HUBUNGAN PULANGAN SAHAM DENGAN DASAR MONETARI: SAHAM GENERIK DAN ISLAM

Ruzita Abdul Rahim, Abu Hassan Shaari Mohd Nor dan Nur 'Jila Mohammad

Fakulti Ekonomi dan Perniagaan, Universiti Kebangsaan Malaysia

43600 UKM Bangi, Selangor

ruzitaar@ukm.my; ahassan@ukm.my; norjiela@yahoo.com

ABSTRAK

Kajian ini menguji hubungan antara pemboleh ubah dasar monetari dengan pasaran saham di Malaysia yang boleh dibahagikan kepada dua segmen iaitu pasaran saham generik (indeks komposit Kuala Lumpur, KLCI) dan pasaran saham Islam (indeks Syariah Kuala Lumpur, KLSI). Instrumen dasar monetari yang dikaji adalah penawaran wang (M1 dan M2) serta kadar faedah (MM dan TB). Kajian ini menggunakan data bulanan dari Januari 2000 hingga Julai 2009 yang diuji menggunakan kaedah autoregresif lat teragih (ARDL). Konsisten dengan jangkaan teori ekonomi, keputusan analisis ARDL membuktikan wujud hubungan jangka panjang yang positif secara signifikan antara penawaran wang (M1 dan M2) dengan nilai saham KLCI dan KLSI. Begitu juga, kadar faedah (MM) didapati mempunyai hubungan jangka panjang yang negatif dengan KLCI. Bagaimanapun, hubungan tersebut tidak signifikan. Apabila diaplikasikan kepada KLSI, hubungan tersebut menjadi positif walaupun masih tidak signifikan. Hasil ujian ECM yang diperoleh dari analisis ARDL menyarankan hubungan yang sama dalam jangka pendek kecuali terdapat hubungan yang negatif antara MM dengan KLSI apabila M2 dimasukkan dalam persamaan. Satu perbezaan yang ketara adalah hubungan positif yang signifikan antara MM dengan KLSI. Keadaan ini kemungkinan berlaku kerana

pelabur-pelabur saham-saham patuh Syariah menganggap peningkatan dalam kadar faedah menyebabkan elemen *riba*' dan dengan itu mendorong mereka untuk mengalihkan perhatian dan pelaburan kepada saham-saham Syariah, yang kesan akhirnya adalah peningkatan nilai saham-saham tersebut. Penemuan kajian ini mempunyai implikasi dasar yang penting kerana suatu dasar yang sama cenderung menghasilkan impak yang bertentangan ke atas dua segmen pasaran saham.

ABSTRACT

This study examines the relationship between financial variables which are associated with monetary policy and stock market in Malaysia which can be segregated into two segments namely the generic stock market (Kuala Lumpur Composite Index, KLCI) and the Islamic stock market (Kuala Lumpur Syariah Index, KLSI). The monetary policy instruments studied here are money supply (M1 and M2) and interest rate (MM and TB). This study employs monthly data from January 2000 to July 2009 which are tested using an autoregressive distributed lags (ARDL) method. Consistent with theoretical prediction, the results from the ARDL analyses provide evidence that there exist positive long-term relationships between money supply and value of generic and Syariah stocks. Similarly, interest rate (MM) is found to have a long-term negative relationship with KLCI. However, the relationship is not significant. When applied on KLSI, the relationship turns positive even if it is still insignificant. The results from the error correction model (ECM) which is provided from the ARDL analysis suggest such relationships are persistent in short-term except there are negative short run relationships between MM and KLSI when M2 is included in the equations. One obvious exception is the significantly positive relationship between MM and KLSI. Such condition is probably due to perception of investors of Syariah-compliant stocks

that increases in interest rates create an elemen of *riba*' and that accordingly encourages them to switch their attention and investment to Syariah stocks, the final impact of which is increases in the value of Syariah stocks. The findings of this study has an important policy implication in that the same policy tends to produce an impact which is contradicting on the two stock market segments.

