan dua ujian struktur stokastik individu: imbuan Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller) dan Phillip-Perron. Setelah memastikan darjah kepegunan yang sama bagi setiap siri, ujian kopengamiran berbilang pemboleh ubah yang dicadangkan oleh Johansen (1988), dan Johansen dan Juselius (1990) digunakan untuk menentukan jumlah vektor kopengamiran (pangkat kopengamiran) dalam sistem persamaan. Kaedah Johansen-Juselius menghasilkan penganggar yang lebih teguh jika dibandingkan dengan kaedah-kaedah lain dalam menganggarkan persamaan yang mempunyai lebih daripada dua pemboleh ubah (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_t) dalam vektor autoregressif (VAR) adalah seperti berikut:

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

$$\begin{aligned} \text{Di mana } \Gamma_i &= -[I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i] \quad \text{untuk } i = 1, \dots, k-1 \\ \Pi &= -[I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k] \end{aligned}$$

Y_t ialah vektor untuk p pemboleh ubah, μ ialah titik silang dan e ialah vektor pemboleh ubah rawak Gaussian.

Matrik Π ialah matrik impak jangka panjang dan ianya mengandungi maklumat mengenai hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah. Jumlah vektor kopengamiran ditentukan oleh pangkat (r) bagi matrik Π . Jika Π mempunyai pangkat penuh ($r=p$), maka tidak wujud kopengamiran antara pemboleh ubah kerana masing-masing siri adalah pegun. Sebaliknya, jika Π ialah matrik nul ($r=0$) 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 kopengamiran antara pemboleh ubah. Matrik Π juga boleh difaktorkan sebagai $\Pi = \alpha \beta'$, di mana matrik α ialah parameter pelaras dan matrik β mengandungi vektor

kopengamiran. Kaedah Johansen menggunakan dua statistik nisbah kebolehdajian untuk menguji kewujudan vektor kopengamiran- ujian *Trace* dan ujian *Nilai Maksima Eigen* ($\lambda \max$). Ujian statistik ini boleh dibandingkan dengan nilai genting yang disediakan oleh Osterwald-Lenum (1992).

Ujian Penyebab-Granger

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

Dalam analisa kopengamiran, jika wujudnya kopengamiran antara dua pemboleh ubah dengan jelas menolak kemungkinan tiada wujudnya hubungan penyebab. Dalam kata lain, jika dua pemboleh ubah mempunyai tren stokastik bersama, sekurang-kurangnya wujud satu hubungan penyebab-Granger, sama ada satu-arah atau dua-arah. Walaupun adanya kopengamiran dapat menentukan wujud atau tidaknya hubungan penyebab-Granger, kopengamiran tidak mampu menyatakan arah hubungan penyebab antara pemboleh ubah. Arah hubungan penyebab-Granger hanya boleh dikesan dengan menggunakan model vektor pembedahan-ralat (VECM) terbit daripada hubungan jangka panjang vektor kopengamiran.

Model Vektor Pembedahan-Ralat (VECM) dan Keeksogenan

Jika kopengamiran dapat dikesan dalam siri beberapa pemboleh ubah dengan sekurang-kurangnya satu vektor kopengamiran, maka lazimnya wujud perwakilan pembedahan-ralat yang memberi maksud, apa-apa pergerakan pada pemboleh ubah bersandar sebenarnya ialah fungsi ketidakseimbangan dalam perhubungan kopengamiran (diterangkan oleh

keadaan pembetulan-ralat) dan begitu juga bagi pemboleh ubah tidak bersandar yang lain (Engle dan Granger, 1987). Dalam lain perkataan, keadaan pembetulan-ralat dalam VECM merintis satu lagi kaedah untuk memastikan penyebab-Granger.

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

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

di mana Y_t ialah pemboleh ubah dalam bentuk vektor $n \times 1$, A_i dan ζ_i ialah parameter penganggar, Δ ialah operator pembeza, v_t ialah vektor tindak-balas yang menerangkan pergerakan yang tidak dijangka dalam Y_t dan Θ mengandungi setiap r iaitu keadaan pembetulan-ralat yang terbit daripada vektor kopengamiran dalam penganggaran kebolehdjian maksimum Johansen. Dalam ujian penyebab-Granger, darjah keeksogenan dapat dikenal pasti melalui ujian- t bagi lat keadaan pembetulan-ralat (ζ_i) dan, atau ujian- F bagi penghasiltambahan lat bagi setiap pemboleh ubah tidak bersandar (A_i). Selain daripada menentukan arah hubungan penyebab, VECM juga membezakan hubungan penyebab jangka panjang dan jangka pendek. Ujian- F bagi penghasiltambahan lat bagi setiap pemboleh ubah menerangkan hubungan penyebab jangka pendek, manakala, hubungan penyebab jangka panjang dikenalpasti melalui ujian- t bagi parameter lat keadaan pembetulan-ralat. Parameter lat keadaan pembetulan-ralat ialah parameter penyesuai yang mana ketidakseimbangan jangka panjang dibetulkan bagi setiap jangka pendek.

Penguraian Varians (VDCs) dan Fungsi Tindak Balas (IRFs)

Ujian- F dan - t dalam VECM boleh ditafsirkan sebagai ujian penyebab dalam lingkungan sampel (Masih dan Masih, 1996). Hasil ujian hanya menentukan darjah keeksogenan (atau keendogenan) bagi pemboleh ubah bersandar dalam ruang sampel. Ianya tidak menyajikan kita dengan darjah kekuatan hubungan penyebab-Granger antara pemboleh ubah melepasi ruang sampel. Bagi mengambilkira hubungan dinamik dalam sesuatu sistem persamaan, ujian ralat peramalan penguraian varians (VDCs) dan fungsi tindak balas (IRFs) digunakan.

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

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

Dimana β_t ialah sebutan pemalar yang boleh digunakan sebagai nilai min bagi Y_t . ϕ ialah $N \times N$ matrik dengan elemen ϕ_{ij} yang mengukur kesan perubahan satu unit bagi sebutan ralat ke atas pemboleh ubah endogen dalam sistem persamaan, dan ε_{t-i} ialah $N \times 1$ vektor bagi nilai kejutan lampau dan semasa. Dalam proses penganggaran, vektor pemboleh ubah endogen Y_t diregres terhadap nilai kejutan lampau dan semasa ε_{t-i} . Jika pemboleh ubah mempunyai unit ukuran yang berbeza, unit piawaian tindak balas diperoleh dengan membahagi tindak balas bagi setiap pemboleh ubah bagi satu-satu kejutan dengan sisihan piawai bagi baki variansnya. Jadi nilai tindak balas diperoleh dalam bentuk pecahan sisihan piawai. VDCs pula, dikategorikan sebagai ujian penyebab melepasi ruang sampel yang menjelaskan kadar ralat peramalan bagi setiap pemboleh ubah yang diambil kira daripada sebarang bentuk reka baru atau kejutan daripada setiap pemboleh ubah dalam sistem termasuklah pemboleh ubah itu sendiri. Peramalan optima bagi sebarang pemboleh ubah daripada nilai latnya sendiri akan menghasilkan ralat peramalan varians yang diambil kira daripada ralat gangguannya sendiri (Sims, 1980). Kedua-dua VDCs dan IRFs adalah terbitan daripada perwakilan purata bergerak (*MA representation*) dalam model VAR yang asal.

