

Hubungan Jangka Panjang dan Interaksi Dinamik antara Pasaran Saham dengan Aktiviti Ekonomi di Malaysia

(Long-Term Relationships and Dynamic Interactions between Stock Markets and Economic Activities in Malaysia)

Mori Kogid

Abu Hassan Shaari Mohd Nor

Tamat Sarmidi

(Fakulti Ekonomi dan Pengurusan, Universiti Kebangsaan Malaysia)

Nanthakumar Loganathan

(Fakulti Pengurusan dan Ekonomi, Universiti Malaysia Terengganu)

ABSTRAK

Kajian ini menguji hubungan kointegrasi jangka panjang dan interaksi dinamik hubungan jangka pendek antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi di Malaysia. Dengan menggunakan data bulanan bermula Januari 1990 hingga November 2011, hasil ujian empirikal menunjukkan adanya potensi hubungan kointegrasi antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi. Dalam kajian ini, prosedur pengujian kointegrasi ditambah baik dengan mengambil kira beberapa ciri penting seperti perubahan struktur, kesan asimetrik dan proses tak linear di samping penggunaan pelbagai teknik pengujian yang lebih baik dan berkuasa tinggi seperti pendekatan Gregory-Hansen, Johansen-Mosconi-Nielsen, Bierens, Pesaran-Shin-Smith dan Enders-Siklos dalam mengatasi kelemahan yang terdapat dalam teknik-teknik pengujian kointegrasi secara tradisional. Hasil ujian berdasarkan pendekatan Toda-Yamamoto dan ARDL-ECM juga menunjukkan wujud hubungan penyebab Granger sehalu daripada aktiviti ekonomi kepada pasaran saham di Malaysia. Ini memberikan gambaran umum bahawa aktiviti ekonomi mungkin berpotensi sebagai indikator dan pemboleh ubah penting dalam meramal gelagat pasaran saham pada masa depan.

ABSTRACT

This study examines the long-run cointegration and short-run dynamic interactions between stock market and economic activity in Malaysia. By using monthly data from January 1990 to November 2011, the empirical test results show potential cointegrating relationship between stock market and economic activity. In our study, we try to improve the cointegration test procedure by taking into account several important features such as structural breaks, asymmetric effects, and nonlinear process in addition to the use of various high power techniques for better testing such as Gregory-Hansen, Johansen-Mosconi-Nielsen, Bierens, Pesaran-Shin-Smith and Enders-Siklos approaches in addressing the weaknesses found in the traditional cointegration testing techniques. The test results based on Toda-Yamamoto and ARDL-ECM approaches also show a one way Granger causal relationship from economic activity to the stock market in Malaysia. This gives a general overview that economic activity may potentially serve as an indicator and important variable in predicting the future stock market behaviour.

Katakunci: Kointegrasi Jangka Panjang; Interaksi Dinamik; Aktiviti Ekonomi; Perubahan Struktur; Kesan Asimetrik; Penyebab Granger

PENGENALAN

Kepentingan hubungan antara pasaran saham dengan pemboleh ubah ekonomi jelas digambarkan melalui banyaknya perbincangan mengenainya dalam kajian lepas sama ada dari sudut teori ataupun empirikal. Indeks pengeluaran perindustrian (*industrial production index*, atau ringkasnya IPI) misalnya merupakan antara pemboleh ubah ekonomi yang sering kali dikaitkan dengan pasaran saham. Ini adalah kerana IPI kerap kali digunakan sebagai proksi atau indikator kepada aktiviti ekonomi. Justeru, potensi hubungan jangka panjang atau kointegrasi antara aktiviti ekonomi dengan pasaran saham merupakan isu

yang menarik untuk dikaji kerana hubungan ini dianggap konsisten dengan bukti secara teoritikal dalam kedua-dua bidang ekonomi dan kewangan (Cook 2006; McMillan 2005).

Menurut Nasseh dan Strauss (2000), hubungan kointegrasi antara harga saham dengan aktiviti makroekonomi juga boleh digambarkan sebagai kesan peningkatan tetap dalam pengeluaran yang menyebabkan peningkatan secara kumulatif dan berterusan dalam aliran tunai. Ini seterusnya membawa kepada peningkatan besar dalam harga saham semasa yang menyumbang kepada peningkatan pemeruapan dalam pasaran saham. Sebaliknya, inovasi pengeluaran semasa akan memberikan

kesan yang kecil ke atas harga saham dan menyumbang kepada kemerupaan yang rendah dalam pasaran saham jika aktiviti pengeluaran bersifat satu peningkatan sementara, inovasi min berbalik atau jika tiada hubungan kointegrasi antara harga saham dengan pengeluaran.

Dalam beberapa tahun kebelakangan ini, terdapat sejumlah kajian yang melihat hubungan antara pemboleh ubah kewangan (misalnya pulangan saham) dengan pemboleh ubah ekonomi (Cook 2006; Gjerde & Sættem 1999). Hubungan ini kadangkala dibezakan mengikut saiz ekonomi negara yang dikaji. Misalnya, hubungan antara pasaran saham dengan pemboleh ubah ekonomi bagi ekonomi bersaiz kecil secara relatifnya berbeza dengan ekonomi bersaiz besar seperti A.S. dan U.K. yang banyak dibincangkan dalam kajian lepas. Salah satu faktor yang menyumbang kepada perbezaan ini adalah kerana masih kurang kajian yang dilakukan ke atas ekonomi bersaiz kecil berbanding ekonomi bersaiz besar (Filis 2010).

Selain itu, kajian ke atas hubungan antara pasaran saham dengan pemboleh ubah ekonomi juga penting kepada implikasi dasar berkaitan dengan kestabilan ekonomi sesebuah negara. Peek dan Rosengren (1988) dalam kajian mereka mendapati bahawa pasaran saham memainkan peranan sebagai indikator utama kepada pemboleh ubah ekonomi iaitu daripada 11 kes berkaitan dengan kejatuhan dalam pasaran saham, sebanyak 6 kes diikuti oleh kemelesetan (krisis) ekonomi. Sementara kajian oleh Barro (1989) mendapati prestasi pasaran saham berjaya meramal sebanyak 8 daripada 9 kemelesetan (krisis) ekonomi. Sebaliknya, Fama (1981) melihat peranan pemboleh ubah ekonomi seperti IPI sebagai indikator utama kepada prestasi pasaran saham melalui proses pelaburan, sementara pelaburan modal pula dilihat sebagai indikator berlat. Kajian Filis (2010) pula mencadangkan peranan pemboleh ubah ekonomi seperti keluaran dalam negara kasar (KDNK) sebagai indikator utama kepada pergerakan pasaran saham. Tambahan lagi, Gjerde dan Sættem (1999) mencadangkan bahawa faktor makroekonomi memberikan kesan yang signifikan kepada pulangan saham (lihat juga Chinzara 2011) di negara maju seperti A.S., U.K. dan Jepun.

Terdapat beberapa teori yang menerangkan hubungan antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi. Misalnya, model penilaian stok (saham) dan teori kesan kekayaan mencadangkan bahawa harga saham adalah penyebab kepada aktiviti ekonomi (Choi, Hauser & Kopecky 1999; Janor, Halid & Rahman 2005). Sebaliknya, model diskaun dividen dan teori peletakan harga arbitraj mencadangkan bahawa aktiviti ekonomi adalah penyebab kepada harga saham (Chinzara 2011). Berdasarkan model penilaian stok, pasaran saham mencerminkan gelagat pada masa hadapan. Oleh itu, harga semasa akan mencerminkan potensi pendapatan korporat pada masa depan. Oleh sebab harga saham menggambarkan keuntungan dijangka dan keuntungan ini berhubungan secara langsung dengan aktiviti ekonomi, maka pergerakan atau turun naik dalam harga saham akan memberikan petunjuk mengenai arah aliran ekonomi. Sementara itu, teori kesan kekayaan

diterangkan melalui hasil (corak) penggunaan oleh para pelabur yang memiliki dana yang besar. Mengikut teori ini, turun naik dalam harga saham mempunyai kesan langsung ke atas perbelanjaan dan penggunaan agregat. Sebagai contoh, ketika pasaran saham sedang meningkat, para pelabur akan menjadi semakin kaya dan cenderung untuk berbelanja lebih. Ini akan menyebabkan peningkatan kepada permintaan terhadap barangan dan perkhidmatan, dan seterusnya membawa kepada peningkatan aktiviti ekonomi (Janor et al. 2005).