PENDAHULUAN

Model penilaian saham yang standard seperti model pertumbuhan dividen Gordon (1959) mengatakan bahawa nilai intrinsik saham biasa ditentukan oleh kadar pulangan dan aliran-aliran tunai dijangka. Begitu juga teori penetapan harga arbitraj (Ross 1976) mengatakan pemboleh ubah makroekonomi seperti kadar faedah, inflasi dan output menentukan perubahan dalam harga saham. Kepentingan dasar monetari dalam menentukan perubahan dalam pasaran saham terus menjadi satu titik fokus dalam kajian-kajian mutakhir ini khususnya kerana kedudukan pasaran saham dewasa ini sering diancam oleh kejutan-kejutan makroekonomi yang mempunyai kesan yang dramatik. Oleh yang demikian, ia menimbulkan satu persoalan sama ada dasar monetari yang dilaksanakan sekarang mampu melindungi pasaran saham dan seterusnya ekonomi sesebuah negara daripada sebarang kejutan yang tidak diingini. Hal ini kerana sejajar dengan jangkaan ekonomi, kebanyakan kajian empirikal (misalnya Choudhry 1996; Rigobon dan Sack 2001; Humpe dan Macmillan 2007; Mukherjee dan Naka 1995; Najand dan Noronha 1998) membuktikan bahawa dasar monetari mempunyai hubungan dengan pasaran saham. Bukti empirikal yang sama diperoleh di Malaysia (misalnya Habibullah dan Baharumshah 1996; Ibrahim dan Aziz 2003; Rosylin dan Mohd Yahya 2005; Abu Hassan Shaari, Ugur dan Siti Hamizah 2008; Aisyah, Noor Zahiran dan Fauziah Hanim 2009) yang turut menyarankan bahawa dasar monetari mempunyai hubungan tertentu dengan harga saham.

Berdasarkan alasan bahawa instrumen dasar monetari mampu memberi impak tertentu untuk mengawal kestabilan pasaran saham, kajian ini berhasrat untuk menguji semula hipotesis tersebut dalam tempoh yang lebih terkini. Hasil kajian ini diharap

dapat menyediakan bukti terkini kepada penggubal dasar sama ada instrumen dasar monetari yang digunakan masih berkesan untuk digunakan untuk melindungi pasaran saham daripada sebarang kejutan di masa depan. Begitu juga, walaupun terdapat kajian-kajian sebelum ini (Rosylin dan M. Shabri 2008; M. Shabri dan Rosylin 2009) yang telah mengambilkira pasaran saham Islam, bukti yang sedia ada masih amat terhad. Oleh itu, selari dengan matlamat negara untuk menjadi hub kewangan Islam, kajian ini berhasrat untuk mendapatkan bukti sama ada instrumen dasar monetari yang sama mampu memberikan kesan yang sama ke atas pasaran saham Islam. Kajian ke atas indeks Syariah (KLSI) juga mempunyai kepentingan sendiri kerana perbezaan ciri saham-saham Syariah berbanding saham-saham generik yang menjadi komponen indeks KLCI. Justeru itu, tujuan utama kajian ini adalah untuk menguji wujudnya hubungan antara dasar monetari dengan pasaran saham generik dan Islam di Malaysia. Di samping itu, ia bertujuan mengenalpasti pemboleh ubah kewangan yang paling mempengaruhi pasaran saham Malaysia dan mengkaji hubungan jangka pendek dan jangka panjang antara pembolehubah kewangan dengan pasaran saham di Malaysia serta untuk mengetahui sama ada dasar monetari yang dijalankan berjaya dan stabil dalam mengawal kekukuhan pasaran saham di Malaysia.

Susunan perbincangan dalam kajian ini adalah seperti berikut: Bahagian 1 menjelaskan latar belakang kajian, objektif, permasalahan dan kepentingan kajian ini dan Bahagian 2 membincangkan kajian-kajian terdahulu. Bahagian 3 menerangkan metodologi yang digunakan dalam kajian ini. Bahagian 4 melaporkan keputusan empirikal dan Bahagian 5 adalah kesimpulan kajian.

