

Analisis Empirikal Hubungan Jangka Panjang dan Interaksi Dinamik Antara Pasaran Saham dan Aktiviti Ekonomi di Malaysia

Empirical Analysis of Long-Term Relationships and Dynamic Interactions of Stock Markets and Economic Activities in Malaysia

Mori Kogid

Abu Hassan Shaari Mohd Nor

Tamat Sarmidi

Pusat Pengajian Ekonomi, Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia, Selangor, Malaysia

Nanthakumar Loganathan

Jabatan Ekonomi, Fakulti Pengurusan dan Ekonomi

Universiti Malaysia Terengganu, Terengganu, Malaysia

ABSTRAK

Menyedari kepentingan dan wujudnya keraguan tentang hubungan antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi khususnya di negara baru muncul dan sedang membangun seperti yang dilaporkan dalam kebanyakan kajian lepas, kajian ini merupakan suatu usaha ke arah melihat hubungan kointegrasi jangka panjang antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi di Malaysia. Dengan menggunakan data bulanan bermula Januari 1990 hingga November 2011, hasil ujian empirikal menunjukkan adanya potensi di mana wujud hubungan kointegrasi antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi. Dalam kajian ini, prosedur pengujian kointegrasi ditambah baik dengan mengambil kira beberapa ciri penting ekonomi 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. 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.

Kata kunci: Kointegrasi, Perubahan Struktur, Asimetrik, Tak Linear, Tak Berparametrik

ABSTRACT

Recognising the importance and the existence of doubts about the relationship between stock market and economic activity, especially in emerging and developing countries as reported in most previous studies, this study is an effort to look at long-run cointegration relationship between stock market and economic activity in Malaysia. By using monthly data from January 1990 to November 2011, the empirical test results show the 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 of the economy such as structural breaks, asymmetric effects, and nonlinear process in addition to the use of various high powered 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. In addition, the results based on Toda-Yamamoto and ARDL-ECM approaches also show that there is one way Granger causal relationship from economic activity to the stock market in Malaysia. This gives a general overview that economic activity may potentially be as an indicator and important variable in predicting the future stock market behaviour.

Keywords: Cointegration, Structural Breaks, Asymmetry, Nonlinear, Nonparametric

PENGENALAN

Persidangan Kebangsaan Ekonomi Malaysia ke VII (PERKEM VII)
Transformasi Ekonomi dan Sosial Ke Arah Negara Maju
Ipoh, Perak, 4 – 6 Jun 2012

Hubungan antara pasaran saham dan pemboleh ubah ekonomi adalah sangat penting dan telah banyak dibincangkan dalam kajian lepas sama ada dari sudut teori ataupun empirikal. Indeks pengeluaran perindustrian misalnya merupakan antara pemboleh ubah ekonomi yang sering kali dikaitkan dengan pasaran saham. Ini adalah kerana indeks pengeluaran perindustrian kerap kali digunakan sebagai proksi atau indikator kepada aktiviti ekonomi yang dipercayai berhubung rapat dengan pasaran saham. Justeru, potensi hubungan jangka panjang (kointegrasi) antara aktiviti ekonomi dan pasaran saham telah menjadi isu yang menarik untuk dikaji kerana hubungan ini dianggap konsisten dengan kajian secara teoretikal dalam kedua-dua bidang ekonomi dan kewangan (McMillan, 2005; Cook, 2006).

Menurut Nasseh dan Strauss (2000), hubungan kointegrasi antara harga saham dan aktiviti makroekonomi juga menggambarkan peningkatan tetap dalam pengeluaran yang menyebabkan peningkatan secara kumulatif aliran tunai yang tinggi dan berterusan. Ini seterusnya membawa kepada peningkatan besar dalam harga saham semasa yang menyumbang kepada kemeruapan dalam pasaran saham. Tetapi, jika sebaliknya aktiviti pengeluaran dicirikan oleh peningkatan yang sementara, inovasi min berbalik atau tiada hubungan kointegrasi antara harga saham dan pengeluaran, inovasi pengeluaran semasa akan memberikan kesan yang kecil ke atas harga saham. Justeru menyumbang kepada kemeruapan yang rendah dalam pasaran saham.