Sebaliknya, mengikut model diskaun dividen dan teori perletakan harga arbitraj, sebarang maklumat baru yang tidak dijangka tentang KDNK, pengeluaran, inflasi, kadar faedah, kadar pertukaran dan sebagainya akan memberikan kesan ke atas pulangan atau harga saham. Ini berlaku melalui impak faktor-faktor makroekonomi tersebut ke atas dividen dijangka, kadar diskaun dijangka atau kedua-duanya. Jika sekiranya dividen atau aliran tunai dijangka dan kadar diskaun dijangka mempengaruhi pulangan atau harga saham semasa, maka secara logiknya varians bersyarat bagi pulangan semasa akan mempengaruhi varians bersyarat bagi kadar diskaun dan aliran tunai masa depan (dijangka). Begitu juga, dijangka wujud ko-variens bersyarat antara kadar diskaun dengan aliran tunai masa depan. Umum berpendapat pendapatan korporat pada masa depan dan seterusnya aliran tunai adalah berkait rapat dengan 'kesihatan' makroekonomi. Oleh itu, tidak menghairankan jika perubahan dalam ketidakpastian tentang gelagat masa depan faktor fundamental makroekonomi akan mencetuskan reaksi yang berkadaran dalam kemerupaan semasa pulangan saham dengan mengandaikan bahawa kadar diskaun adalah tetap (Chinzara 2011).

Kajian ini menggunakan data bulanan indeks komposit Kuala Lumpur (KLCI) dan indeks pengeluaran perindustrian (IPI) dari Januari 1990 hingga November 2011. Secara khusus, objektif dalam kajian ini boleh dipecahkan kepada dua. Pertama, kajian ini menguji hubungan jangka panjang (kointegrasi) antara pasaran saham (KLCI) dengan aktiviti ekonomi (IPI) di Malaysia dan pada masa yang sama, menguji interaksi dinamik hubungan jangka pendek antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi. Kedua, disebabkan kegagalan teknik pengujian secara tradisional dalam mengesan hubungan antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi sebagaimana dilaporkan dalam kebanyakan kajian lepas, kajian ini mengukuhkan hasil kajian dengan menggunakan pelbagai teknik pengujian yang lebih baik dan berkuasa tinggi. Ini termasuklah pendekatan Gregory-Hansen dan Johansen-Mosconi-Nielsen yang mengambil kira perubahan struktur, teknik tak berparametrik Bierens yang juga mengambil kira hubungan tak linear antara KLCI dengan IPI, teknik Pesaran-Shin-Smith berdasarkan rangka kerja ARDL, teknik Enders-Siklos yang mengambil kira hubungan asimetrik antara KLCI dengan IPI dan Toda-Yamamoto dan ARDL-ECM untuk menguji hubungan penyebab-akibat antara KLCI dengan IPI.

Beberapa bukti kajian lepas seperti Cook (2006), Filis

(2010) dan Maysami dan Koh (2000) menunjukkan teknik-teknik pengujian (kointegrasi) secara tradisional seperti pendekatan Engle-Granger dan Johansen gagal mengesan kewujudan hubungan (kointegrasi) yang signifikan antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi (IPI). Tambahan lagi, pendekatan Engle-Granger dianggap kurang baik jika dibandingkan dengan pendekatan Johansen (Nasseh & Strauss 2000). Antara lain, penyebab kepada kegagalan ini adalah disebabkan sifat-sifat penting seperti perubahan struktur, maklumat asimetrik dan proses tak linear yang boleh memberikan kesan atau mengubah corak hubungan antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi. Bagaimanapun, sifat-sifat ini tidak diambil kira dalam membentuk model hubungan antara pemboleh ubah ini. Justeru menyebabkan kecenderungan kepada kegagalan menolak hipotesis nol yang salah atau bias. Dalam erti kata yang lain, hipotesis nol yang bias bermaksud mengabaikan sifat-sifat penting yang disebutkan tadi.

Struktur kajian ini dibahagikan kepada lima bahagian. Bahagian kedua membincangkan kajian lepas tentang hubungan antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi. Bahagian ketiga membincangkan tentang data dan metodologi. Bahagian keempat membincangkan dapatan kajian dan bahagian kelima adalah kesimpulan dan menutup perbincangan.

KAJIAN LEPAS

Sebagaimana yang telah dibincangkan, menurut McMillan (2005), potensi hubungan antara pasaran saham dengan pemboleh ubah makroekonomi mempunyai kepentingan yang perlu diberikan perhatian. Misalnya, hubungan kointegrasi antara harga saham dengan aktiviti ekonomi yang konsisten dengan kajian secara teoritikal dalam ekonomi dan kewangan (lihat juga Cook 2006). Walau bagaimanapun, dalam membentuk model hubungan kointegrasi antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi, Cook (2006) menegaskan bahawa beberapa perkara perlu diberikan perhatian kerana ia boleh memberikan implikasi yang penting dari sudut praktikal. Pertama, punca kegagalan mengesan hubungan jangka panjang antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi perlu dikenal pasti dan diambil kira khususnya dalam membentuk model gelagat pasaran saham. Dalam erti kata yang lain, kecenderungan kepada kewujudan regresi palsu perlu dielakkan ketika membentuk model hubungan antara pemboleh ubah ini. Selain itu, kegagalan mengesan kointegrasi antara pemboleh ubah dalam kajian mungkin juga disebabkan oleh kewujudan kemeruapan yang lebih besar dalam data harga saham yang boleh mengganggu dan mengubah hubungan antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi. Oleh itu, perkara-perkara sedemikian perlu diberikan perhatian untuk mengelakkan daripada membuat keputusan yang salah tentang strategi pelaburan dan polisi berkaitan dalam meramal pasaran saham dan aktiviti ekonomi pada masa depan.

Secara teori, Hamilton (1994) menegaskan bahawa

sepatutnya tiada data siri masa yang boleh menjadi penyebab Granger kepada harga saham. Ini adalah kerana, menurut Hamilton, ujian penyebab Granger tidak boleh digunakan untuk menjelaskan arah penyebab mana-mana data siri masa yang mencerminkan gelagat masa depan sesuatu data siri masa seperti harga saham dan kadar faedah. Walau bagaimanapun, pandangan ini telah mendapat beberapa kritikan. Antaranya, Huang dan Yang (2004) dalam kajian mereka menegaskan andaian bahawa harga aset adalah mengikut perjalanan rawak (seperti dalam Hamilton 1994) mungkin tidak benar dalam pasaran aset dengan premium risiko berbeza mengikut masa. Kedua, mereka juga menegaskan tentang pengabaian peranan yang dimainkan oleh inti pati (kernel) utama dalam perletakan harga oleh Hamilton (1994). Justeru, menurut Huang dan Yang (2004), pulangan aset mungkin boleh diramal melalui ramalan ke atas inti pati perletakan harga ini. Dalam hal ini, pemboleh ubah yang boleh meramal inti pati perletakan harga juga boleh membantu dalam meramal pulangan aset. Mereka juga menambah bahawa harga saham lazimnya akan mengalami pelarasan secara besar-besaran berikutan maklumat yang dikeluarkan misalnya oleh penyata kewangan. Ini kerana penyata kewangan mengandungi pemboleh ubah yang memberikan kesan ke atas nilai fundamental sesebuah syarikat yang mungkin boleh digunakan dalam meramal pulangan saham masa depan.

Beberapa kajian lepas tentang hubungan antara pemboleh ubah makroekonomi dan pasaran saham mencadangkan bahawa faktor-faktor makroekonomi mempengaruhi pulangan saham secara signifikan di kebanyakan negara maju seperti A.S., U.K. dan Jepun (Gjerde & Saettem 1999). Walau bagaimanapun, menurut Chinzara (2011), tidak seperti negara maju, hasil kajian empirikal di negara membangun adalah berbeza-beza dan tidak konsisten. Hubungan jangka panjang (kointegrasi) antara pemboleh ubah makroekonomi khususnya pengeluaran perindustrian dengan pasaran saham juga berbeza-beza di kebanyakan negara. Kajian-kajian seperti Choi et al. (1999) di negara G-7, Nasseh dan Strauss (2000) ke atas ekonomi Eropah dan Janor et al. (2005) di Malaysia mendapati wujud hubungan kointegrasi yang signifikan antara pengeluaran perindustrian dengan harga saham. Sementara kajian oleh Cook (2006) dan Maysami dan Koh (2000) yang masing-masing di Singapura dan A.S. gagal mengesan hubungan kointegrasi antara pengeluaran perindustrian dengan pasaran saham.