PERUBAHAN STRUKTUR

Pelaksanaan dasar liberalisasi kewangan di rantau ASIA adalah tidak selaras. Kami menggunakan dua kaedah statistik untuk mengenal pasti masa terbaik dalam pengujian perubahan struktur, pertama ialah hasil tambah baki kumulatif (CUSUM) dan kedua ialah ujian lelaran Johansen.

Hasil Tambah Baki Kumulatif (CUSUM)

Ujian CUSUM yang dibangunkan oleh Brown, Durbin dan Evans (1975) dimanfaatkan kerana ianya mampu mengesan perubahan struktur yang tidak selaras. Rajah 1 dan 2 menunjukkan ujian CUSUM bagi dua model yang berbeza untuk siri masa 1988 hingga 1997. Daripada rajah didapati bahawa garisan CUSUM menyesat keluar dari batas 5% aras keertian untuk sekurang-kurangnya enam tahun terakhir bermula pada akhir tahun 1991. Oleh itu ujian CUSUM mengesahkan bahawa parameter penganggar tidak stabil untuk jangka masa keseluruhan sampel dan hanya satu perubahan struktur dapat dikenalpasti daripada ujian.

Ujian Lelaran Johansen

Keputusan ujian lelaran nilai maksima eigen Johansen bagi model Jepun dan Hong Kong juga mencadangkan berlakunya perubahan struktur dalam hubungan jangka panjang antara pasaran saham di ASIA (rajaah tidak dipaparkan)³. Ujian dijalankan dengan menetapkan permulaan sampel dari 1988:1 hingga 1990:52 dan kemudiannya menambah jumlah cerapan dari tahun ke tahun sehingga ke tahun 1996:52. Ujian lelaran untuk $p \leq 1$ untuk model Jepun mencadangkan perubahan struktur berlaku pada tahun 1993. Manakala ujian lelaran untuk model Hong Kong pula menunjukkan perubahan struktur dan ketidakstabilan penganggar pada $p=0$ dan $p \leq 1$.

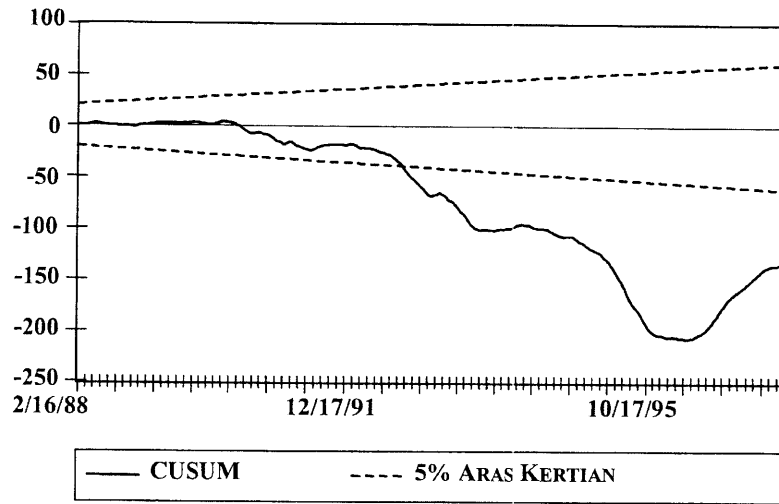
Umumnya kedua-dua ujian statistik di atas mencadangkan perubahan struktur di rantau ASIA kian muncul berkaitan rapat dengan liberalisasi dasar kewangan. Oleh itu dengan mengambil kira reformasi dasar kewangan dan menganalisa impak liberalisasi jangka masa sampel dibahagi kepada dua. Pertama dari tahun 1988:01 hingga 1991:52 dimana rantau ASIA kian muncul masih dikategorikan sebagai tertutup, dan kedua dari 1992:01 hingga 1997:02 yang mana rantau ASIA dikatakan telah liberal.⁴

KEPUTUSAN PENGANGGARAN

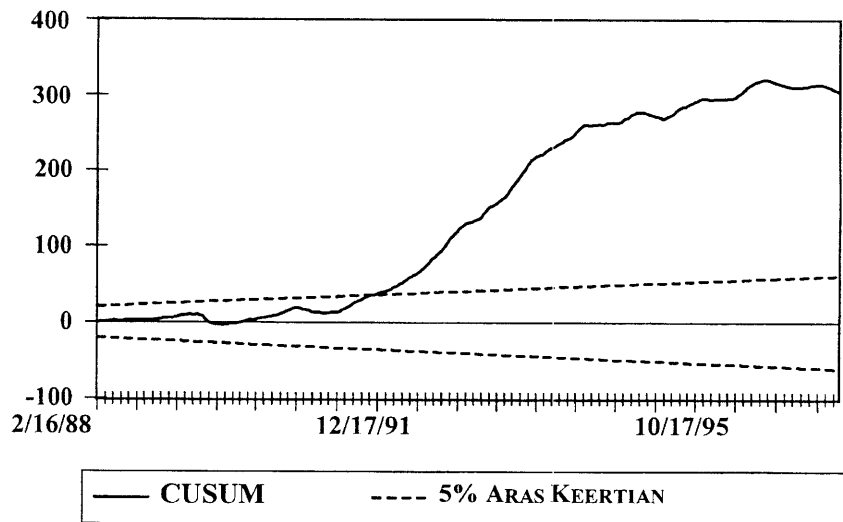
Trend Stokastik Individu

Darjah kepegunan yang sama menjadi pra-syarat dalam analisa kopengamiran dan ujian penyebab. Dalam ujian ini, dua ujian trend

Rajah 1
Ujian CUSUM untuk Model Jepun



Rajah 2
Ujian CUSUM untuk Model Hong Kong



Nota : Paksi X ialah siri masa dalam minggu dan paksi Y ialah hasil tambah baki kumulatif

stokastik individu (kepegunan) dimanfaatkan, ujian imbuhan 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 kaedah penelahan ralat akhir (FPE). Nilai statistik ADF dan PP dibandingkan dengan nilai genting diberikan oleh MacKinnon (1991).

Jadual 3 (panel 1A dan 2A) menunjukkan keputusan ujian kepegunan tahap paras manakala panel 1B dan 2B, ialah ujian kepegunan tahap bezaan pertama. Keputusan menunjukkan bahawa hipotesis nul bagi semua pemboleh ubah siri masa gagal ditolak dalam kepegunan tahap paras. Walau bagaimanapun hipotesis nul ditolak bagi ujian bezaan pertama bagi semua siri masa. Dapatan menunjukkan dengan jelas kesemua pemboleh ubah adalah pegun hanya pada tahap bezaan pertama (pegun pada tahap pertama). Iaitu, semua pemboleh ubah siri masa adalah bersifat tak pegun pada tahap paras dan hanya mencapai kepegunan pada tahap pembezaan pertama.

Trend Stokastik Bersama

Teknik kopengamiran berbilang pemboleh ubah dipelopori oleh Johansen (1988), dan Johansen dan Juselius (1990) dimanfaatkan dalam dua sistem persamaan yang mengandungi lima pemboleh ubah yang mempunyai darjah kepegunan tahap pertama. Keputusan analisa ujian tersebut dipaparkan dalam Jadual 4 dan 5.