Dalam beberapa tahun kebelakangan ini, terdapat sejumlah kajian yang melihat hubungan antara pemboleh ubah kewangan (misalnya pulangan saham) dan pemboleh ubah ekonomi (Gjerde & Saettem, 1999; Cook, 2006). Hubungan ini kadangkala dibezaikan mengikut saiz ekonomi negara berkaitan. Misalnya, hubungan antara pasaran saham dan pemboleh ubah ekonomi bagi ekonomi bersaiz kecil secara relatifnya berbeza dengan ekonomi bersaiz besar seperti U.S. dan U.K. yang banyak dibincangkan dalam kajian lepas. Salah satu faktor yang signifikan kepada perbezaan ini ialah 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 dan 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 sebelas kes berkaitan dengan kejatuhan dalam pasaran saham, sebanyak enam kes diikuti oleh kemelesetan (krisis) ekonomi. Sementara kajian oleh Barro (1989) mendapati prestasi pasaran saham berjaya meramal sebanyak lapan daripada sembilan kemelesetan (krisis) ekonomi. Sebaliknya, Fama (1981) melihat peranan pemboleh ubah ekonomi seperti indeks pengeluaran perindustrian sebagai indikator utama kepada prestasi pasaran saham melalui proses pelaburan, sementara pelaburan modal pula dilihat sebagai indikator terkebelakang. Kajian Filis (2010) pula mencadangkan peranan pemboleh ubah ekonomi seperti keluaran dalam negara kasar (KDNK) sebagai indikator utama kepada pergerakan pasaran saham. Tambahan pula, Gjerde dan Saettem (1999) mencadangkan bahawa berdasarkan hasil kajian lepas, faktor makroekonomi memberikan kesan yang signifikan kepada pulangan saham (lihat juga Chinzara, 2011) di negara maju seperti U.S., U.K. dan Jepun.

Berdasarkan kajian lepas, terdapat beberapa teori yang menerangkan hubungan antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi. Misalnya model penilaian stok dan teori kesan kekayaan mencadangkan bahawa harga saham adalah penyebab kepada aktiviti ekonomi (Choi, Hauser & Kopecky, 1999; Janor, Halid & Rahman, 2005). Sebaliknya, model diskau dividend dan teori peletakan harga arbitraj mencadangkan bahawa aktiviti ekonomi menyebab 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 berhubung secara langsung dengan aktiviti ekonomi, maka pergerakan atau turun naik dalam harga saham akan memberikan petunjuk kepada arah aliran ekonomi. Sementara teori kesan kekayaan diterangkan melalui hasil penggunaan oleh para pelabur kaya. Mengikut teori ini, turun naik dalam harga saham mempunyai kesan langsung ke atas perbelanjaan agregat. Misalnya, apabila pasaran saham sedang meningkat, para pelabur akan menjadi semakin kaya dan cenderung untuk berbelanja lebih. Ini akan menyebabkan peningkatan ke atas permintaan terhadap barang dan seterusnya membawa kepada perkembangan ekonomi (Janor et al, 2005).

Mengikut model diskau dividend dan teori peletakan harga arbitraj, sebarang maklumat baru sama ada dijangka atau tidak dijangka tentang KDNK, pengeluaran, inflasi, kadar faedah, kadar pertukaran dan sebagainya akan memberikan kesan ke atas pulangan atau harga saham melalui impak ke atas dividend dijangka, kadar diskau dijangka atau kedua-duanya. Jika sekiranya dividend dijangka atau aliran tunai dan juga kadar diskau dijangka memberikan kesan ke atas pulangan atau harga saham semasa, secara logik varians bersyarat bagi pulangan semasa akan berfungsi kepada varians bersyarat bagi kadar diskau dan aliran tunai masa depan dijangka dan juga ko-variанс bersyarat antara kadar