Begitu juga dengan hubungan penyebab dalam jangka pendek antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi (pengeluaran perindustrian) yang didapati berbeza-beza dalam kebanyakan kajian lepas. Beberapa kajian mendapati pengeluaran perindustrian adalah penyebab yang signifikan dalam mempengaruhi pasaran saham (cthnya., Chinzara 2011; Errunza & Hogan 1998; Filis 2010; Gjerde & Saettem 1999; Huang & Yang 2004; Nasseh & Strauss 2000). Sebaliknya kajian seperti Choi et al. (1999), Espinoza, Fornari dan Lombardi (2012) dan Janor et al. (2005) mendapati pasaran saham merupakan

faktor yang signifikan dalam mempengaruhi pengeluaran perindustrian. Sementara kajian oleh Dritsaki (2005) mendapati wujud hubungan penyebab jangka pendek dua hala antara pasaran saham dengan pengeluaran perindustrian. Selain itu, kajian Janor et al. (2005) juga mendapati bahawa pada tempoh-tempoh masa tertentu, pengeluaran perindustrian bertindak sebagai faktor yang signifikan dalam mempengaruhi pasaran saham.

Berbanding kebanyakan kajian lepas yang menggunakan teknik pengujian kointegrasi jangka panjang dan hubungan penyebab jangka pendek yang standard, kajian oleh Choi et al. (1999) dan Huang dan Yang (2004) agak berbeza kerana menggunakan pendekatan yang dianggap lebih baik. Choi et al. (1999) menggunakan pendekatan kointegrasi dan ECM dalam sampel kajian (*in-sample*) dan juga AGS iaitu prosedur peramalan di luar sampel (*out-of-sample*). Sementara Huang dan Yang (2004) menggunakan pendekatan yang dipelopori oleh Dufor dan Renault (1998) iaitu model penyebab tidak langsung. Walau bagaimanapun, hasil kajian mereka berbeza di mana Choi et al. (1999) mendapati wujud hubungan penyebab Granger sehalu daripada pasaran saham kepada pengeluaran perindustrian. Sebaliknya, pengeluaran perindustrian adalah penyebab Granger kepada pasaran saham dalam kajian Huang dan Yang (2004).

DATA DAN METODOLOGI

Kajian ini menggunakan data bulanan bermula Januari 1990 hingga November 2011. Data berkaitan iaitu indeks komposit Kuala Lumpur (KLCI) dan indeks pengeluaran perindustrian (IPI) diperoleh daripada Datastream Thomson. Kedua-dua pemboleh ubah KLCI dan IPI adalah dalam bentuk logaritma.

LATAR BELAKANG MODEL

Pembentukan model dalam kajian ini adalah berasaskan model oleh Balvers, Cosimano dan McDonald (1990) dan juga Nasseh dan Strauss (2000). Hubungan antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi dikaji dengan menggunakan model perletakan harga aset berasaskan penggunaan dan pendapatan yang menggambarkan harga saham pada masa t iaitu p_t adalah sama dengan jumlah dividen terdiskaun dijangka pada masa depan iaitu d_t atau pendapatan iaitu y_t pada masa t . Persamaan model ini boleh ditulis seperti berikut:

$$p_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \left[\frac{u'(c_{t+i})}{u'(c_t)} \right] d_{t+i} = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i d_t \quad (1)$$

$$= E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i (1 - \alpha\beta) y_t$$

di mana $u'(c)$ adalah utiliti sut penggunaan dan α adalah pulangan sut pelaburan. Model dalam persamaan (1) juga boleh diringkaskan seperti berikut jika hanya merujuk kepada hubungan antara pasaran saham dengan pendapatan:

$$p_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i (1 - \alpha\beta) y_t \quad (2)$$

Dalam bentuk mudah dan khusus, hubungan kointegrasi antara harga saham dan IPI boleh juga dianggap berdasarkan persamaan regresi mudah yang berikut (Choi et al. 1999):

$$y_t = \alpha - \beta s_t - \varepsilon_t \quad (3)$$

di mana y_t dan s_t masing-masing mewakili IPI dan harga saham pada peringkat aras dalam bentuk logaritma. Sementara ε_t adalah ralat rawak.

UJIAN KEPEGUNAN

Untuk menentukan kepegunan dan peringkat integrasi data siri pemboleh ubah, kajian ini menggunakan ujian punca unit berdasarkan Dickey-Fuller tambahan (ADF) (Dickey & Fuller 1979; 1981), Phillips-Perron (PP) (Phillips & Perron 1988) dan ujian punca unit dengan perubahan struktur oleh Saikkonen-Lutkepohl (SL) (Lanne, Lutkepohl & Saikkonen 2002; 2003; Saikkonen & Lutkepohl 2002). Ujian punca unit SL ke atas data siri masa y_t dapat ditunjukkan seperti berikut:

$$y_t = \mu_0 + f_t(\theta)' \gamma + x_t \quad (4)$$

Ralat x_t diperoleh melalui proses $AR(p)$ yang mewakili $\alpha(L)(1-\rho L)x_t = u_t$ di mana $\alpha(L) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_{p-1} L^{p-1}$ dan $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$. Parameter ρ adalah $-1 < \rho \leq 1$ dan $\rho = 1$ menunjukkan proses punca unit. Dalam bentuk pembezaan pertama, persamaan (4) boleh ditulis sebagai,

$$\Delta y_t = \Delta f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (5)$$

di mana $v_t = \alpha(L)^{-1} u_t$. Sementara fungsi peralihan di mana tarikh peralihan, T_B diwakili oleh dami peralihan, d_t seperti berikut:

$$f_t(\theta)' \equiv d_t = \begin{cases} 0 & t < T_B \\ 1 & t \geq T_B \end{cases} \quad (6)$$

Bilangan lat yang optimum dipilih berdasarkan kriteria maklumat Schwarz (SIC). Sementara taburan nilai kritikal bagi ujian ini adalah berdasarkan Lanne et al. (2002).

UJIAN KOINTEGRASI ENGLE-GRANGER

Ujian kointegrasi menggunakan pendekatan Engle-Granger (Engle & Granger 1987) adalah antara ujian kointegrasi tradisional yang paling popular dan banyak digunakan dalam analisis hubungan kointegrasi antara pemboleh ubah dalam kajian. Prosedur ujian ini adalah berdasarkan kepada dua peringkat pengujian. Peringkat pertama adalah penganggaran ke atas persamaan regresi statik menggunakan kaedah kuasa dua terkecil biasa (OLS) seperti persamaan berikut:

$$y_t = c + \beta x_t + e_t \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

di mana c adalah pemalar ($c = \alpha$) atau kombinasi pemalar dan tren ($c = \alpha + \beta$). Pada peringkat kedua pengujian, hubungan kointegrasi antara y_t dan x_t diuji melalui ujian kepegungan dan peringkat integrasi ke atas ralat (\hat{e}_t) yang diperoleh daripada persamaan (7) dengan menggunakan ujian Dickey-Fuller (DF) seperti persamaan berikut:

$$\Delta \hat{e}_t = \rho \hat{e}_{t-1} + v_t \tag{8}$$

Berdasarkan persamaan (8), jika hipotesis nol ($\rho = 0$) tidak dapat ditolak, maka siri ralat mengandungi punca unit dan tidak wujud kointegrasi antara y_t dengan x_t . Jika dilakukan ujian diagnostik ke atas siri ralat dalam persamaan (8) dan didapati wujud korelasi bersiri, maka ujian ADF boleh digunakan seperti dalam persamaan (9). Jika hipotesis nol ($\rho = 0$) dapat ditolak, maka dapat disimpulkan bahawa set ralat adalah pegun dan dengan itu, y_t dan x_t adalah berkointegrasi.

$$\Delta \hat{e}_t = \rho \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \hat{e}_{t-i} + v_t \tag{9}$$

UJIAN KOINTEGRASI JOHANSEN

Pendekatan kointegrasi Johansen (1988) juga merupakan pendekatan popular yang banyak digunakan dalam kajian lepas. Pendekatan ini adalah berdasarkan rangka kerja model vektor pembetulan ralat (*vector error correction model* atau ringkasnya VECM) seperti berikut:

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-k} + v_t \tag{10}$$

di mana Z_t adalah vektor yang mengandungi $I(1)$ pemboleh ubah kajian. Sementara Γ_i dan Π adalah matriks koefisien. Kewujudan kointegrasi antara pemboleh ubah diuji melalui matriks koefisien jangka panjang Π dengan menggunakan statistik ujian nilai-*eigen trace* dan maksimum.