Bagi model Jepun, didapati bahawa sebelum liberalisasi (Jadual 4 panel A) kedua-dua ujian λ -max dan *Trace* adalah signifikan pada aras keertian lima peratus bagi hipotesis sekurang-kurangnya satu vektor kopengamiran ($r \leq 1$), manakala selepas liberalisasi (Jadual 5 panel A) hanya hipotesis sekurang-kurangnya tiada vektor kopengamiran dapat ditolak pada aras keertian 5%. Kedua-dua ujian statistik menghasilkan keputusan yang sama. Bagi model Hong Kong pula (Jadual 4 panel B) menunjukkan bahawa kedua-dua ujian λ -max dan *Trace* adalah tidak signifikan pada aras keertian 5%. Manakala selepas dasar liberalisasi, kedua-dua ujian statistik adalah signifikan pada aras keertian 5% untuk dua vektor kopengamiran. Ini menunjukkan bahawa kesan berbeza bagi pasaran Jepun dan Hong Kong sebelum dan selepas dasar liberalisasi. Jepun memainkan peranan yang lebih utama sebelum dasar liberalisasi

Jadual 3
 Ujian Kepegunan Paras dan Bezaan Pertama Terhadap Indeks
 Terpilih Pra-Liberalisasi (1988:01 hingga 1991:52) dan Pasca-
 Liberalisasi (1992:01 hingga 1997:02)

	Penambahan Dickey-Fuller		Phillips-Peron	
	t_{μ}	t_{τ}	$Z(t_{\alpha\mu})$	$Z(t_{\alpha\tau})$
1. Pra Liberalisasi 1988:01 hingga 1991:52				
A. Paras				
Jepun	-1.041(10)	-1.916(10)	-1.230(1)	-2.237(1)
Hong Kong	-0.609(4)	-2.486(4)	-1.230(1)	-2.237(1)
Malaysia	-2.081(14)	-2.150(14)	-2.283(1)	-1.865(1)
Thailand	-1.813(14)	-1.792(14)	-2.423(1)	-1.757(1)
Korea Selatan	-1.219(5)	-1.764(5)	-2.053(1)	-2.564(1)
Taiwan	-2.030(10)	-2.357(10)	-2.298(1)	-2.456(1)
B. Bezaan Pertama (Δ)				
Jepun	-4.062*(12)	-4.413*(12)	-15.585*(1)	-15.894*(1)
Hong Kong	-4.027*(14)	-4.120*(14)	-13.727*(1)	-13.726*(1)
Malaysia	-3.388*(14)	-3.617*(14)	-14.771*(1)	-14.840*(1)
Thailand	-4.093*(7)	-4.135*(7)	-15.306*(1)	-15.399*(1)
Korea Selatan	-3.979*(9)	-4.258*(9)	-15.146*(1)	-15.389*(1)
Taiwan	-4.532*(7)	-4.688*(7)	-13.445*(1)	-13.677*(1)
2. Pasca Liberalisasi 1992:01 hingga 1997:02				
A. Paras				
Jepun	-0.396(10)	-2.293(10)	-0.519(1)	-2.736(1)
Hong Kong	-0.179(8)	-1.975(8)	-0.459(1)	-2.248(1)
Malaysia	-2.121(14)	-2.585(14)	-2.322(1)	-2.408(1)
Thailand	-1.924(14)	-2.311(14)	-2.536(1)	-2.342(1)
Korea Selatan	-1.383(5)	-2.252(5)	-2.093(1)	-3.119(1)
Taiwan	-1.918(10)	-2.757(10)	-2.157(1)	-2.897(1)
B. Bezaan Pertama (Δ)				
Jepun	-4.482*(12)	-4.716*(12)	-16.442*(1)	-16.619*(1)
Hong Kong	-3.965*(13)	-4.046*(13)	-15.619*(1)	-15.614*(1)
Malaysia	-3.942*(14)	-4.068*(14)	-16.304*(1)	-16.328*(1)
Thailand	-3.638*(14)	-3.683*(14)	-16.623*(1)	-16.649*(1)
Korea Selatan	-3.734*(16)	-3.760*(16)	-18.134*(1)	-18.181*(1)
Taiwan	-5.106*(7)	-5.247*(7)	-15.137*(1)	-15.356*(1)

Nota: Penambahan Dickey-Fuller (ADF) t_{μ} tanpa tren; t_{τ} bertren, Phillips-Peron $Z(t_{\alpha\mu})$ tanpa tren; $Z(t_{\alpha\tau})$ bertren. Nilai genting pada aras 5% ialah -2.86 bagi regresi tanpa tren dan -3.41 bagi regresi bertren. Angka dalam kurungan ialah lat optima menggunakan kriteria maklumat Akaike (AIC); Tanda satu (*) bintang menunjukkan signifikan pada aras 5%.

dilaksanakan sepenuhnya manakala Hong Kong mula memainkan peranan penting selepas dasar liberalisasi. Ini mungkin disebabkan peranan Jepun yang kian besar dalam membangunkan negara-negara ASIA di rantau ini.

Jadual 4
Ujian Kopengamiran Berbilang Pemboleh Ubah Johansen-Juselius
Pra-Liberalisasi [1980:01 hingga 1991:52]

Hipotesis		Ujian Statistik	
H_0 :	H_1 :	λ -Max	Trace
A: Vektor mengandungi JEPUN: [JP, SK, TW, KL, TH]			
$r = 0$	$r > 0$	57.96**	109.70**
$r \leq 1$	$r > 1$	28.02*	51.73*
$r \leq 2$	$r > 2$	14.25	23.14
$r \leq 3$	$r > 3$	5.84	9.24
$r \leq 4$	$r = 5$	3.62	3.62
B: Vektor mengandungi HONG KONG: [HK, SK, TW, KL, TH]			
$r = 0$	$r > 0$	27.99	63.52
$r \leq 1$	$r > 1$	20.78	35.53
$r \leq 2$	$r > 2$	9.90	14.75
$r \leq 3$	$r > 3$	4.53	4.84
$r \leq 4$	$r = 5$	0.31	0.31

Nota: Lat optima model VAR ditentukan menggunakan Ralat Penelahan Akhir (FPE). Nilai genting diambil daripada Osterwald and Lenum (1992). ** dan * menunjukkan penolakan nilai genting pada 1% dan 5% nilai keertian.

Model Vektor Pembetulan-Ralat (VECM)

Penganggaran selanjutnya melibatkan ujian penyebab-Granger. Ujian ini dijalankan dalam suasana VECM kerana ianya melibatkan sistem VAR bezaan pertama dengan pemboleh ubah yang bersepadu kecuali bagi model Hong Kong sebelum liberalisasi yang dianggarkan dengan kaedah ujian penyebab-Granger biasa. Jumlah lat saksama ditentukan dengan menggunakan kriteria penelahan ralat akhir (FPE).

Jadual 6 panel A menerangkan keputusan penganggaran bagi model Jepun sebelum liberalisasi. Daripada Jadual 6 didapati pertama, ada dua vektor kopengamiran dalam model VAR yang menunjukkan wujudnya dua terma pembetulan ralat (ECTs) dalam sistem persamaan

Jadual 5
 Ujian Kopingamiran Berbilang Pemboleh Ubah Johansen-Juselius
 Pra-Liberalisasi [1992:01 hingga 1997:02]

Hipotesis		Ujian Statistik	
H ₀ :	H ₁ :	λ -Max	Trace
A: Vektor mengandungi JEPUN: [JP, SK, TW, KL, TH]			
r = 0	r > 0	39.58**	81.83**
r ≤ 1	r > 1	23.91	42.26
r ≤ 2	r > 2	12.14	18.34
r ≤ 3	r > 3	5.83	6.20
r ≤ 4	r = 5	0.36	0.36
B: Vektor mengandungi HONG KONG: [HK, SK, TW, KL, TH]			
r = 0	r > 0	42.82**	103.8**
r ≤ 1	r > 1	35.64**	60.98**
r ≤ 2	r > 2	19.18	25.34
r ≤ 3	r > 3	5.84	6.16
r ≤ 4	r = 5	0.31	0.31

Nota: Lat optima model VAR ditentukan menggunakan Ralat Penelahan Akhir (FPE). Nilai genting diambil daripada Osterwald and Lenum (1992). ** dan * menunjukkan penolakan nilai genting pada 1% dan 5% nilai keertian.

ini. Terma pembedulan-ralat mencadangkan bahawa beban pembedulan endogen jangka pendek bagi memulihkan sistem persamaan ke tahap keseimbangan jangka panjang ditanggung oleh pasaran Jepun, Korea, Malaysia dan Thailand. Kedua, semua pemboleh ubah adalah endogen, yakni sekurang-kurangnya salah satu daripada ECT atau saluran jangka pendek ujian penyebab-Granger adalah signifikan. Ketiga, wujudnya kesan penyebab satu-arah jangka pendek dari JP ke SK, KL ke TH dan TH ke TW.