diskaun dan aliran tunai masa depan dijangka. Oleh sebab pendapatan korporat pada masa depan dan seterusnya aliran tunai adalah berkait rapat dengan ‘kesihatan’ makroekonomi, maka adalah tidak menghairankan bahawa perubahan dalam ketidakpastian tentang gelagat masa depan fundamental makroekonomi akan mencetuskan reaksi yang berkedara dalam kemeruapan semasa pulangan saham dengan andaian 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: (1) Kajian ini cuba melihat hubungan jangka panjang (kointegrasi) antara pasaran saham (KLCI) dan aktiviti ekonomi (IPI) di Malaysia dan pada masa yang sama, kajian ini juga melihat interaksi dinamik hubungan jangka pendek antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi berdasarkan teori yang telah dibincangkan di atas. (2) Disebabkan kegagalan teknik pengujian secara tradisional dalam mengesan hubungan antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi sebagaimana direkodkan dalam kebanyakan kajian lepas, kajian ini juga menggunakan pelbagai teknik pengujian yang lebih baik dan berkuasa tinggi berdasarkan pendekatan Gregory-Hansen, Johansen-Mosconi-Nielsen, Bierens, Pesaran-Shin-Smith, Enders-Siklos, Toda-Yamamoto dan ARDL-ECM dengan mengambil kira beberapa ciri penting ekonomi seperti perubahan struktur, asimetrik dan proses tak linear dalam data siri masa kerana dipercayai ciri ekonomi ini jika tidak diambil kira boleh menyebabkan kegagalan dalam menolak hipotesis nol yang bias.

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

KAJIAN LEPAS

Menurut McMillan (2005), potensi hubungan antara pasaran saham dan pemboleh ubah makroekonomi adalah penting. Misalnya hubungan kointegrasi antara harga saham dan aktiviti ekonomi yang konsisten dengan kajian teoritikal dalam ekonomi dan kewangan (lihat juga Cook, 2006). Walau bagaimanapun, dalam memodelkan hubungan kointegrasi antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi, Cook (2006) menegaskan bahawa beberapa perkara perlu diberikan perhatian kerana ia boleh memberikan implikasi yang penting dari sudut praktikal. Pertama, kegagalan mengesan hubungan jangka panjang antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi perlu dikenal pasti dan diambil kira khususnya dalam memodelkan gelagat pasaran saham. Dalam erti kata yang lain, kecenderungan kepada kewujudan regresi palsu perlu dielakkan ketika memodelkan hubungan antara pemboleh ubah ini, dan yang kedua, kegagalan mengesan kointegrasi antara pemboleh ubah kajian juga adalah mungkin disebabkan oleh kewujudan kemeruapan yang lebih besar dalam data harga saham dan isu ini harus diberikan perhatian dalam melihat gelagat harga saham. Oleh itu, perkara-perkara sedemikian perlu diberikan penekanan untuk mengelak 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 peletakan harga oleh Hamilton (1994). Justeru, menurut Huang dan Yang (2004), pulangan aset mungkin boleh diramal melalui ramalan ke atas inti pati peletakan harga. Dalam hal ini, pemboleh ubah yang boleh meramal inti pati peletakan harga juga boleh membantu dalam meramal pulangan aset. Mereka juga menambah bahawa selalunya harga saham akan mengalami pelarasaran secara besar-besaran berikutan informasi yang dikeluarkan oleh penyata kewangan iaitu pemboleh ubah yang memberi kesan ke atas nilai fundamental sesebuah syarikat 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 U.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 dan pasaran saham juga berbeza-beza di kebanyakan negara. 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 mendapat wujud hubungan kointegrasi yang signifikan antara pengeluaran perindustrian dan harga saham. Sementara kajian lain (Maysami & Koh, 2000; Cook, 2006) masing-masing di Singapura dan U.S., gagal mengesan hubungan kointegrasi antara pengeluaran perindustrian dan pasaran saham.