UJIAN KOINTEGRASI GREGORY-HANSEN

Pendekatan kointegrasi Gregory-Hansen (Gregory & Hansen 1996) adalah berdasarkan pendekatan Engle-Granger yang telah diubahsuai dengan mengambil kira perubahan struktur. Pendekatan Gregory-Hansen adalah berdasarkan tiga bentuk model asas iaitu Model C (peralihan aras), Model C/T (peralihan aras dengan trend) dan Model C/S (peralihan rejim) seperti berikut:

Model C: $y_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_t = \alpha x_t + e_t$ (11)

Model C/T: $y_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_t = \alpha x_t + \beta_t + e_t$ (12)

Model C/S: $y_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_t = \alpha_1 x_t + \alpha_2 \varphi_t x_t + e_t$ (13)

Bagi setiap model di atas, perubahan struktur diwakili oleh pemboleh ubah dami (φ_t) yang ditakrifkan seperti berikut:

$$\varphi_t = \begin{cases} 1 & \text{jika } t > \tau \\ 0 & \text{lain - lain} \end{cases} \tag{14}$$

di mana τ adalah titik atau tarikh dalam sampel di mana berlaku perubahan struktur. Setiap model (11), (12) dan

(13) dianggarkan dengan menggunakan kaedah kuasa dua terkecil biasa (OLS). Prosedur pengujian bagi setiap siri ralat yang diperoleh daripada model-model tersebut adalah sama dengan prosedur pengujian dalam peringkat kedua berdasarkan pendekatan Engle-Granger iaitu dengan menggunakan ujian DF atau ADF.

UJIAN KOINTEGRASI JOHANSEN-MOSCONI-NIELSEN

Pendekatan ujian ini adalah berdasarkan prosedur ujian *trace* kointegrasi Johansen dengan mengambil kira perubahan struktur (Johansen, Mosconi & Nielsen 2000). Prosedur pengujian kointegrasi dalam kes ini hampir sama dengan prosedur pengujian kointegrasi oleh Saikkonen dan Lutkepohl (lihat Lutkepohl 2004; Lutkepohl, Saikkonen & Trenkler 2003; Saikkonen & Lutkepohl 2000; Trenkler 2002). Proses penjanaan data (DGP) bagi y_t secara ringkasnya dapat ditunjukkan seperti berikut:

$$y_t = \mu_0 + \delta d_t + x_t \tag{15}$$

di mana dami peralihan (d_t) mempunyai takrifan yang sama seperti dalam ujian punca unit berdasarkan SL dalam persamaan (6). Oleh itu, tarikh dami peralihan (tarikh perubahan struktur) adalah berdasarkan tarikh yang dipilih dalam ujian SL. Pendekatan ini adalah berdasarkan rangka kerja VECM yang boleh dinyatakan seperti berikut:

$$\Delta y_t = v + \Pi \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ d_{t-1} \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \Delta d_{t-j} + u_t \tag{16}$$

di mana $v = -\Pi u_0$, $\Pi = \alpha[\beta' : \theta]$ dan $\theta = -\beta' \delta$.

UJIAN KOINTEGRASI BIERENS

Ujian kointegrasi Bierens (1997) adalah berbentuk tak berparametrik dan mengambil kira proses tak linear. Pendekatan ujian ini dapat ditunjukkan dalam rangka kerja umum seperti berikut:

$$z_t = \pi_0 + \pi_1 t + y_t \tag{17}$$

di mana π_0 dan π_1 masing-masing adalah min optimum dan trend. Sementara y_t adalah proses tak tercerap dengan min sifar. Teknik kointegrasi tak berparametrik Bierens juga tidak memerlukan spesifikasi yang khusus untuk proses penjanaan data (DGP) bagi z_t atau dalam lain perkataan, teknik kointegrasi ini adalah tak berparametrik sepenuhnya. Selain itu, teknik kointegrasi Bierens juga berdasarkan nilai-*eigen* secara umum bagi matriks A_m dan $(B_m + cT^2 A_m^{-1})$, di mana A_m dan B_m ditakrifkan seperti matriks berikut:

$$A_m = \frac{8\pi^2}{T} \sum_{k=1}^m k^2 \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \cos\left(\frac{2k\pi(t-0.5)}{T}\right) z_t \right) \tag{18}$$

$$B_m = 2T \sum_{k=1}^m \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \cos\left(\frac{2k\pi(t-0.5)}{T}\right) \Delta z_t \right) \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \cos\left(\frac{2k\pi(t-0.5)}{T}\right) \Delta z_t \right) \tag{19}$$

yang mana dihitung sebagai produk-luaran terhadap min berwajaran bagi z_t dan Δz_t . Manakala T adalah saiz sampel. Untuk memastikan statistik ujian ketakberubahan, fungsi berwajaran yang dicadangkan adalah $\cos(2k\pi(t-0.5)/T)$. Sementara untuk ujian pangkat kointegrasi, r , Bierens (1997) mencadangkan dua statistik ujian iaitu min λ yang berhubung rapat dengan prosedur kebolehdajian maksimum berdasarkan pendekatan Johansen dan $\hat{g}_m(r_0)$ yang dihitung berdasarkan nilai-eigen umum Bierens seperti berikut:

$$\hat{g}_m(r_0) = \begin{cases} (\prod_{k=1}^n \hat{\lambda}_{k,m})^{-1}, & \text{if } \dots r_0 = 0 \\ (\prod_{k=1}^{n-r} \hat{\lambda}_{k,m})^{-1} (T^{2r} \prod_{k=n-r+1}^n \hat{\lambda}_{k,m}), & \text{if } \dots r_0 = 1, \dots, n-1 \\ T^{2n} \prod_{k=1}^n \hat{\lambda}_{k,m}, & \text{if } \dots r_0 = n \end{cases} \quad (20)$$

UJIAN KOINTEGRASI PESARAN-SHIN-SMITH

Ujian ini adalah berdasarkan pendekatan autoregresif lat bertaburan (autoregressive distributed lag, atau ringkasnya ARDL) (Pesaran, Shin & Smith 2001) untuk menentukan pergerakan jangka panjang antara pemboleh ubah boleh. Persamaan ujian ini boleh ditulis dalam bentuk umum seperti berikut:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^m \gamma_j \Delta x_{t-j} + u_t \quad (21)$$

di mana α_0 adalah pemalar dan u_t adalah ralat gangguan putih. Mengikut Pesaran et al. (2001), dua statistik berasingan digunakan ke atas ujian pensempadanan untuk melihat kewujudan hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah dalam kajian iaitu ujian- F bagi ujian bersama koefisien-koefisien terlat pada peringkat aras dalam persamaan (21) di mana $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ dan ujian- t untuk hipotesis nol $H_0: \alpha_1 = 0$ (lihat juga Banerjee, Dolado & Mestre 1998).

Walau bagaimanapun, analisis kointegrasi dalam kajian ini akan mengguna pakai ujian- F . Dua sempadan nilai kritikal asimptotik diberikan untuk ujian kointegrasi apabila pemboleh ubah tidak bersandar adalah $I(d)$ (di mana $0 \leq d \leq 1$): satu nilai bawah yang mengandaikan regresor adalah $I(0)$ dan satu nilai atas yang mengandaikan regresor adalah benar-benar $I(1)$. Jika statistik ujian lebih besar daripada nilai kritikal atas, maka boleh disimpulkan bahawa wujud hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah. Jika statistik ujian lebih kecil daripada nilai kritikal bawah, maka hipotesis nol iaitu tiada kointegrasi tidak dapat ditolak. Tetapi jika statistik ujian terletak antara nilai kritikal atas dan nilai kritikal bawah, maka keputusan ujian tentang kewujudan kointegrasi tidak dapat ditentukan.