Perbezaan yang berlaku selepas dasar liberalisasi boleh dirumus seperti berikut (Jadual 6 panel B). Pertamanya, beban pembedulan jangka pendek endogen kini ditanggung hanya oleh Jepun, Korea dan Taiwan. Pasaran Malaysia dan Thailand tidak lagi signifikan. Keduanya, kesan penyebab jangka pendek satu arah hanya wujud di antara TW ke TH, manakala kesan penyebab dua arah wujud di antara KL dan TW. Walau bagaimanapun kesemua pemboleh ubah dalam sistem masih lagi endogen yakni salah satu daripada ECT atau saluran ujian penyebab jangka pendek masih lagi signifikan.

Jadual 6
 Ujian Penyebab Dalam Model Vektor Pembetulan-Ralat (VECM):
 Pra- dan Pasca-Liberalisasi
 [JEPUN KOREA TAIWAN THAILAND MALAYSIA]

	ΔJP	ΔSK	ΔTW	ΔTH	ΔKL	$ECT_{[e1,t-1]}$	$ECT_{[e2,t-1]}$
Pemboleh ubah	A. Pra-Liberalisasi						
Bersandar	Statistik-F						Statistik-t
ΔJP	-	-1.060	0.783	0.089	-0.111	-2.680**	3.421**
ΔSK	-3.040**	-	-0.284	0.452	-0.463	5.577**	-4.832**
ΔTW	-0.796	0.549	-	2.112*	0.395	1.794	-1.143
ΔTH	0.354	-0.052	-0.695	-	-2.482**	3.983**	-3.345**
ΔKL	-0.224	0.344	-0.379	0.819	-	2.311*	-1.896
	B. Pasca-Liberalisasi						
ΔJP	-	0.772	-0.573	-0.114	-0.826	-2.204*	-
ΔSK	0.133	-	-0.027	-0.713	0.041	-4.618**	-
ΔTW	-0.556	1.208	-	-0.465	2.235*	-2.502**	-
ΔTH	0.485	1.186	2.981**	-	0.829	0.829	-
ΔKL	0.529	-1.639	1.968*	1.726	-	-0.201	-

NOTA: Semua pemboleh ubah dalam pembeza pertama (diwakili oleh Δ). Penganggaran VECM ditentukan menggunakan kriteria Akaike's FPE. JP ialah Jepun, KL ialah Malaysia, TH ialah Thailand, SK ialah South Korea and TW ialah Taiwan. **, dan * menunjukkan signifikan pada aras 1% dan 5%.

Ujian penyebab-Granger bagi model Hong Kong sebelum liberalisasi pula dianggar menggunakan kaedah VAR biasa. Ini kerana tiada vektor kopengamiran dalam model VAR yang menandakan tidak wujudnya ECT. Jadual 7 panel A menerangkan bahawa sebelum liberalisasi Hong Kong dan Taiwan adalah eksogen kerana tiada kesan penyebab jangka pendek yang signifikan. Walau bagaimanapun wujud kesan penyebab satu-arah jangka pendek dari HK ke KL, SK ke KL dan TH ke SK. Manakala kesan penyebab dua arah wujud di antara KL dan TH. Selepas dasar liberalisasi perubahan yang ketara telah berlaku. Terdapat dua vektor kopengamiran yang menunjukkan adanya dua ECT dalam sistem persamaan. Dengan itu ujian penyebab-Granger dijalankan menggunakan model vector pembetulan-ralat. Jadual 7 panel B menunjukkan selepas liberalisasi sebagai tambahan kepada Malaysia, Thailand dan Korea, Hong Kong dan Taiwan telah menjadi endogen kepada sistem. Sekurang-kurangnya salah satu daripada ECT atau saluran penyebab jangka pendek adalah signifikan. Kesan penyebab satu-arah jangka pendek pula wujud dari KL ke TW dan TW ke TH. ECT di tiga negara didapati signifikan, iaitu beban pembetulan jangka

pendek endogen kini ditanggung oleh tiga negara tersebut (Hong Kong, Korea dan Malaysia).

Jadual 7
Ujian Penyebab Dalam Model Vektor Pembetulan-Ralat (VECM):
Pra- dan Pasca-Liberalisasi
[Hong Kong Korea Taiwan Thailand Malaysia]

	ΔHK	ΔSK	ΔTW	ΔTH	ΔKL	$ECT_{[c1,t-1]}$	$ECT_{[c2,t-1]}$
Pemboleh ubah	A. Pra-Liberalisasi						
Bersandar	Statistik-F			Statistik-t			
ΔHK	-	0.879	0.875	0.948	0.667	-	-
ΔSK	0.417	-	0.523	0.035*	0.079	-	-
ΔTW	0.466	0.329	-	0.152	0.376	-	-
ΔTH	0.180	0.205	0.654	-	0.001**	-	-
ΔKL	0.001**	0.035*	0.761	0.003**	-	-	-
	B. Pasca-Liberalisasi						
ΔHK	-	-1.606	-0.805	1.490	-0.479	-0.901	3.296**
ΔSK	-0.282	-	0.116	-0.469	-0.927	-1.180	-4.220**
ΔTW	1.638	1.232	-	-0.291	2.318*	-0.394	-1.540
ΔTH	1.563	1.232	3.000**	-	0.882	0.379	1.046
ΔKL	-1.705	-0.167	1.434	1.078	-	5.951**	-0.150

NOTA: Semua pemboleh ubah dalam pembeza pertama (diwakili oleh Δ). Penganggaran VECM ditentukan menggunakan kriteria Akaike's FPE. HK ialah Hong Kong, KL ialah Malaysia, TH ialah Thailand, SK ialah South Korea and TW ialah Taiwan. **, dan * menunjukkan signifikan pada aras 1% dan 5%.

VECM melalui beban pembetulan jangka pendek dan saluran penyebab-Granger menyajikan kepada penganalisa pasaran maklumat yang amat berharga bagi memahami tabiat pasaran di rantau ASIA kian muncul sebelum dan selepas liberalisasi. Jepun mempunyai perhubungan yang rapat dengan ASIA sekalipun pada tahap pasaran ekuiti tertutup. Manakala selepas dasar liberalisasi kewangan Hong Kong mula memainkan peranan yang lebih aktif dan menjadi endogen kepada sistem.