Begitu juga dengan hubungan penyebab dalam jangka pendek antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi (pengeluaran perindustrian) didapati berbeza-beza dalam kebanyakan kajian lepas. Beberapa kajian mendapat pengeluaran perindustrian adalah penyebab yang signifikan dalam mempengaruhi pasaran saham (Errunza & Hogan, 1998; Gjerde & Saettem, 1999; Nasseh & Strauss, 2000; Huang & Yang, 2004; Filis, 2010; Chinzara, 2011). Sebaliknya kajian seperti Choi et al. (1999), Janor et al. (2005) dan Espinoza, Fornari dan Lombardi (2012) mendapat pasaran saham merupakan faktor yang signifikan dalam mempengaruhi pengeluaran perindustrian. Sementara kajian oleh Dritsaki (2005) mendapat wujud hubungan penyebab jangka pendek dua hala antara pasaran saham dan pengeluaran perindustrian. Selain itu, kajian Janor et al. (2005) juga mendapat bahawa pada 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 prosedur peramalan di luar sampel (out-of-sample). Sementara Huang dan Yang (2004) menggunakan pendekatan yang dipelopori oleh Dufor dan Renault pada tahun 1998 iaitu model penyebab tidak langsung. Walau bagaimanapun, hasil kajian mereka berbeza di mana Choi et al. (1999) mendapat wujud hubungan penyebab Granger sebaliknya 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 Thomson *datastream*. Kedua-dua pemboleh ubah KLCI dan IPI adalah dalam bentuk logaritma.

Ujian Kepegunaan

Untuk menentukan kepegunaan 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 (Saikkonen & Lutkepohl, 2002; Lanne, Lutkepohl & Saikkonen, 2002; 2003).

Ujian punca unit SL ke atas data siri masa y_t dapat ditunjukkan seperti berikut:

$$y_t = \mu_0 + f_t(\theta)' \gamma + x_t \quad (1)$$

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 (1) boleh ditulis sebagai

$$\Delta y_t = \Delta f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (2)$$

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:

$$f_t(\theta)' \equiv d_t = \begin{cases} 0 & t < T_B \\ 1 & t \geq T_B \end{cases} \quad (3)$$

Panjang lat yang optimum dipilih berdasarkan kriteria maklumat Schwarz (SIC). Sementara taburan nilai kritikal bagi ujian ini adalah berdasarkan Lanne, Lutkepohl dan Saikkonen (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:

$$y_t = c + \beta x_t + e_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

Di mana c adalah pemalar ($c = \alpha$) atau kombinasi pemalar dan trend ($c = \alpha + \beta t$). Pada peringkat kedua pengujian, hubungan kointegrasi di antara y_t dan x_t diuji melalui ujian kepegunaan dan peringkat integrasi ke atas reja, \hat{e}_t yang diperolehi daripada persamaan (4) dengan menggunakan ujian Dickey-Fuller, DF seperti persamaan berikut:

$$\Delta \hat{e}_t = \rho \hat{e}_{t-1} + \nu_t \quad (5)$$

Berdasarkan persamaan (5), jika hipotesis nol, $\rho = 0$ tidak dapat ditolak, maka siri ralat mengandungi punca unit dan tidak wujud kointegrasi antara y_t dan x_t dan sebaliknya. Jika dilakukan ujian diagnostik ke atas siri reja dalam persamaan (5) dan didapati kehadiran korelasi bersiri, maka ujian ADF boleh digunakan seperti dalam persamaan (6). Jika hipotesis nol, $\rho = 0$ dapat ditolak, maka dapat disimpulkan bahawa set reja adalah pegun, maka y_t dan x_t adalah berkointegrasi.

$$\Delta \hat{e}_t = \rho \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \hat{e}_{t-i} + \nu_t \quad (6)$$

Ujian Kointegrasi Johansen

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

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-k} + \nu_t \quad (7)$$

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 yang berikut:

Model C (Peralihan Aras): $y_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_t + \alpha x_t + e_t \quad (8)$

Model C/T (Peralihan Aras dengan Trend): $y_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_t + \alpha x_t + \beta t + e_t \quad (9)$

Model C/S (Peralihan Rejim): $y_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_t + \alpha_1 x_t + \alpha_2 \varphi_t x_t + e_t \quad (10)$

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

$$\varphi_t = \begin{cases} 1 & \text{jika } t > \tau \\ 0 & \text{lain-lain} \end{cases} \quad (11)$$