Kelebihan utama kaedah ini adalah ia boleh diaplikasikan tanpa mengira sama ada regresor adalah $I(0)$ ataupun $I(1)$ dan boleh diaplikasikan tanpa melakukan pra-ujian untuk kepegungan seperti yang dijalankan dalam analisis kointegrasi yang biasa (Pesaran et al. 2001). Selain itu, pendekatan ini juga sesuai digunakan ke atas data siri masa yang mungkin dipengaruhi oleh fenomena perubahan struktur. Walau bagaimanapun, dalam keadaan

di mana wujud pemboleh ubah $I(2)$, taburan statistik- F oleh Pesaran et al. (2001) tidak lagi sah kerana ia hanya berdasarkan kepada andaian bahawa pemboleh ubah kajian mestilah $I(0)$ atau $I(1)$ sahaja. Oleh itu, pengujian punca unit masih perlu dilakukan dalam prosedur ARDL untuk memastikan tiada pemboleh ubah yang mempunyai peringkat integrasi lebih tinggi daripada satu. Teknik ini juga sesuai dan berkeupayaan tinggi dalam menganalisis data sampel bersaiz kecil dan terhad (Pesaran et al. 2001).

UJIAN KOINTEGRASI ENDERS-SIKLOS

Pendekatan kointegrasi tak linear Enders-Siklos (lihat Enders & Granger 1998; Enders & Siklos 2001) menekankan pelarasan asimetrik ke arah keseimbangan jangka panjang. Pendekatan ini adalah berdasarkan pengubahsuaian ke atas persamaan (8) peringkat kedua pengujian kointegrasi Engle-Granger dengan mengambil kira darjah kelajuan pelarasan yang berbeza (asimetrik). Dengan berasaskan model autoregresif *threshold* oleh Tong (1983; 1990), persamaan (8) diubah suai melalui penggunaan fungsi indikator *Heaviside*, I_t seperti berikut:

$$\Delta \hat{e}_t = I_t \rho_1 \hat{e}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

dengan penambahan pemboleh ubah bersandar terlat yang bersesuaian. Menurut Enders dan Siklos (2001), terdapat dua spesifikasi bagi I_t iaitu berdasarkan \hat{e}_{t-1} dan $\Delta \hat{e}_{t-1}$ yang masing-masing merujuk kepada ujian kointegrasi berdasarkan autoregresif *threshold* (TAR) dan momentum autoregresif *threshold* (MTAR). Fungsi indikator *Heaviside* dapat ditunjukkan seperti berikut:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{jika } \hat{e}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{jika } \hat{e}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (23)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{jika } \Delta \hat{e}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{jika } \Delta \hat{e}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (24)$$

di mana nilai τ diperoleh dengan menggunakan prosedur pencarian grid atau bersamaan dengan sifar seperti mana dalam kajian ini. Berdasarkan kedua-dua pendekatan TAR dan MTAR, hipotesis nol iaitu tidak wujud kointegrasi diuji melalui hipotesis bersama, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$. Sementara ujian ke atas hipotesis nol iaitu wujud kointegrasi simetrik dilakukan melalui hipotesis bersama, $H_0: \rho_1 = \rho_2$ jika wujud bukti kehadiran kointegrasi.

UJIAN PENYEBAB TODA-YAMAMOTO

Ujian penyebab Granger yang telah diubahsuai dan dianggap lebih berkuasa tinggi telah dibangunkan oleh Toda dan Yamamoto (1995) untuk mengatasi masalah berhubung dengan taburan nilai kritikal asimptotik yang tidak sah apabila ujian penyebab dijalankan ke atas data siri masa yang tidak pegun. Menurut Toda dan

Yamamoto (TY), pendekatan TY pada dasarnya melibatkan penganggaran ke atas model VAR ($k+d_{max}$) di mana k adalah panjang lat yang optimum dalam sistem VAR yang asal dan d_{max} adalah peringkat integrasi yang maksimum bagi pemboleh ubah dalam sistem VAR.

Pendekatan TY menggunakan statistik ujian Wald diubahsuai (MWald) untuk kekangan sifar ke atas parameter dalam model VAR (k). Baki parameter autoregresif dengan lat, d_{max} diandaikan sifar dan dibiarkan dalam model VAR ($k+d_{max}$). Ujian ini mempunyai taburan khi-kuasa dua asimptotik dengan k darjah kebebasan yang terhad apabila model VAR ($k+d_{max}$) dianggarkan. Pendekatan TY dalam bentuk bivariat boleh ditulis seperti berikut:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{2i} x_{t-i} + u_t \quad (25)$$

$$x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{2i} x_{t-i} + v_t \quad (26)$$

di mana α dan β adalah parameter tidak diketahui, k adalah panjang lat optimum dan d_{max} adalah peringkat integrasi yang maksimum bagi pemboleh ubah dalam sistem. Selain itu, u dan v adalah ralat dan diandaikan sebagai gangguan putih. Panjang lat (k) pada awalnya dipilih berdasarkan SIC. Bagaimanapun, k kemudian ditambah dengan lebih banyak bergantung kepada peringkat integrasi yang mungkin, d_{max} bagi siri pemboleh ubah y_t dan x_t . Ujian signifikan dilakukan ke atas pemboleh ubah dalam sistem VAR hanya sehingga lat k tidak termasuk tambahan lat, d_{max} dalam menentukan hubungan penyebab antara y_t dan x_t dalam sistem VAR.

UJIAN PENYEBAB ARDL-ECM

Corak dan kewujudan hubungan penyebab dalam kajian ini juga diuji dengan menggunakan model pembetulan ralat (error correction model, atau ringkasnya ECM) berdasarkan rangka kerja ARDL (ARDL-ECM). Biasanya, pemboleh ubah siri masa yang tidak pegun seharusnya tidak diaplikasikan ke dalam model regresi bagi mengelakkan kewujudan masalah regresi palsu. Berdasarkan prosedur pengujian kointegrasi, jika kedua-dua y_t dan x_t berkointegrasi dengan takrifan iaitu $\hat{u}_t \sim I(0)$, maka vektor kointegrasi tersebut perlu digunakan sebagai elemen pembetulan ralat dalam membentuk model hubungan jangka pendek dan jangka panjang antara pemboleh ubah dalam kajian. Persamaan ECM secara umum boleh ditulis seperti berikut:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^m \gamma_{1j} \Delta x_{t-j} + \alpha_1 u_{xt-1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

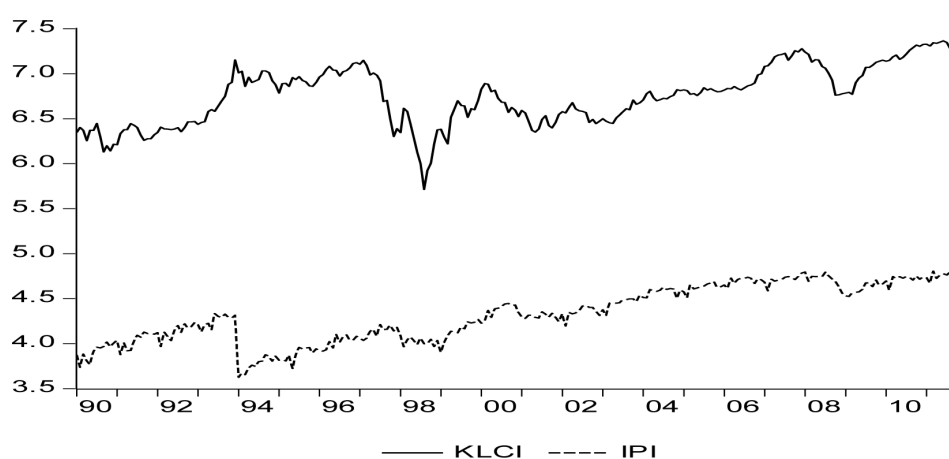
$$\Delta x_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \gamma_{2j} \Delta x_{t-j} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \alpha_1 u_{yt-1} + \varepsilon_t \quad (28)$$

di mana u_{yt-1} dan u_{xt-1} adalah elemen pembetulan ralat atau vektor kointegrasi yang diperoleh daripada ujian kointegrasi. Faktor x_t adalah penyebab Granger kepada y_t jika semua γ_{1j} dalam persamaan (27) adalah signifikan tanpa mengambil kira β_{2i} dalam persamaan (28). Sebaliknya y_t adalah penyebab Granger kepada x_t jika semua β_{2i} dalam persamaan (28) adalah signifikan tanpa mengambil kira γ_{1j} dalam persamaan (27). Sementara hubungan penyebab dua hala wujud antara y_t dengan x_t jika semua γ_{1j} dan β_{2i} adalah signifikan. Koefisien α_1 dalam kedua-dua persamaan adalah merujuk kepada koefisien pembetulan ralat yang juga menggambarkan kelajuan pelarasan ke arah keseimbangan dan hubungan penyebab Granger jangka panjang antara pemboleh ubah dalam kajian.