Penguraian Varians (VDCs)

Keputusan penganggaran VECM hanya mampu menunjukkan darjah keendogenan (eksogen) bagi satu-satu pemboleh ubah dalam sistem dan juga arah saluran penyebab-Granger dalam lingkungan masa sampel. Walau bagaimanapun VECM gagal menunjukkan hubungan dinamik dalam sistem persamaan luar dari ruang sample. Oleh itu

analisa hubungan dinamik pasca-sampel dijalankan menggunakan kaedah penguraian varians (VDCs) dan fungsi tindak balas (IRFs).

Penguraian varians (VDC) bagi peramalan dalam tempoh masa 24 minggu dibentangkan dalam Jadual 8 hingga 11. Menurut Kamas dan Joyce (1993) keputusan penganggaran VDC sensitif kepada susunan pemboleh ubah. Oleh itu, susunan dipilih berdasarkan urutan bermulanya operasi pasaran setiap hari mengikut masa antarabangsa iaitu bermula dengan Korea, Taiwan, Malaysia dan Thailand (rujuk *The Time Atlas of the World*, 1989). Hal ini kerana penyebaran maklumat dihipotesiskan mengikut urutan masa antarabangsa.

Dalam model Jepun sebelum liberalisasi (Jadual 8) didapati bahawa keputusannya adalah konsisten dengan VECM yang mana semua pemboleh ubah adalah endogen dengan Thailand, dan Taiwan menjadi pemboleh ubah paling endogen. Kira-kira 62% varians di Thailand dan Taiwan dipengaruhi oleh kejutan dari pemboleh ubah yang lain. Kemudian diikuti pula oleh Malaysia, Korea dan Jepun yang mana kira-kira 36%, 26%, dan 9% varians di negara-negara tersebut dipengaruhi oleh perubahan dari negara-negara lain.

Penemuan selepas liberalisasi juga (Jadual 9) didapati konsisten dengan keputusan VECM. Keputusan VDC mengekalkan darjah keendogenan negara-negara ASIA dan Jepun. Walau bagaimanapun, kepentingan sesebuah negara dalam mempengaruhi varianss negara yang lain menurun dengan jelasnya. Pengurangan tersebut ialah kira-kira 5% bagi Jepun, 8% bagi Thailand, 10% bagi Korea, 14% bagi Malaysia, dan 47% bagi Taiwan. Berkurangnya pengaruh Jepun dalam mempengaruhi varianss di negara-negara ASIA menunjukkan berkurangnya kebergantungan negara-negara ASIA kepada ekonomi Jepun.

Apabila Hong Kong menggantikan Jepun dalam analisa, didapati bahawa sebelum liberalisasi (Jadual 10) Hong Kong dan Taiwan adalah pemboleh ubah eksogen dengan kira-kira lebih 91% varians di kedua-dua negara tersebut dipengaruhi oleh perubahan dari negara itu sendiri. Manakala tiga negara lain iaitu Korea, Thailand dan Malaysia adalah endogen dengan varians mereka dipengaruhi oleh perubahan dari negara lain kira-kira 15%. Keputusan selepas liberalisasi pula (Jadual 11) konsisten dengan keputusan lalu yang mana kesemua pemboleh ubah telah menjadi endogen. Varians di kelima-lima negara ini dengan jelas amat dipengaruhi oleh perubahan dari negara lain. Pertambahan

Jadual 8
Penguraian Varians bagi Model Jepun (Pra-Liberalisasi)

Peratusan bagi Peramalan Varians diterangkan oleh Perubahan di:

	ΔJP	ΔSK	ΔTW	ΔKL	ΔTH
A: Kesan Mingguan di ΔJP					
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	92.67	0.24	1.13	4.03	1.92
8	91.71	0.24	1.24	4.46	2.35
12	91.25	0.24	1.29	4.70	2.51
24	90.73	0.25	1.35	4.99	2.68
B: Kesan Mingguan di ΔSK					
1	0.60	99.40	0.00	0.00	0.00
4	1.15	84.96	4.21	0.38	9.30
8	0.90	81.13	6.14	0.28	11.56
12	0.48	77.41	8.09	0.19	13.83
C: Kesan Mingguan di ΔTW					
1	0.00	3.65	96.34	0.00	0.00
4	1.05	18.56	64.18	14.44	1.77
8	1.76	25.46	50.21	20.83	1.75
12	2.00	28.34	44.24	23.67	1.76
D: Kesan Mingguan di ΔKL					
1	4.65	1.40	0.47	93.48	0.00
4	10.06	1.33	5.30	78.22	5.90
8	13.00	1.13	8.32	70.67	6.88
12	14.20	1.04	9.55	67.46	7.74
24	15.61	0.93	11.02	63.66	8.77
E: Kesan Mingguan di ΔTH					
1	0.89	1.24	0.24	38.06	59.57
4	1.60	3.65	4.39	44.07	46.29
8	1.04	4.24	6.84	45.88	42.00
12	0.76	4.54	7.83	46.86	40.02
24	0.42	4.90	9.00	48.04	37.63

Susunan: JP SK TW KL TH

Nota: Kolum pertama menunjukkan masa dalam minggu. JP ialah Jepun, KL ialah Malaysia, TH ialah Thailand, SK ialah Korea and TW ialah Taiwan.

Jadual 9
Penguraian Varians bagi Model Jepun (Pasca-Liberalisasi)

Peratus bagi Peramalan Varians diterangkan oleh Perubahan di:

	ΔJP	ΔSK	ΔTW	ΔKL	ΔTH
A: Kesan Mingguan di: ΔJP					
1	100	0	0	0	0
4	98.38	0.33	0.23	0.61	0.24
8	97.46	0.58	0.54	0.89	0.52
12	96.07	0.81	0.99	1.22	0.91
24	95.51	1.04	1.04	1.4	1.01
B: Kesan Mingguan di: ΔSK					
1	0.21	99.79	0.00	0.00	0.00
4	0.19	91.10	2.82	2.10	3.79
8	0.16	89.10	3.25	2.64	4.56
12	0.14	88.21	3.87	2.90	4.88
24	0.13	87.18	4.27	3.20	5.23
C: Kesan Mingguan di: ΔTW					
1	0.64	0.01	99.35	0.00	0.00
4	0.48	2.01	88.33	4.51	4.67
8	0.43	2.13	86.42	5.22	5.80
12	0.41	2.21	85.52	5.58	6.29
24	0.38	2.29	84.48	6.00	6.84
D: Kesan Mingguan di: ΔKL					
1	0.21	0.00	1.09	98.70	0.00
4	0.10	1.25	8.44	83.36	6.86
8	0.06	1.38	10.04	80.43	8.09
12	0.05	1.43	10.70	79.22	8.60
24	0.03	1.49	11.41	77.90	9.16
E: Kesan Mingguan di: ΔTH					
1	0.87	0.68	0.62	31.31	66.51
4	1.10	4.38	2.49	38.98	53.04
8	1.19	5.14	2.49	42.03	49.15
12	1.22	5.45	2.45	43.24	47.63
24	1.26	5.80	2.40	44.56	45.98

Susunan: JP SK TW KL TH

Nota: Kolum pertama menunjukkan masa dalam minggu. JP ialah Jepun, KL ialah Malaysia, TH ialah Thailand, SK ialah Korea and TW ialah Taiwan.