KAJIAN LEPAS

Kajian mengenai kesan atau hubungan antara dasar monetari dengan pasaran saham mula mendapat tumpuan setelah penemuan seumpamanya diperoleh di negara-negara maju. Antaranya adalah Rigobon dan Sack (2001) yang menggunakan pendekatan VAR di pasaran saham Amerika Syarikat, Najand dan Noronha (1998) yang menggunakan kaedah Engle Granger di pasaran saham Jepun, dan Humpe dan Macmillan(2007) menggunakan kaedah VECM di Amerika Syarikat dan Jepun. Kajian-kajian di pasaran lain turut menggunakan metodologi yang berbeza misalnya Ahmad Zubaidi, Siti Hamizah dan A. Mansur (2009) yang menggunakan ARDL di pasaran saham China. Di Malaysia**,** antara kajian awal dilakukan oleh Habibullah dan Baharumshah(1996). Dengan objektif utama mengkaji tahap kecekapan pasaran saham di Malaysia menggunakan analisis kointegrasi, mereka mendapati wujud hubungan kointegrasi antara penawaran wang dengan harga saham. Penemuan ini melibatkan tempoh kajian dari Januari 1978 hingga September 1992 dan pemboleh ubah output sebenar dan penawaran wang (M1 dan M2) di samping proksi harga saham di tahap pasaran dan juga sektor. Manakala Ibrahim and Aziz (2003) pula menggunakan kaedah kointegrasi dan VECM untuk menganalisis interaksi dinamik antara empat pemboleh ubah makroekonomi (output sebenar, tahap harga, penawaran wang dan kadar tukaran) dengan harga saham. Hasil kajian mereka yang meliputi tempoh dari Januari 1977 hingga Ogos 1998 menunjukkan penawaran wang memberikan kesan positif (negatif) ke atas harga saham dalam jangka pendek (jangka panjang).

Sebagaimana kajian yang dijalankan terhadap pasaran saham generik, mutakhir ini perhatian turut diberikan kepada segmen baru pasaran saham yakni

saham Syariah atau Islam. Misalnya, Rosylin dan Mohd Yahya (2005) telah membuat analisis terhadap hubungan jangka panjang antara dasar kewangan dan pasaran saham di Malaysia dengan menggunakan data dari Januari 1992 hingga Disember 2000. Pemboleh ubah-pemboleh ubah yang digunakan adalah penawaran wang (M1 dan M2), kadar bil perbendaharaan, kadar pertukaran, Indeks Komposit Kuala Lumpur (KLCI) dan Indeks Islam RHB. Hasil analisis mereka menunjukkan wujud hubungan jangka panjang antara M1, kadar pertukaran, Indeks Komposit Kuala Lumpur dan Indeks Islam RHB. Manakala pemboleh ubah M2 dan bil perbendaharaan menunjukkan terdapat hubungan jangka pendek antara dasar monetari dengan kedua-dua pasaran saham Islam dan generik. Selain itu, hasil analisis jangka panjang mereka juga menunjukkan terdapat pergerakan selari bagi kedua-dua indeks saham Islam dan generik di Malaysia. Turut mengkaji pasaran saham Syariah adalah Rosylin dan M. Shabri (2008), M. Shabri dan Rosylin (2009) dan Hairunnizam, Mohd Afandi dan Nurul Sahriza (2009).

Sama ada melibatkan nilai saham generik mahupun Syariah, penemuan kajian-kajian ini penting kerana pasaran saham merupakan elemen utama dalam sesebuah ekonomi. Oleh itu kestabilan sesebuah ekonomi tersebut lebih mudah dipelihara daripada sebarang ancaman sistematik jika wujud suatu mekanisme yang efektif untuk mengawal pergerakannya. Dalam konteks kajian sekarang, mekanisme tersebut adalah instrumen-instrumen dasar monetari.

DATA DAN METODOLOGI

Data siri masa pemboleh ubah-pemboleh ubah dalam kajian ini diambil secara bulanan bermula Januari 2000 sehingga Julai 2009. Data yang digunakan untuk

mengkaji pergerakan harga saham adalah indeks komposit (KLCI) dan indeks syariah (KLSI) masing-masing mewakili pasaran saham generik dan Syariah. Data kedua-dua indeks diambil dari Datastream Thompson Reuters. Untuk memastikan kedua-dua segmen pasaran meliputi tempoh yang sama, data indeks KLSI diselaraskan (indeks KLSI hanya disediakan sehingga Oktober 2007) dengan data indeks FTBM EMAS Syariah (indeks ini bermula pada Februari 2007) dengan menggunakan satu nilai pembahagi (*divisor*) yang menjadikan nilai indeks tersebut standard dengan KLSI. Data bulanan pemboleh ubah kewangan adalah ukuran penawaran wang iaitu M1 dan M2 dan dua kadar faedah asas iaitu kadar faedah wang semalaman antara bank (MM) dan kadar faedah bil perbendaharaan 3 bulan (TB). Kesemua data yang digunakan dalam kajian ini ditukarkan kepada bentuk log untuk tujuan analisis.