DAPATAN KAJIAN

Kedua-dua data siri masa KLCI dan IPI menunjukkan tren yang meningkat tetapi tidak stabil iaitu turun-naik di sepanjang tempoh masa antara Januari 1990 hingga November 2011 seperti yang ditunjukkan dalam Rajah 1. Kejatuhan yang agak ketara dalam KLCI berlaku dalam tempoh masa 1997-1998. Sebaliknya, kejatuhan dalam IPI lebih ketara dalam tempoh masa 1993-1994 tersebut. Ini menggambarkan bahawa krisis kewangan Asia 1997-1998 mungkin memberikan kesan yang signifikan ke atas KLCI berbanding IPI. Sebaliknya, krisis ekonomi Amerika Latin (Mexico) pada tahun 1993-1995 dilihat mungkin memberikan kesan yang signifikan ke atas IPI berbanding KLCI. Walau bagaimanapun, rasional di sebalik kesan krisis ekonomi Amerika Latin ke atas IPI Malaysia yang (mungkin) signifikan ini masih dipersoalkan. Sementara krisis kewangan global 2007-2009 memberikan kesan yang kurang signifikan ke atas IPI berbanding KLCI.

Hasil ujian kepegunan berdasarkan ADF dan PP ditunjukkan dalam Jadual 1. Hasil ujian menunjukkan bahawa kedua-dua data siri masa iaitu KLCI dan IPI tidak pegun pada peringkat aras, $I(0)$ tetapi pegun pada peringkat pembezaan pertama, $I(1)$ kecuali IPI yang pegun pada peringkat aras berdasarkan ujian PP jika pemalar dan trend dimasukkan dalam persamaan ujian. Hasil ujian PP ke atas IPI menunjukkan bahawa trend mungkin tidak sesuai dimasukkan dalam persamaan ujian.



RAJAH 1. Indeks harga saham (KLCI) dan indeks pengeluaran perindustrian (IPI)

JADUAL 1. Ujian punca unit

Pemboleh ubah	Aras		Beza Pertama	
	Pemalar	Pemalar & Trend	Pemalar	Pemalar & Trend
Statistik Dickey-Fuller Tambahan (ADF)				
KLCI	-2.2665(2)	-2.9648(2)	-9.3507**(2)	-9.3308**(2)
IPI	-1.5486(1)	-3.1063(1)	-23.0252**(0)	-22.9821**(0)
Statistik Phillips-Perron (PP)				
KLCI	-1.9321[3]	-2.5155[2]	-14.4533**[7]	-14.4280**[7]
IPI	-1.4815[7]	-3.9932*[3]	-22.9939**[3]	-

Nota: ** dan * adalah signifikan pada 1% dan 5%. Angka dalam () dan [] masing-masing adalah struktur lat dipilih berdasarkan Kriteria Maklumat Schwarz (SIC) dan bandwidth berdasarkan Newey-West menggunakan Bartlett Kernel.

Sementara ujian punca unit berdasarkan Saikkonen-Lutkepohl (SL) ditunjukkan dalam Jadual 2. Hasil ujian menunjukkan bahawa kedua-dua data siri masa KLCI dan IPI tidak pegun. Kajian ini mengemukakan hujah bahawa kemungkinan sifat tidak pegun ini adalah disebabkan oleh kehadiran perubahan struktur. Tarikh perubahan struktur seperti ditunjukkan dalam Jadual 2 adalah berbeza bagi KLCI dan IPI iaitu masing-masing pada April 1999 dan Januari 1994.

Selari dengan objektif dalam kajian ini, analisis hubungan kointegrasi jangka panjang antara KLCI dengan IPI diuji dengan menggunakan pelbagai jenis ujian kointegrasi secara tradisional dan juga teknik kointegrasi berkuasa tinggi. Hasil keputusan berdasarkan teknik ujian kointegrasi secara tradisional dilaporkan dalam Jadual 3 dan Jadual 4, sementara hasil keputusan berdasarkan

teknik ujian kointegrasi yang dianggap lebih baik dan berkuasa tinggi ditunjukkan dalam Jadual 5 hingga Jadual 9. Hasil ujian kointegrasi Engle-Granger seperti dalam Jadual 3 gagal membuktikan hubungan kointegrasi antara KLCI dengan IPI. Keputusan yang sama juga diperoleh daripada ujian kointegrasi menggunakan pendekatan tradisional Johansen (Jadual 4).

Ujian kointegrasi menggunakan pendekatan Gregory-Hansen yang mengambil kira perubahan struktur juga gagal membuktikan kewujudan hubungan kointegrasi antara KLCI dengan IPI. Hasil keputusan ujian ditunjukkan dalam Jadual 5. Teknik kointegrasi Gregory-Hansen adalah berdasarkan pendekatan kointegrasi Engle-Granger yang telah diubahsuai dengan mengambil kira perubahan struktur. Teknik kointegrasi Gregory-Hansen

JADUAL 2. Ujian punca unit Saikkonen-Lutkepohl

Pemboleh ubah	Pemalar		Pemalar & Trend	
	Statistik Ujian	T_B	Statistik Ujian	T_B
KLCI	-2.4146(2)	4/1999	-2.4752(2)	4/1999
IPI	-2.0663(1)	1/1994	-2.0919(1)	1/1994

Nota: Angka dalam () adalah panjang lat dipilih berdasarkan Kriteria Maklumat Schwarz (SIC) dan T_B adalah tarikh perubahan struktur

JADUAL 3. Ujian kointegrasi Engle-Granger

Pemboleh ubah	Statistik ADF			
	Pemalar		Pemalar & Trend	
Ralat	-2.2061(0)		-3.0400(2)	
Tahap signifikan	1%	5%	1%	5%
Nilai Kritikal	-3.896	-3.336	-4.327	-3.780

Nota: Nilai kritikal adalah berdasarkan MacKinnon (2010)

JADUAL 4. Ujian kointegrasi Johansen

Persamaan	$H_0: r = r_0$	Statistik Trace	Nilai Kritikal (5%)	Lat
KLCI = f(IPI)	$r = 0$	9.3235	15.4947	2
	$r \leq 1$	1.5276	3.8415	

JADUAL 5. Ujian kointegrasi Gregory-Hansen

Persamaan	Model	T_B	Statistik ADF	Nilai Kritikal	
				1%	5%
KLCI = f(IPI)	C		-2.8024(0)	-5.13	-4.61
	C/T	2/1998	-4.3620(1)	-5.45	-4.99
	C/S		-3.6249(0)	-5.47	-4.68

Nota: T_B adalah tarikh perubahan struktur. Nilai kritikal adalah berdasarkan Gregory dan Hansen (1996).

hanya membenarkan satu tarikh perubahan struktur dalam persamaan ujian.

Ujian kointegrasi antara KLCI dengan IPI dilanjutkan dengan menggunakan teknik kointegrasi Johansen dengan perubahan struktur. Ujian ini adalah berdasarkan pendekatan ujian tradisional Johansen yang telah diubahsuai dengan mengambil kira perubahan struktur. Berbeza dengan teknik kointegrasi Gregory-Hansen, teknik

kointegrasi Johansen-Mosconi-Nielsen membenarkan sehingga dua tarikh perubahan struktur dimasukkan dalam persamaan ujian. Hasil ujian seperti dalam Jadual 6 menunjukkan wujud hubungan kointegrasi antara KLCI dengan IPI. Dengan menggunakan sehingga 2 lat, statistik ujian menggunakan nilai Trace iaitu 31.19 yang lebih besar dan signifikan pada tahap 5 peratus berbanding nilai kritikal 30.69.