Di mana τ adalah titik atau tarikh dalam sampel di mana berlaku perubahan struktur. Setiap model (8), (9) dan (10) dianggar dengan menggunakan kaedah kuasa dua terkecil biasa (OLS) dan prosedur pengujian bagi setiap siri reja 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 & Lutkepohl (lihat Saikkonen & Lutkepohl, 2000; Trenkler, 2002; Lutkepohl, Saikkonen & Trenkler, 2003; Lutkepohl, 2004). Proses penjanaan data (DGP) bagi y_t secara ringkasnya dapat ditunjukkan seperti berikut:

$$y_t = \mu_0 + \delta d_t + x_t \quad (12)$$

Di mana dami peralihan, d_t mempunyai takrifan yang sama seperti dalam ujian punca unit berdasarkan SL dalam persamaan (3). Oleh itu, tarikh dumi peralihan (tarikh perubahan struktur) adalah berdasarkan tarikh yang dipilih dalam ujian SL.

$$\Delta y_t = \nu + \Pi \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ d_{t-1} \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \Delta d_{t-j} + u_t \quad (13)$$

Di mana $\nu = -\Pi \mu_0$ dan $\Pi = \alpha[\beta' : \theta]$ dan $\theta = -\beta'\delta$.

Ujian Kointegrasi Bierens

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

$$z_t = \pi_0 + \pi_1 t + y_t \quad (14)$$

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:

$$A_m = \frac{8\pi^2}{T} \sum_{k=1}^m k^2 \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \cos\left(\frac{2k\pi(t-0.5)}{T}\right) z_t \right) \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \cos\left(\frac{2k\pi(t-0.5)}{T}\right) z_t \right)' \quad (15)$$

$$B_m = 2T \sum_{k=1}^m \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \cos\left(\frac{2k\pi(t-0.5)}{T}\right) \Delta z_t \right) \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \cos\left(\frac{2k\pi(t-0.5)}{T}\right) \Delta z_t \right)' \quad (16)$$

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 kebolehjadian maksimum berdasarkan pendekatan Johansen dan $g_m(r_0)$ yang dihitung berdasarkan nilai-eigen umum Bierens seperti berikut:

$$\hat{g}_m(r_0) = \begin{cases} (\prod_{k=1}^n \hat{\lambda}_{k,m})^{-1}, & \text{if } \dots r_0 = 0 \\ (\prod_{k=1}^{n-r} \hat{\lambda}_{k,m})^{-1} (T^{2r} \prod_{k=n-r+1}^n \hat{\lambda}_{k,m}), & \text{if } \dots r_0 = 1, \dots, n-1 \\ T^{2n} \prod_{k=1}^n \hat{\lambda}_{k,m}, & \text{if } \dots r_0 = n \end{cases} \quad (17)$$

Ujian Kointegrasi Pesaran-Shin-Smith

Ujian ini adalah berdasarkan pendekatan persempadan lat tertabur autoregresif (ARDL) (Pesaran, Shin & Smith, 2001) untuk menentukan pergerakan jangka panjang antara pemboleh ubah boleh ditulis dalam bentuk umum seperti berikut:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^m \gamma_j \Delta x_{t-j} + u_t \quad (18)$$

Di mana α_0 adalah pemalar dan u_t adalah reja gangguan putih. Mengikut Pesaran et al. (2001), dua statistik berasingan digunakan ke atas ujian persempadan 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 (1) 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 boleh ditolak. Tetapi jika statistik ujian terletak antara nilai kritikal atas dan nilai kritikal bawah, maka keputusan ujian tentang kewujudan kointegrasi tidak boleh ditentukan. Kelebihan utama kaedah ini ialah ia boleh diaplikasikan tidak kira sama ada regresor adalah $I(0)$ ataupun $I(1)$ dan boleh diaplikasikan tanpa melakukan praujian untuk kepegunaan 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* yang disediakan 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 pengubhsuain ke atas persamaan (5) peringkat kedua pengujian kointegrasi Engle-Granger dengan mengambil kira darjah kelajuan pelarasan yang berbeza (asimetrik). Dengan berdasarkan model autoregresif *threshold* oleh Tong (1983; 1990), persamaan (5) diubahsuai melalui penggunaan fungsi indikator Heaviside, I_t seperti berikut:

$$\Delta\hat{e}_t = I_t\rho_1\hat{e}_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (19)$$

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:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{jika } \hat{e}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{jika } \hat{e}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (20)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{jika } \Delta\hat{e}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{jika } \Delta\hat{e}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (21)$$