Spesifikasi Model

Secara umumnya kajian ini menentukan hubungan jangka pendek dan jangka panjang antara pasaran saham iaitu indeks Syariah (KLSI) dan indeks Komposit (KLCI) dengan pemboleh ubah kewangan di Malaysia berdasarkan persamaan-persamaan berikut:

$$\ln KLCI_t = \alpha + b \ln MM_t + c \ln M1_t + d \ln M2_t + e \ln TB_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln KLSI_t = \alpha + b \ln MM_t + c \ln M1_t + d \ln M2_t + e \ln TB_t + v_t \quad (2)$$

iaitu KLCI ialah indeks komposit Kuala Lumpur, KLSI ialah indeks Syariah Kuala Lumpur, M1 dan M2 adalah penawaran wang manakala TB dan MM masing-masing ialah kadar faedah bil perbendaharaan 3 bulan dan kadar faedah wang semalaman antara bank. Dalam perbincangan seterusnya persamaan 1 dirujuk sebagai Model 1 manakala persamaan 2 dirujuk sebagai Model 2.

Teknik Penganggaran

Kaedah ARDL Pesaran et al. (1996) yang digunakan dalam kajian ini mempunyai beberapa kelebihan. Antaranya ia boleh digunakan tanpa mengambilkira darjah kepegunan sesuatu siri masa sebelum ujian selanjutnya dapat dijalankan, yakni tanpa mengira sama ada sesuatu siri berintegrasi *I*(0), *I*(1) atau berintegrasi sebahagiannya (Pesaran 1997; Bahmani-Oskooee & Ng 2002). Di samping itu, kaedah kointegrasi ARDL juga mempunyai sifat yang tidak bias, cekap serta sangat sesuai untuk siri masa yang agak terhad. Hubungan kointegrasi antara pemboleh ubah tak bersandar dengan KLCI dan KLSI, dianganggarkan dengan persamaan-persamaan berikut:

$$\begin{aligned}\Delta \ln KLCI_t = \alpha_0 &+ \sum_{j=1}^{k1} b_j \Delta \ln KLCI_{t-j} + \sum_{j=0}^{k2} c_j \Delta \ln MM_{t-j} + \sum_{j=0}^{k3} d_j \Delta \ln M1_{t-j} \\ &+ \sum_{j=0}^{k4} e_j \Delta \ln M2_{t-j} + \sum_{j=0}^{k5} f_j \Delta \ln TB_{t-j} + n_1 \ln KLCI_{t-1} \\ &+ n_2 \ln MM_{t-1} + n_3 \ln M1_{t-1} + n_4 \ln M2_{t-1} + n_5 \ln TB_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned} \tag{3}$$

$$\begin{aligned}\Delta \ln KLSI_t = \alpha_0 &+ \sum_{j=1}^{k1} b_j \Delta \ln KLSI_{t-j} + \sum_{j=0}^{k2} c_j \Delta \ln MM_{t-j} + \sum_{j=0}^{k3} d_j \Delta \ln M1_{t-j} \\ &+ \sum_{j=0}^{k4} e_j \Delta \ln M2_{t-j} + \sum_{j=0}^{k5} f_j \Delta \ln TB_{t-j} + n_1 \ln KLSI_{t-1} \\ &+ n_2 \ln MM_{t-1} + n_3 \ln M1_{t-1} + n_4 \ln M2_{t-1} + n_5 \ln TB_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned} \tag{4}$$

Sebelum proses ujian kointegrasi dilakukan adalah penting untuk menentukan lat yang signifikan kerana ia menunjukkan wujudnya kointegrasi antara pemboleh ubah. Dalam kajian ini, lat yang digunakan adalah lat 1 sehingga 12. Setelah lat ditentukan, nilai F diperoleh dengan menggunakan kaedah kuasa dua terkecil (*ordinary least squares*) untuk menentukan kointegrasi berdasarkan hipotesis nol $(H_0 : n_1 = n_2 = n_3 = n_4 = n_5 = 0)$ yang menunjukkan tidak wujud hubungan