Jadual 10
Penguraian Varians bagi Model Hong Kong (Pra-Liberalisasi)

Peratus bagi Peramalan Varians diterangkan oleh Perubahan di:

	ΔJP	ΔSK	ΔTW	ΔKL	ΔTH
A: Kesan Mingguan di: ΔHK					
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	97.84	0.63	0.53	0.86	0.13
8	97.78	0.63	0.55	0.87	0.17
12	97.78	0.63	0.55	0.87	0.17
24	97.78	0.63	0.55	0.87	0.17
B: Kesan Mingguan di: ΔSK					
1	0.29	9.71	0	0	0
4	0.31	88.66	2.1	1.94	6.99
8	0.4	85.24	2.94	2.19	9.11
12	0.4	85.24	2.94	2.19	9.22
24	0.4	85.24	2.94	2.19	9.22
C: Kesan Mingguan di: ΔTW					
1	0.62	0.62	98.76	0.00	0.00
4	1.32	2.36	91.45	3.23	1.64
8	1.33	2.37	91.39	3.25	1.67
12	1.33	2.37	91.39	3.25	1.67
24	1.33	2.37	91.39	3.25	1.67
D: Kesan Mingguan di: ΔKL					
1	0.19	0.1	0.2	99.51	0
4	2.99	0.81	0.55	88.66	6.98
8	2.99	0.81	0.55	85.24	10.4
12	2.99	0.81	0.55	85.24	10.4
24	2.99	0.81	0.55	85.24	10.4
D: Kesan Mingguan di: ΔTH					
1	0.05	1.03	0.02	10.40	88.49
4	0.70	2.38	2.17	9.95	84.79
8	0.70	2.38	2.19	9.95	84.78
12	0.70	2.38	2.19	9.95	84.78
24	0.70	2.38	2.19	9.95	84.78

Susunan: HK SK TW KL TH

Nota: Kolum pertama menunjukkan masa dalam minggu. JP ialah Jepun, KL ialah Malaysia, TH ialah Thailand, SK ialah Korea and TW ialah Taiwan.

Jadual 11
Penguraian Varians bagi Model Hong Kong (Pasca Liberalisasi)

Peratus bagi Peramalan Varians diterangkan oleh Perubahan di:

	$\Delta J P$	$\Delta S K$	$\Delta T W$	$\Delta K L$	$\Delta T H$
A: Kesan Mingguan di: $\Delta H K$					
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	81.03	1.73	9.44	3.59	4.20
8	72.55	1.86	14.08	5.33	6.19
12	68.81	1.93	16.10	6.08	7.07
24	64.37	2.03	18.50	6.98	8.12
B: Kesan Mingguan di: $\Delta S K$					
1	2.16	97.84	0.00	0.00	0.00
4	5.32	85.55	0.94	1.21	6.99
8	6.98	81.62	0.95	1.34	9.11
12	7.60	80.00	0.98	1.43	9.99
24	8.31	78.16	1.02	1.52	10.99
C: Kesan Mingguan di: $\Delta T W$					
1	1.17	0.41	98.42	0.00	0.00
4	7.38	1.02	80.27	10.65	0.68
8	10.64	0.77	76.65	14.17	0.77
12	12.04	0.65	70.64	15.88	0.80
24	13.71	0.51	66.98	17.96	0.84
D: Kesan Mingguan di: $\Delta K L$					
1	0.90	0.23	2.53	96.35	0.00
4	3.83	0.39	16.83	76.28	2.68
8	4.81	0.31	20.54	71.28	3.06
12	5.20	0.28	22.02	69.29	3.21
24	5.62	0.25	23.63	67.12	3.30
D: Kesan Mingguan di: $\Delta T H$					
1	3.78	2.80	0.00	27.37	66.05
4	12.20	11.24	1.51	31.29	43.76
8	15.80	13.58	1.15	32.74	36.72
12	17.12	14.56	0.99	33.45	33.87
24	18.59	15.65	0.83	34.24	30.69

Susunan: HK SK TW KL TH

Nota: Kolum pertama menunjukkan masa dalam minggu. HK ialah Hong Kong, KL ialah Malaysia, TH ialah Thailand, SK ialah Korea and TW ialah Taiwan.

itu ialah kira-kira 33%, 20%, 24%, 27% dan 54% mengikut susunan negara.

Pada umumnya, penemuan daripada analisa VDC adalah konsisten dengan VECM dan ujian kopingamiran berbilang pemboleh ubah dalam perkara-perkara berikut. Pertamanya, kesemua pemboleh ubah telah menjadi endogen kepada sistem pasaran rantau ASIA. Keduanya, walaupun di kedua-dua sampel Jepun terkamir dengan negara yang lain tetapi darjah kebergantungan rantau ASIA dengan Jepun semakin berkurangan selepas liberalisasi. Hal ini diterangkan oleh pengaruh perubahan baru yang bermula di Jepun semakin berkurangan dalam menerangkan varianss di negara ASIA yang lain. Ketiganya, kesan perubahan struktur diperoleh pada model Hong Kong yang kesemua pemboleh ubah telah menjadi endogen dan bertambahnya interaksi antara pemboleh ubah. Pengaruh Hong Kong semakin meningkat dalam menerangkan pergerakan pasaran saham di rantau ASIA.

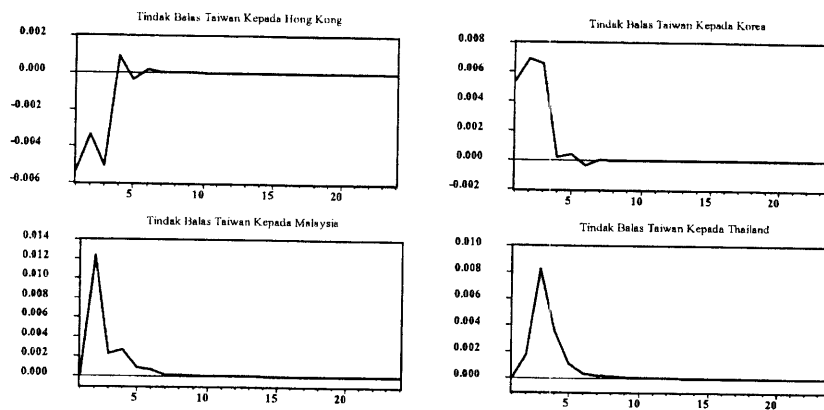
Fungsi Tindak Balas (IRFs)

Fungsi tindak balas (IRF) dibentangkan dalam Rajah 3 hingga 6, menunjukkan tindak balas pemboleh ubah eksogen (Hong Kong dan Taiwan) dalam masa 24 minggu kepada perubahan di setiap siri masa. Daripada Rajah 3 dan 5 didapati bahawa sebelum liberalisasi, perubahan di semua pemboleh ubah merangsang tindak balas serta merta tetapi bersifat sementara. Kejutan daripada perubahan meliar untuk jangka pendek, kira-kira 7 hingga 9 minggu, selepas itu tindak balas telah kembali stabil. Walau bagaimanapun sifat tindak balas ini berubah dengan jelas selepas dasar liberalisasi. Perubahan merangsang tindak balas serta merta dan ianya bersifat kekal sehingga 24 minggu (Jadual 4 dan 6). Umumnya, IRFs menunjukkan bahawa dasar liberalisasi menjadikan rantau ASIA lebih peka kepada perubahan tidak dijangka dan tindak balas ini bersifat kekal jika dibandingkan dengan sebelum liberalisasi.