JADUAL 6. Ujian kointegrasi Johansen-Mosconi-Nielsen

Persamaan	T_B	$H_0: r = r_0$	Statistik Trace	Nilai Kritikal		Lat
				1%	5%	
KLCI = f(IPI)	12/1993; 2/1998	$r = 0$	31.19*	36.03	30.69	2
		$r \leq 1$	5.44	19.90	15.50	

Nota: *adalah signifikan pada 5%. T_B = tarikh perubahan struktur

Teknik kointegrasi yang mengambil kira proses tak linear iaitu ujian kointegrasi tak berparametrik Bierens juga menghasilkan keputusan yang sama dengan teknik kointegrasi Johansen dengan perubahan struktur iaitu wujud hubungan kointegrasi yang signifikan antara KLCI dengan IPI pada 5% seperti dalam Jadual 7. Hasil keputusan yang sama juga diperoleh berdasarkan ujian kointegrasi Pesaran-Shin-Smith seperti ditunjukkan dalam Jadual 8. Seterusnya, ujian kointegrasi menggunakan pendekatan Enders-Siklos juga menunjukkan wujud hubungan kointegrasi antara KLCI dengan IPI hanya jika berdasarkan keputusan statistik ujian TAR. Walau bagaimanapun, hasil ujian mencadangkan bahawa hubungan kointegrasi antara

JADUAL 7. Ujian kointegrasi Bierens

Persamaan	$H_0: r = r_0$	Statistik Ujian	Nilai Kritikal 5%
KLCI = f(IPI)	$r = 0$	0.009*	0.017
	$r \leq 1$	2.228	0.054

Nota: * adalah signifikan pada 5%

JADUAL 8. Ujian kointegrasi Pesaran-Shin-Smith

ARDL(p,q)	χ^2
ARDL(3,0): KLCI = f(IPI)	6.5647*

Nota: * adalah signifikan pada 5%. Angka dalam () adalah struktur lat optimum yang dipilih berdasarkan kriteria SIC. Penganggaran model adalah menggunakan Microfit 4.1.

KLCI dengan IPI adalah berbentuk simetrik dan bukan asimetrik (lihat Jadual 9).

Sementara itu, analisis interaksi dinamik iaitu kewujudan hubungan penyebab Granger antara KLCI dengan IPI diuji menggunakan pendekatan Toda-Yamamoto dan ARDL-ECM. Hasil keputusan ditunjukkan dalam Jadual 10 dan Jadual 11. Kedua-dua ujian mencadangkan bahawa IPI merupakan penyebab Granger kepada KLCI dan bukan sebaliknya. Tambahan lagi, ujian penyebab Granger berdasarkan ARDL-ECM menunjukkan wujud hubungan penyebab sehalu yang kuat daripada IPI kepada KLCI dalam jangka pendek dan jangka panjang. Sementara kelajuan pelarasan ke arah keseimbangan antara KLCI dengan IPI

JADUAL 9. Ujian kointegrasi Enders-Siklos

Asas ujian kointegrasi	TAR			MTAR		
	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_3	ρ_4	ρ_4
Koefisien	-0.0173	-0.0642	-0.0412	-0.0412	-0.0337	-0.0337
Hipotesis Nol	Statistik Ujian	Nilai Kritikal	Statistik Ujian	Statistik Ujian	Nilai Kritikal	Nilai Kritikal
	<i>t-Max</i>	1%	5%	<i>t-Max</i>	1%	5%
$H_0: \rho_1 = 0$	-0.7460	-2.53	-2.12	-1.4162	-2.45	-1.99
	Φ			ϕ		
$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$	6.6909*	8.08	5.91	4.6595	8.61	6.42
	<i>F</i>			<i>F</i>		
$H_0: \rho_1 = \rho_2$	1.8090	-	-	0.0455	-	-

Nota: * adalah signifikan pada 5%. Nilai kritikal adalah berdasarkan Enders dan Siklos (2001)

JADUAL 10. Ujian penyebab Toda-Yamamoto

Hipotesis Nol, H_0	VAR(k)	$k + d_{\max}$	χ^2
IPI \neq KLCI	2	3	7.0694*
KLCI \neq IPI			1.1776

Nota: * adalah signifikan pada 5%. \neq menunjukkan 'bukan penyebab Granger'

JADUAL 11. ARDL – ECM

ARDL(p, q)	Hipotesis Nol, H_0	χ^2	EC
ARDL(3,0)	Δ IPI \neq Δ KLCI	2.9547*	-0.0474**
ARDL(2,0)	Δ KLCI \neq Δ IPI	0.2428	-0.0208

Nota: ** dan * adalah signifikan pada 1% dan 10%. Simbol ' \neq ' menunjukkan 'bukan penyebab Granger'. Δ = beza pertama. EC = koefisien pembetulan ralat dan penyebab jangka panjang. Angka dalam () adalah struktur lat optimum yang dipilih berdasarkan kriteria SIC. Penganggaran model adalah menggunakan Microfit 4.1.

adalah sangat perlahan iaitu ketidakseimbangan dalam jangka panjang diperbetulkan pada kadar 0.0474 atau 4.7 peratus setiap bulan (lihat Jadual 11).

Beberapa siri ujian diagnostik ke atas siri ralat juga telah dijalankan untuk memastikan model yang digunakan adalah sesuai dan mencukupi. Kebanyakan hasil ujian diagnostik memenuhi andaian normal, homokedastisiti dan tiada autokorelasi.

Ringkasnya, dengan mengambil kira perubahan struktur, proses tak linear dan pelarasan asimetrik, hasil kajian menunjukkan bahawa wujud hubungan kointegrasi jangka panjang antara KLCI dengan IPI di Malaysia. Selain itu, hubungan penyebab Granger sehala juga dapat dikesan daripada IPI kepada KLCI. Dalam erti kata yang lain, IPI merupakan penyebab Granger kepada KLCI dalam jangka pendek dan jangka panjang. Hasil kajian juga menunjukkan bahawa teknik-teknik ujian kointegrasi berkuasa tinggi seperti Johansen-Mosconi-Nielsen, tak berparametrik Bierens, Pesaran-Shin-Smith dan Enders-Siklos berupaya mengesan hubungan kointegrasi antara KLCI dengan IPI. Walau bagaimanapun, ujian kointegrasi berdasarkan Gregory-Hansen gagal mengesan sebarang

hubungan antara KLCI dengan IPI. Tambahan lagi, seperti yang telah dijangkakan dan sebagaimana kebanyakan bukti kajian pada masa lepas, ujian kointegrasi menggunakan pendekatan tradisional Engle-Granger dan Johansen gagal mengesan sebarang hubungan antara KLCI dengan IPI di Malaysia.

KESIMPULAN

Kajian lepas dari sudut teori dan empirikal menunjukkan bahawa adalah penting untuk mengkaji hubungan antara pasaran ekuiti dengan pemboleh ubah makroekonomi kerana ia boleh memberikan implikasi dasar yang praktikal bukan sahaja kepada para penggubal dasar tetapi juga kepada para pelabur. Perubahan 'iklim' pasaran antarabangsa yang semakin kompleks dan tidak menentu perlu diberikan penekanan kerana ia mempunyai kesan terhadap pasaran domestik. Oleh itu, adalah penting untuk melihat gelagat-gelagat pasaran domestik terlebih dahulu kerana ia mungkin boleh membawa kepada kelembapan ekonomi sesebuah negara secara keseluruhan. Dengan peningkatan darjah integrasi dan liberalisasi perdagangan antarabangsa, maka adalah tidak mustahil bahawa sebarang kejutan (ekonomi) luaran boleh membawa kepada kelembapan ekonomi domestik sama ada secara langsung ataupun tidak langsung.