jangka panjang. Jika nilai F yang dikira berada melebihi nilai batasan atas nilai kritikal yakni yang diperkenalkan oleh Narayan (2004), hipotesis nol bagi tiada kointegrasi akan ditolak. Jika nilai statistik F berada di bawah nilai batasan bawah, maka hipotesis nol gagal ditolak. Seterusnya, jika nilai statistik F berada di antara nilai kritikal, keputusan tidak dapat dibuat. Sekiranya kointegrasi wujud, langkah seterusnya adalah membuat penganggaran OLS dengan menggunakan lat yang signifikan sebelum melakukan penganggaran model ARDL (m, n, p) dalam jangka panjang dengan menggunakan persamaan-persamaan berikut:

$$lnKLCI_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{m} \alpha_1 ln\, KLCI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n} \alpha_2 lnMM_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \alpha_3\, lnM1_{t-j} + \varepsilon_t \tag{5}$$

$$lnKLCI_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{m} \alpha_1\, lnKLCI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n} \alpha_2 lnMM_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \alpha_3\, lnM2_{t-j} + \varepsilon_t \tag{6}$$

$$lnKLSI_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{m} \alpha_1\, lnKLSI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n} \alpha_2 lnMM_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \alpha_3\, lnM1_{t-j} + \varepsilon_t \tag{7}$$

$$lnKLSI_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{m} \alpha_1\, lnKLSI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n} \alpha_2 lnMM_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \alpha_3\, lnM2_{t-j} + \varepsilon_t \tag{8}$$

Penganggaran dan pemilihan model seterusnya dibuat berdasarkan kepada tiga kriteria utama iaitu R^2 terlaras, kriteria maklumat *Akaike* (AIC) dan kriteria *Schwartz-Bayesian* (SBC). SBC dikenali sebagai model *parsimonious* (memilih panjang lat

yang terkecil) manakala AIC dan R^2 terlaras pula digunakan untuk memilih panjang lat yang maksimum. Seterusnya adalah melakukan penganggaran model pembetulan ralat (ECM) yang juga berdasarkan ketiga-tiga kriteria yang sama. ECM dapat diperoleh daripada persamaan ARDL melalui transformasi linear yang ringkas (Banerjee et al. 1993). ECM berintegrasi secara dinamik jangka pendek dan keseimbangan jangka panjang tanpa menghilangkan maklumat jangka panjang. Model pembetulan ralat bagi ARDL dinyatakan seperti persamaan (9) hingga (12) yang menunjukkan bahawa apabila berlaku kejutan ekonomi, nilai koefisien pembetulan ralat (Ψ) yang tinggi menunjukkan ekonomi akan dapat mencapai keseimbangan dalam jangka panjang dengan cepat dan sebaliknya.

$$\Delta \ln KLCI_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{k1} \beta_1 \Delta \ln KLCI_{t-j} + \sum_{j=0}^{k2} \beta_2 \Delta \ln MM_{t-j} + \sum_{j=0}^{k3} \beta_3 \ \Delta \ln M1_{t-j} + \psi ECM_{t-1} + \varepsilon_{1t} \tag{9}$$

$$\Delta \ln KLCI_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{k1} \beta_1 \Delta \ln KLCI_{t-j} + \sum_{j=0}^{k2} \beta_2 \Delta \ln MM_{t-j} + \sum_{j=0}^{k3} \beta_3 \ \Delta \ln M2_{t-j} + \psi ECM_{t-1} + \varepsilon_{1t} \tag{10}$$

$$\Delta \ln KLSI_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{k1} \beta_1 \Delta \ln KLSI_{t-j} + \sum_{j=0}^{k2} \beta_2 \Delta \ln MM_{t-j} + \sum_{j=0}^{k3} \beta_3 \ \Delta \ln M1_{t-j} + \psi ECM_{t-1} + \varepsilon_{3t} \tag{11}$$

$$\Delta \ln KLSI_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{k1} \beta_1 \Delta \ln KLSI_{t-j} + \sum_{j=0}^{k2} \beta_2 \Delta \ln MM_{t-j} + \sum_{j=0}^{k3} \beta_3 \ \Delta \ln M2_{t-j} + \psi ECM_{t-1} + \varepsilon_{4t} \tag{12}$$

Untuk memastikan ketepatan padanan model yang dipilih, beberapa ujian diagnostik dijalankan. Ini merangkumi ujian pengganda Langrange (LM) untuk menguji korelasi bersiri, ujian Jarque-Bera untuk menguji kenormalan taburan siri ralat, ujian heteroskedastisiti untuk menguji kewujudan heteroskedastisiti dalam siri ralat dan ujian Ramsey untuk menguji ketepatan spesifikasi.