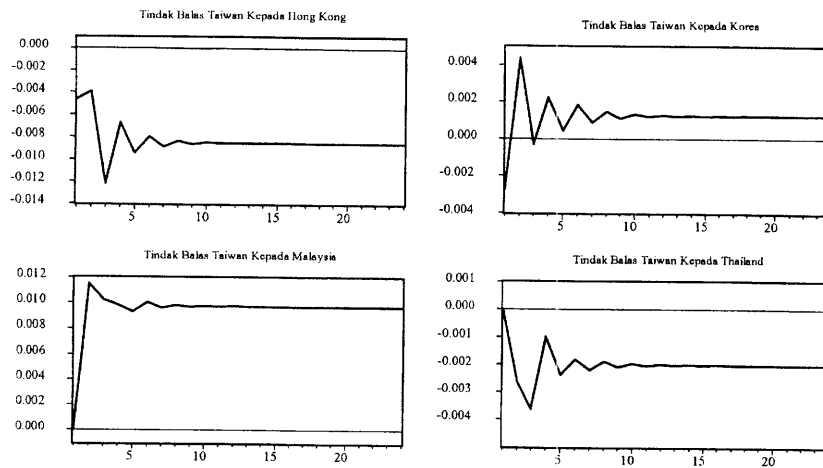
KESIMPULAN DAN IMPLIKASI DASAR

Hasil kajian ini mencadangkan dasar liberalisasi kewangan mempengaruhi hubungkait dinamik antara pasaran saham di negara-

Rajah 3
Tindak Balas Taiwan Daripada Perubahan Satu Sisihan Piawai
di Hong Kong, Korea, Malaysia dan Thailand Sebelum Liberalisasi

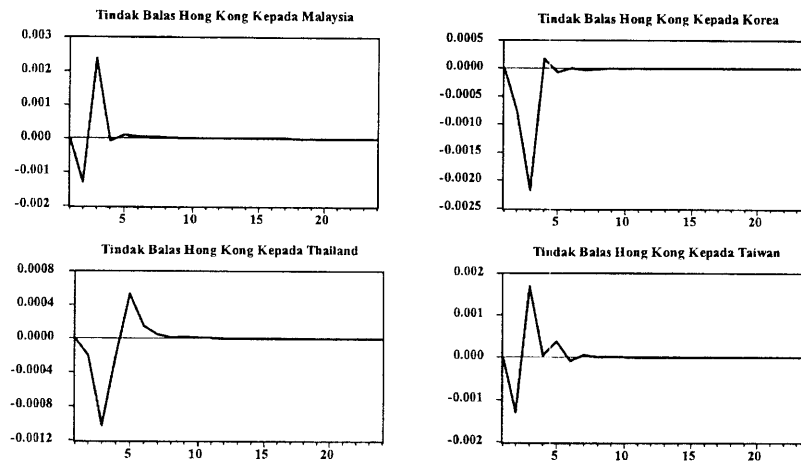


Rajah 4
Tindak Balas Taiwan Daripada Perubahan Satu Sisihan Piawai
di Hong Kong, Korea, Malaysia dan Thailand Selepas Liberalisasi



Rajah 5

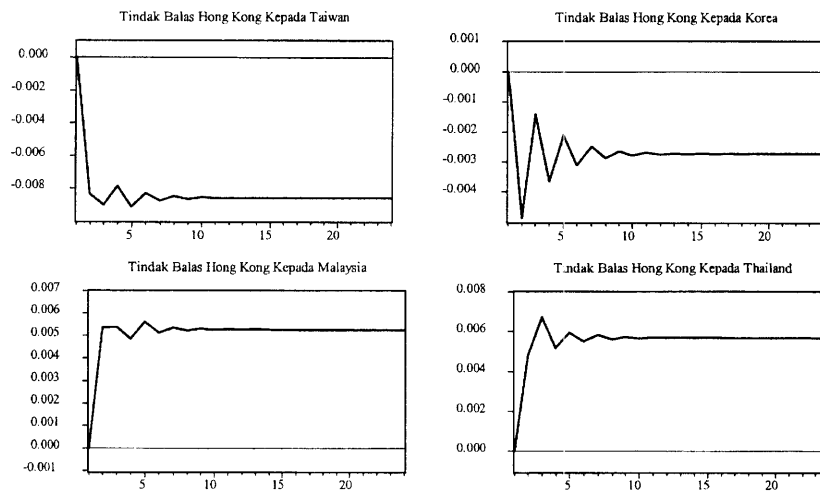
Tindak Balas Taiwan Daripada Perubahan Satu Sisihan Piawai di Hong Kong, Korea, Malaysia dan Thailand Selepas Liberalisasi



Nota: Paksi X ialah masa dalam minggu dan paksi Y ialah sisihan piawai.

Rajah 6

Tindak Balas Taiwan Daripada Perubahan Satu Sisihan Piawai di Hong Kong, Korea, Malaysia dan Thailand Selepas Liberalisasi



Nota: Paksi X ialah masa dalam minggu dan paksi Y ialah sisihan piawai

negara ASIA kian muncul. Hasil keputusan kajian ini adalah konsisten dengan hipotesis yang mengatakan reformasi kewangan mempengaruhi pergerakan pasaran ekuiti dunia (Choudhry, 1997; Murray, 1997). Pasaran ekuiti di rantau ASIA didapati mempunyai hubungkait yang bersepadu berikutan dengan pembukaan pasaran kewangan kepada pelaburan asing. Hal ini bertepatan dengan jangkaan penganalisa pasaran modal dunia bahawa hubungankait antara pasaran ekuiti dunia akan bertambah erat dalam tahun 90-an jika dibandingkan pada dekad sebelumnya. Ia juga secara tidak langsung menggambarkan peluang mempelbagaikan portfolio jangka panjang tidak begitu banyak jika dibandingkan dengan sebelum masa liberalisasi. Ini kerana adanya kopengamiran antara pasaran menunjukkan adanya kuasa pasar seperti aktiviti abitrage yang menjadikan pasaran ekuiti dunia mencapai keseimbangan jangka panjang. Masih dan Masih (1997a) walau bagaimanapun tidak menyangkal bahawa dengan wujudnya kopengamiran antara pasaran dunia, pelabur-pelabur masih mampu mengaut keuntungan jangka pendek dengan mempelbagaikan portfolio. Ini kerana jika beberapa siri masa mempunyai hubungan kopengamiran, siri masa itu sebenarnya akan bergerak rambang dalam jangka pendek, walaupun ianya akan menuju kepada keseimbangan dalam jangka masa panjang. Oleh itu pelabur-pelabur sebenarnya masih berpeluang mendapat faedah melalui mempelbagaikan portfolio jangka pendek daripada pelaburan antarabangsa sekalipun wujudnya kointegrasi antara pasaran dunia.

Fakta mengatakan negara-negara ASIA kian muncul masih lagi tertutup dalam tahun 80-an mungkin menerangkan keadaan sebenar mengapa rantau ini mampu mengawal pasaran tempatan daripada gangguan luar yang berpanjangan. Fungsi tindak balas menerangkan bagaimana negara di rantau ASIA sebelum liberalisasi hanya bertindak balas dalam tempoh awal kejutan dan tindak balas ini hanya bersifat sementara. Berlainan pula dengan selepas dasar liberalisasi, walaupun ia bertindak balas dengan serta merta tetapi tindak balas ini berpanjangan. Oleh itu di samping dasar liberalisasi penuh, kekangan relatif dalam bidang-bidang tertentu adalah penting untuk mengawal pasaran modal tempatan daripada terus diungguli oleh reka baru dari luar.