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 kewujudan 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:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{2i} x_{t-i} + u_t \quad (22)$$

$$x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{2i} x_{t-i} + v_t \quad (23)$$

Di mana α dan β adalah parameter tidak diketahui, k adalah panjang lat optimum dan d_{max} adalah peringkat integrasi yang maksimum bagi variabel-variabel dalam sistem. Selain itu, u dan v adalah reja dan diandaikan sebagai gangguan putih (sifar). Panjang lat, k pada awalnya dipilih berdasarkan SIC. Bagaimanapun, panjang lat, k kemudiannya ditambah dengan lebih banyak lat 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 berdasarkan rangka kerja ARDL (ARDL-ECM). Biasanya, pemboleh ubah siri masa yang tidak pegun seharusnya tidak diaplิกasikan ke dalam model regresi bagi mengelakkan kewujudan masalah regresi palsu. Berdasarkan prosedur pengujian kointegrasi, jika kedua-dua y_t dan x_t berkointegrasikan dengan takrifan iaitu $\hat{u}_t \sim I(0)$, maka vektor kointegrasi tersebut perlu digunakan sebagai elemen pembetulan ralat dalam memodelkan hubungan jangka pendek dan jangka panjang di antara pemboleh ubah dalam kajian. Persamaan ECM secara umum boleh ditulis seperti berikut:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^m \gamma_{1j} \Delta x_{t-j} + \alpha_1 u_{yt-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \gamma_{2j} \Delta x_{t-j} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \alpha_2 u_{xt-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

Di mana u_{yt-1} dan u_{xt-1} ialah elemen pembetulan ralat atau vektor kointegrasi yang diperoleh daripada ujian kointegrasi. x_t ialah penyebab Granger kepada y_t jika jumlah γ_{1j} dalam persamaan (24) adalah signifikan tanpa mengambil kira β_{2i} dalam persamaan (25). Sebaliknya y_t adalah penyebab Granger kepada x_t jika jumlah β_{2i} dalam persamaan (25) adalah signifikan tanpa mengambil kira γ_{1j} dalam persamaan (24). Sementara hubungan penyebab dua hala wujud antara y_t dan x_t jika kedua-dua jumlah γ_{1j} dan jumlah β_{2i} adalah signifikan. Koefisien α_1 dalam kedua-dua persamaan adalah merujuk kepada koefisien pembetulan ralat yang juga menggambarkan darjah 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 trend meningkat yang tidak stabil iaitu turun-naik di sepanjang tempoh masa, 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. Ini menggambarkan bahawa krisis kewangan Asia 1997 – 1998 mungkin memberikan kesan yang signifikan ke atas KLCI berbanding IPI. Sebaliknya, krisis ekonomi Mexico (Amerika Latin) pada tahun-tahun 1993 – 1995 mungkin memberikan kesan yang signifikan ke atas IPI berbanding KLCI. Sementara krisis kewangan global 2007 – 2009 memberikan kesan yang kurang signifikan ke atas IPI berbanding KLCI.

Hasil ujian kepegunaan 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 beza 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. Sementara ujian punca unit berdasarkan SL ditunjukkan dalam Jadual 2. Dengan mengambil kira kemungkinan perubahan struktur, hasil ujian menunjukkan bahawa kedua-dua data siri masa adalah tidak pegun. Tarikh perubahan struktur seperti ditunjukkan dalam Jadual 2 adalah berbeza bagi KLCI dan IPI iaitu masing-masing April 1999 dan Januari 1994.

Selari dengan objektif dalam kajian ini, analisis hubungan kointegrasi jangka panjang antara KLCI dan IPI diuji dengan menggunakan pelbagai jenis ujian kointegrasi secara tradisional dan juga teknik kointegrasi berkuasa tinggi. Hasil keputusan berdasarkan teknik ujian kointegrasi secara tradisional ditunjukkan dalam Jadual 3 dan Jadual 4, sementara hasil keputusan berdasarkan teknik ujian kointegrasi yang dianggap berkuasa tinggi ditunjukkan dalam Jadual 5 hingga Jadual 9. Hasil ujian kointegrasi Engle-Granger seperti dalam Jadual 3 gagal membuktikan hubungan kointegrasi antara KLCI dan IPI. Keputusan yang sama juga diperoleh daripada ujian kointegrasi menggunakan pendekatan Johansen (Jadual 4). Ujian kointegrasi menggunakan pendekatan Gregory-Hansen yang mengambil kira perubahan struktur juga gagal membuktikan kewujudan hubungan kointegrasi antara KLCI dan 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 hanya membenarkan satu tarikh perubahan struktur dalam persamaan ujian.