Hasil kajian menyokong potensi kewujudan hubungan kointegrasi antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi di Malaysia dengan mengambil kira beberapa sifat penting seperti perubahan struktur, kesan asimetrik dan proses tak linear di samping menggunakan pelbagai teknik pengujian yang lebih baik dan berkuasa tinggi seperti pendekatan Gregory-Hansen, Johansen-Mosconi-Nielsen, Bierens, Pesaran-Shin-Smith dan Enders-Siklos dalam mengatasi kelemahan yang terdapat dalam teknik-teknik pengujian kointegrasi secara tradisional. Selain itu, hasil kajian berdasarkan pendekatan Toda-Yamamoto dan ARDL-ECM juga menunjukkan wujud hubungan penyebab Granger sehala daripada aktiviti ekonomi kepada pasaran saham di Malaysia. Ini memberikan gambaran umum bahawa aktiviti ekonomi mungkin berpotensi sebagai indikator dan

pemboleh ubah penting dalam meramal gelagat pasaran saham pada masa depan sama ada secara langsung ataupun tidak langsung.

Walau bagaimanapun, untuk kajian pada masa akan datang, faktor-faktor makroekonomi yang lain seperti inflasi, KDNK, kadar faedah dan kadar pertukaran mungkin boleh diambil kira dalam membentuk model hubungan antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi (nilai benar) untuk mendapatkan hasil keputusan yang lebih baik di samping menggunakan teknik-teknik pengujian berkuasa tinggi yang dicadangkan dalam kajian ini seperti pendekatan kointegrasi Johansen-Mosconi-Nielsen, tak berparametrik Bierens, Pesaran-Shin-Smith, Enders-Siklos dan teknik-teknik kointegrasi berkuasa tinggi yang dicadangkan dalam kajian-kajian lepas (lihat Cook 2006). Ini kerana bukti empirikal menunjukkan teknik pengujian secara tradisional seperti pendekatan Engle-Granger dan Johansen gagal mengesan hubungan antara pasaran saham dengan aktiviti ekonomi dalam kebanyakan kes. Juga dicadangkan, kajian pada masa depan boleh dilanjutkan dengan melihat hubungan antara aktiviti ekonomi dengan pasaran saham di peringkat sektor, industri atau firma. Selain itu, teknik-teknik kointegrasi yang diguna pakai dan dicadangkan dalam kajian ini juga boleh diaplikasikan di pasaran-pasaran lain khususnya pasaran baru muncul dan pasaran sedang membangun untuk mendapatkan hasil kajian yang lebih baik, terperinci, konsisten dan menyeluruh.

PENGHARGAAN

Penulis ingin mengucapkan penghargaan kepada penilai kertas kerja dan peserta Persidangan Kebangsaan Ekonomi Malaysia (PERKEM) Ke-VII pada 4-6 Jun 2012 di Ipoh, Perak, Malaysia kerana telah memberikan komen dan pandangan membina untuk menghasilkan kertas kerja ini.

RUJUKAN

- Balvers, R. J., Cosimano, T. F. & McDonald, B. 1990. Predicting stock returns in an efficient market. *Journal of Finance* XLV: 1109-1135.
- Banerjee, A., Dolado, J. & Mestre, R. 1998. Error-correction mechanism tests for cointegration in single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis* 19: 267-283.
- Barro, R. J. 1989. The stock market and the macroeconomy: implication of the October 1987 crash. In *Black Monday and Future of Financial Market*, edited by R.W. Kamphuis et al. New York: Irwin.
- Bierens, H. J. 1997. Nonparametric cointegration analysis. *Journal of Econometrics* 77: 379-404.
- Chinzara, Z. 2011. Macroeconomic uncertainty and conditional stock market volatility in South Africa. *South African Journal of Economics* 79(1): 27-49.
- Choi, J. J., Hauser, S. & Kopecky, K. J. 1999. Does the stock market predict real activity? Time series evidence from the G-7 countries. *Journal of Banking and Finance* 23: 1771-1792.
- Cook, S. 2006. Are stock prices and economic activity cointegrated? Evidence from the United States, 1950-2005. *Annals of Financial Economics* 2: 2-16.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. 1979. Distribution of the estimation for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American 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.
- Dritsaki, M. 2005. Linkage between stock market and macroeconomic fundamentals: case study of Athens stock exchange. *Journal of Financial Management and Analysis* 18(1): 38-47.
- Enders, W. & Granger, C. W. J. 1998. Unit root test and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business and Economic Statistics* 16: 304-311.
- Enders, W. & Siklos, P. 2001. Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics* 19: 166-176.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. 1987. Co-integration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica* 55(2): 251-276.
- Errunza, V. & Hogan, K. 1998. Macroeconomic determinants of European stock market volatility. *European Financial Management* 4(3): 361-377.
- Espinoza, R., Fornari, F. & Lombardi, M. J. 2012. The role of financial variables in predicting economic activity. *Journal of Forecasting* 31: 15-46.
- Fama, E. F. 1981. Stock returns, real activity, inflation, and money. *American Economic Review* 71(4): 545-565.
- Filis, G. 2010. Macro economy, stock market and oil prices: do meaningful relationships exist among their cyclical fluctuations? *Energy Economics* 32: 877-886.
- Gjerde, Ø. & Sættem, F. 1999. Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 9: 61-74.
- Gregory, A. W. & Hansen, B. E. 1996. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics* 70: 99-126.
- Hamilton, J. 1994. *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press.
- Huang, B.-N. & Yang, C.-W. 2004. Industrial output and stock price revisited: an application of the multivariate indirect causality model. *The Manchester School* 72(3): 347-362.
- Janor, H., Halid, N. & Rahman, A. A. 2005. Stock market and economic activity in Malaysia. *Investment Management and Financial Innovations* 4: 116-123.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-254.
- Johansen, S., Mosconi, R. & Nielsen, B. 2000. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *Econometrics Journal* 3: 216-249.
- Lanne, M., Lutkepohl, H. & Saikkonen, P. 2002. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis* 23(6): 667-685.
- Lanne, M., Lutkepohl, H. & Saikkonen, P. 2003. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 65(1): 91-115.

- Lutkepohl, H. 2004. Univariate time series analysis. In *Applied Time Series Econometrics*, edited by H. Lutkepohl & M. Kratzig. New York: Cambridge University Press.
- Lutkepohl, H., Saikkonen, P. & Trenkler, C. 2003. Comparison of tests for the cointegrating rank of a VAR process with a structural shift. *Journal of Econometrics* 13: 201-229.
- MacKinnon, J.G. 2010. Critical values for cointegration tests. Queen's Economics Department Working Paper No. 1227, Department of Economics, Queen's University.
- Maysami, R. C. & Koh, T. S. 2000. A vector error correction model of the Singapore stock market. *International Review of Economics and Finance* 9: 79-96.
- McMillan, D. 2005. Time variation in the cointegrating relationship between stock prices and economic activity. *International Review of Applied Economics* 19: 359-378.
- Nasseh, A. & Strauss, J. 2000. Stock prices and domestic and international macroeconomic activity: a cointegration approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 40: 229-245.
- Peek, J. & Rosengren, E. S. 1988. The stock market and economic activity. *New England Economic Review* (May): 39-50.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. 2001. Bound testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics* 16: 289-326.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. 1988. Testing for a unit root in times series regression. *Biometrika* 75: 335-446.
- Saikkonen, P. & Lutkepohl, H. 2000. Testing for the cointegrating rank of a VAR process with a structural shift. *Journal of Business and Economic Statistics* 18: 451-464.
- Saikkonen, P. & Lutkepohl, H. 2002. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory* 18: 313-348.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. 1995. Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics* 66: 225-250.
- Tong, H. 1983. *Threshold Models in Non-linear Time-series Analysis*. New York: Springer-Verlag.
- Tong, H. 1990. *Non-linear Time-series: A Dynamical Approach*. Oxford: Oxford University Press.
- Trenkler, C. 2002. *Testing for the Cointegrating Rank in the Presence of Level Shifts*. Aachen: Shaker-Verlag.
- Mori Kogid (Corresponding author)
Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600, UKM Bangi Selangor, Malaysia
E-mel: morikogid@gmail.com
- Abu Hassan Shaari Mohd Nor
Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600, UKM Bangi Selangor, Malaysia
E-mel: ahassan@ukm.my
- Tamat Sarmidi
Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600, UKM Bangi Selangor, Malaysia
E-mel: tamat@ukm.my
- Nanthakumar Loganathan
Fakulti Pengurusan dan Ekonomi
Universiti Malaysia Terengganu
21030 Kuala Terengganu, Terengganu, Malaysia
E-mel: kumar@umt.edu.my