Daripada ujian empirik didapati bahawa faktor Jepun dalam mempengaruhi pergerakan pasaran ekuiti rantau ASIA dapat dilakarkan semenjak tahun 80-an. Sebagai pasar ekuiti terbesar di ASIA, pergerakan harga di pasaran ekuiti Jepun meninggalkan kesan penting

kepada pasar ekuiti yang lebih kecil di ASIA. Walau bagaimanapun, penemuan tiga tren stokastik bersama pada peringkat awal jika dibandingkan dengan empat tren stokastik bersama kemudiannya menunjukkan bahawa dengan peredaran masa pergantungan rantau ASIA terhadap Jepun semakin berkurangan. Keputusan empirik juga menunjukkan pengaruh Hong Kong ke atas pasaran-pasaran di rantau ini semakin meningkat. Ini juga bertepatan dengan keputusan empirik terkini seperti dilaporkan oleh Masih dan Masih (1997a).

Keputusan daripada VECM juga mencadangkan pasaran Jepun dan Hong Kong bertindak sebagai pengaruh utama dalam menerangkan pergerakan keempat-empat pasaran ekuiti yang lain dengan ianya sendiri tidak dipengaruhi oleh keempat-empat negara kian muncul. Ini merupakan satu penemuan yang penting kerana kedua-dua pasar ekuiti ini adalah pasar ekuiti terbesar di rantau ASIA dan yang paling efisien. Ini bertepatan dengan penemuan lalu seperti Eun dan Shim (1989) yang menunjukkan bahawa pergerakan indeks ekuiti di negara yang maju boleh dijadikan indikator terhadap keupayaan pasaran negara kian muncul. Akhir sekali, perbandingan secara langsung keputusan kami dengan kajian terdahulu bukanlah senang sebab perbezaan data dan pendekatan kaedah ekonometrik. Walau bagaimanapun, kajian ini secara umum adalah konsisten dengan kajian terkini seperti Masih dan Masih (1996, 1999, 2001, 2002), Cha and Oh (2000) dan Habibullah et al. (2000).

NOTA AKHIR

1. Definisi Financial International Corporation (FIC).
2. Indeks Nikkie digunakan bagi mewakili Jepun, Indeks Hang Seng bagi Hong Kong, Indeks Komposit Bursa Saham Kuala Lumpur bagi Malaysia, Indeks Komposit Bursa Saham Korea bagi Korea, Indeks Bursa Saham Taiwan (TSE) bagi Taiwan dan Indeks SET Bursa Saham Thailand bagi Thailand.
3. Untuk mendapatkan rajah tersebut, pembaca boleh hubungi penulis.
4. Analisa ini bertepatan dengan Roc. C (1995).

BIBLIOGRAFI

- Akaike, H. (1977). On entropy maximisation principle. In P. R. Krishnaiah (ed.), *Application of Statistics*. North-Holland, Amsterdam.
- Ariff, M. (1996). Effects of financial liberalisation on four Southeast Asian financial markets 1973-94. *ASEAN Economic Bulletin*, 12, 325-338.
- Brown, R., Durbin, J. & Evans, J. (1975). Techniques for testing the constancy regression relationships over time. *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 37, 149-224.
- Bloomberg Financial Market and Commodities News*. Pelbagai isu.
- Campbell, J. Y. & Perron, P. (1991). Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In Oliver J. Blanchard & Stanley Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 1991* (144-201). USA:MIT Press.
- Cao, K. (1995). East Asia's capital market reform within the global political economic framework. In K. Coa (ed.), *The Changing Capital Market of East Asia* (16-62). Routledge, London.
- Cha, B. & Oh, S. (2000). The relationship between developed equity markets and the Pacific basin emerging markets. *International Review of Economics and Finance*, 9, 299-322.
- Cheung, C. S. & Lee, J. (1993). Integration vs segmentation in the Korean stock market. *Journal of Business Finance and Accounting*, 20, 267-273.
- Cheung, Y. L., & Mak, S. C. (1992). The international transmission of stock market fluctuation between the developed markets and the Asian-Pacific markets. *Applied Financial Economics*, 2, 43-47.
- Chotigeat, T., & Lee, S. M. (1993). Financial liberalisation, the weekend effect, and common stock returns in the Thailand stock market. *Pertanika Journal of Social Science and Humanities*, 1, 143-151.
- Choudhry, T. (1997). Stochastic trend in stock prices: evidence from Latin American markets. *Journal of Macroeconomics*, 19, 285-304.
- Choudhury, A. (1994). Stock market interdependencies: evidence from the ASIAN NIEs. *Journal of Macroeconomics*, 16, 629-51.
- DeFusco, R.A., Geppert, J. M. & Tsetsekos, G. P. (1996). Long-run diversification potential in emerging markets. *The Financial Review*, 31, 343-363.
- Dickey, D.A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D.A & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.

- Dickey, D. & Pantula, S. (1987). Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, 455-461.
- Dwyer, G. P. Jr. & Wallace, M. S. (1992). Cointegration and market efficiency. *Journal of International Money and Finance*, 11, 318-327.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (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, 241-256.
- Fuller, W.A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley and Son.
- Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, 60, 203-233.
- 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.
- Gultekin, M. N., Gultekin, N. B. & Penati, A. (1989). Capital controls and international capital market segmentation: the evidence from the Japanese and American stock markets. *The Journal of Finance*, XLIV, 849-869.
- Habibullah, M. S. Baharumshah A.Z. & Azali, M. (2000). Is there scope for portfolio diversification in ASEAN equity market?, *International Review of Economics and Business*, XLVII, 619-624.
- Hamori, S. & Imamura, Y. (2000). International transmission of stock prices among G7 countries: LA-VAR approach. *Economic Letters*, 7, 613-618.
- Hung, B. W-S, & Cheung, Y. L. (1995). Interdependence of Asian emerging equity markets. *Journal of Business Finance and Accounting*, 22, 281-288.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration- with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- 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.

- Kohers, T. & Kohers, G. (1995). Recent developments in European stock market linkages. *The Mid-Atlantic Journal of Business*, 31, 233-246.
- Lee, B. S. & Jeon, B. N. (1995). Common stochastic trends and predictability of international stock prices. *Journal of The Japanese and International Economies*, 9, 245-277.
- 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.
- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 6, 77-91.
- 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, 859-885.
- Masih, A. M. M. & Masih, R. (1999). Are Asian stock market fluctuations due mainly to intra-regional contagion effects? Evidence based on Asian emerging stock markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 7, 251-282.
- Masih R. & Masih A. M.M. (2001). Long and short term dynamic causal transmission amongst international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 20, 563-587.
- Masih A. M. M. & Masih R. (2002). Propagative causal price transmission among international stock markets: evidence from the pre- and postglobalization period. *Global Finance Journal*, 13, 63-91.
- Murray, L. (1997). Causal relationships between regional and major markets: the case of Dublin and London. Centre for the Study of Financial Markets, University College Dublin, Working Paper, B/F No. 97-6.
- 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 Statistics*, 54, 461-471.
- Phillips, P.C.B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-46.
- Ree, G. S. (1992). *Securities Market and Systematic Risks in Dynamic Asian Economies*, OECD, Paris.

- Roc. C. (1995). Emerging Asian equity markets development: a historical perspective, in Cao. *The Changing Capital Markets of East Asia*. London, Routledge.
- Said, S.E & Dickey, D.A.(1984). Testing for unit root in autoregressive-moving average of unknown order. *Biometrika*,71, 599-607.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48, 1-48.
- Smith, K. L., Brocato, J. & Rogers, J. E. (1995). An analysis of world capital market return/risk ratios: a test of global financial integration during the 1980-1991 Period. *Managerial Finance*, 21, 13-29.
- Stanley, M. T. (1995). *The Irwin Guide to Investing in Emerging Markets*. London: Irwin Publication.
- The Times Atlas of the World: A Comprehensive Edition*, (1989). London: Times Books.