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

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 dan IPI pada 5% seperti dalam Jadual 7. Hasil keputusan yang sama juga diperoleh berdasarkan ujian kointegrasi Pesaran-Shin-Smith seperti ditunjukkan dalam Jadual 8. Ujian kointegrasi berkuasa tinggi menggunakan pendekatan Enders-Siklos juga menunjukkan wujud hubungan kointegrasi antara KLCI dan IPI hanya jika berdasarkan keputusan statistik ujian TAR. Walau bagaimanapun, hasil ujian mencadangkan bahawa hubungan kointegrasi antara KLCI dan IPI adalah berbentuk simetrik dan bukan asimetrik (lihat Jadual 9).

Sementara itu, analisis interaksi dinamik iaitu kewujudan penyebab antara KLCI dan 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 kepada KLCI dan bukan sebaliknya. Sementara kelajuan pelarasan ke arah keseimbangan antara KLCI dan IPI adalah sangat perlahan iaitu ketidakseimbangan dalam jangka panjang diperbetulkan pada 0.0474 atau 4.7% setiap bulan (lihat Jadual 11).

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

KESIMPULAN

Kajian lepas dari sudut teori dan empirikal menunjukkan bahawa adalah penting untuk mengkaji hubungan antara pasaran ekuiti dan pemboleh ubah makroekonomi kerana ia boleh memberikan implikasi dasar yang praktikal bukan sahaja kepada para penggubal dasar tetapi juga kepada para pelabur. Dengan perubahan ‘iklim’ pasaran antarabangsa yang semakin kompleks dan tidak menentu serta kesannya ke atas pasaran domestik, maka 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 pasaran 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 menunjukkan adanya potensi di mana wujud hubungan kointegrasi antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi di Malaysia dengan mengambil kira beberapa ciri penting ekonomi 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. Selain itu, hasil kajian berdasarkan pendekatan Toda-Yamamoto dan ARDL-ECM juga menunjukkan wujud hubungan penyebab Granger sehalia daripada aktiviti ekonomi kepada pasaran saham di Malaysia. Ini memberikan gambaran umum

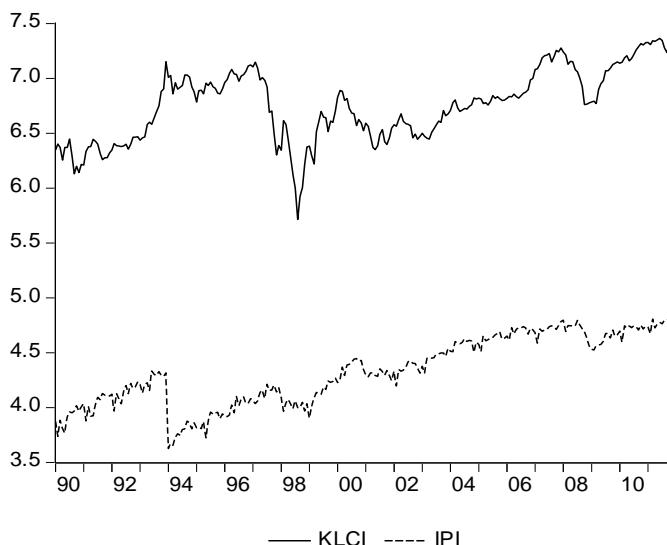
bahawa aktiviti ekonomi mungkin berpotensi sebagai indikator dan boleh ubah penting dalam meramal gelagat pasaran saham pada masa depan sama ada langsung ataupun tidak langsung.

Walau bagaimanapun, untuk kajian pada masa akan datang, faktor-faktor makroekonomi yang lain seperti inflasi, KDNK, kadar faedah, kadar pertukaran dan sebagainya secara bersama mungkin perlu diambil kira dalam memodelkan hubungan antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi (nilai benar) untuk mendapatkan hasil keputusan yang lebih baik di samping penggunaan teknik-teknik pengujian berkuasa tinggi yang dicadangkan dalam kajian ini dan kajian lepas kerana bukti empirikal menunjukkan teknik pengujian secara tradisional gagal mengesan sebarang hubungan antara pasaran saham dan aktiviti ekonomi dalam kebanyakan kes.

RUJUKAN

- 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 R.W. Kamphuis et al. (Eds.), *Black Monday and Future of Financial Market*. 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. and 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. & Saettem, 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. Dalam H. Lutkepohl & M. Kratzig (Pnyt.), *Applied Time Series Econometrics*. 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*, Federal Reserve Bank of Boston, issue 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.



RAJAH 1: Indeks Harga Saham (KLCI) dan Indeks Pengeluaran Perindustrian (IPI)

JADUAL 1: Ujian Punca Unit

Variabel	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.

JADUAL 2: Ujian Punca Unit Saikkonen-Lutkepohl (SL)

Variabel	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

Variabel	Statistik ADF			
	Pemalar		Pemalar & Trend	
Reja	-2.2061(0)		-3.0400(2)	
Nilai Kritikal				
	1%	5%	1%	5%
	-3.896	-3.336	-4.327	-3.780

Nota: Nilai kritikal adalah berdasarkan MacKinnon (2010).

JADUAL 4: Ujian Kointegrasi Johansen

Y = f(X)	H ₀ : r = r ₀	Statistik Trace	Nilai Kritikal (5%)	Lat
KLCI = f(IPI)	r = 0 r ≤ 1	9.3235 1.5276	15.4947 3.8415	2

JADUAL 5: Ujian Kointegrasi Gregory-Hansen

Y = f(X)	Model	T _B	Statistik ADF	Nilai Kritikal	
				1%	5%
KLCI = f(IPI)	C	2/1998	-2.8024(0)	-5.13	-4.61
	C/T		-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 & Hansen (1996).

JADUAL 6: Ujian Kointegrasi Johansen-Mosconi-Nielsen

Y = f(X)	T _B	H ₀ : r = r ₀	Statistik Trace	Nilai Kritikal		Lat
				1%	5%	
KLCI = f(IPI)	12/1993; 2/1998	r = 0 r ≤ 1	31.19* 5.44	36.03 19.90	30.69 15.50	2

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

JADUAL 7: Ujian Kointegrasi Bierens

Y = f(X)	H ₀ : r = r ₀	Statistik Ujian	Nilai Kritikal	
			5%	
KLCI = f(IPI)	r = 0 r ≤ 1	0.009* 2.228	0.017	0.054

Nota: * adalah signifikan pada 5%.

JADUAL 8: Ujian Kointegrasi Pesaran-Shin-Smith

$ARDL(p, q): Y = f(X)$	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.

JADUAL 9: Ujian Kointegrasi Enders-Siklos

	TAR		MTAR	
	ρ_1	ρ_2	ρ_1	ρ_2
Koefisien	-0.0173	-0.0642	-0.0412	-0.0337
Hipotesis Nol	Statistik Ujian	Nilai Kritikal	Statistik Ujian	Nilai Kritikal
	$t\text{-Max}$	1% 5%	$t\text{-Max}$	1% 5%
$H_0: \rho_i = 0$	-0.7460	-2.53 -2.12	-1.4162	-2.45 -1.99
$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$	Φ		Φ	
	6.6909*	8.08 5.91	4.6595	8.61 6.42
	F		F	
$H_0: \rho_1 = \rho_2$	1.8090	- -	0.0455	- -

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

JADUAL 10: Ujian Penyebab Toda-Yamamoto

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

Nota: * adalah signifikan pada 5%. $=>$ menunjukkan ‘bukan penyebab Granger kepada’.

JADUAL 11: ARDL – ECM

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

Nota: ** dan * adalah signifikan pada 1% dan 10%. Simbol “ $=>$ ” menunjukkan “bukan penyebab Granger kepada”. 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.