PENEMUAN KAJIAN

Hasil Preliminari

Dalam kajian ini ujian *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) digunakan dalam menguji kepegunan setiap data siri masa. Dalam ujian ADF ini, pemilihan lat optima untuk setiap pemboleh ubah adalah berdasarkan kriteria informasi *Akaike* (AIC). Keputusan ujian kepegunan yang menggunakan spesifikasi ADF yang mengandungi intersep (Panel A) dan intersep dan tren (Panel B) ditunjukkan dalam Jadual 2. Didapati semua log data siri adalah tidak pegun pada tahap aras iaitu $I(0)$ kecuali data siri KLCI dan KLSI yang pegun pada aras apabila dianggarkan dengan mengambilkira intersep dan trend. Kesemua siri adalah pegun pada pembezaan pertama iaitu $I(1)$ di aras keertian 1 peratus. Satu pengecualian adalah log data siri M1 yang tidak pegun pada tahap aras mahupun pembezaan pertama.

Jadual 3 melaporkan hasil analisis statistik deskriptif untuk kesemua pemboleh ubah dalam kajian. Didapati kesemua pemboleh ubah mempunyai nilai kurtosis yang kurang daripada tiga kecuali MM dan TB. Ini bermakna taburan siri adalah leper dan tebal dengan ekor yang pendek berbanding dengan siri yang bertaburan normal atau dikenali sebagai *platykurtik*. Manakala nilai kurtosis MM dan TB yang melebihi tiga bermakna taburan siri mempunyai puncak yang agak tinggi dan mempunyai ekor

yang panjang berbanding dengan siri yang bertaburan normal atau lebih dikenali sebagai *leptokurtik.*

JADUAL 2 Keputusan ujian punca unit berdasarkan *Augmented Dickey-Fuller*

Data siri masa	Aras	Pembezaan pertama
Panel A. ADF dengan Intersep		
KLCI	-1.106152	-8.888750***
KLSI	-1.431525	-8.874350***
MM	-1.579212	-6.254259***
M1	0.319997	-2.178024
M2	0.848323	-12.85715***
TB	-2.416287	-5.562766***
Panel B. ADF dengan intersep dan tren		
KLCI	-3.958701**	-8.931572***
KLSI	-3.615203**	-8.937188***
MM	-0.968425	-6.448651***
M1	-3.086903	-1.992889
M2	-2.418293	-12.96376***
TB	-2.130962	-5.664984***

Nota : Tanda *, ** dan *** menunjukkan signifikan pada aras keertian 10%, 5% dan 1%. Semua data dalam bentuk log.

JADUAL 3 Analisis deskriptif bagi setiap pemboleh ubah

	KLCI	KLSI	M1	M2	MM	TB
Purata	6.7727	4.8836	11.6114	13.1690	1.0624	1.0367
Median	6.7762	4.8649	11.6019	13.1289	1.0152	1.0296
Maksimum	7.2759	5.4686	12.1346	13.8233	1.2585	1.2809
Minimum	6.3478	4.4956	11.1281	12.7228	0.6931	0.5878
Sisihan Piawai	0.2304	0.2239	0.3183	0.35582	0.1389	0.1587
Kepencongan	0.3754	0.5941	0.1358	0.2492	-0.2200	-0.6638
Kurtosis	2.4895	2.8226	1.7412	1.5445	3.2669	3.4801
Jarque-Bera	3.9491	6.9160**	7.9465**	11.3417***	1.2693	9.5491***
Kebarangkalian	0.1388	0.0315	0.0188	0.0034	0.5301	0.0084
Cerapan	115	115	115	115	115	115

Nota : Tanda *, ** dan *** menunjukkan signifikan pada aras keertian 10%, 5% dan 1%. Semua data dalam bentuk log.

Ujian Jarque Bera mendapati pemboleh ubah KLSI dan M1 adalah signifikan pada aras keertian 5 peratus manakala pemboleh ubah M2 dan TB adalah signifikan pada semua aras keertian 1 peratus yang bermakna siri-siri tersebut tidak mempunyai

taburan normal. Manakala ujian Jarque-Bera bagi MM dan KLCI pula mempunyai nilai *p* melebihi 0.05, yang bermakna data siri tersebut bertaburan normal.

Hasil Ujian Kointegrasi

Hasil ujian kointegrasi bagi Model 1 dan 2 dilaporkan dalam Jadual 4 yang hanya melaporkan nilai tertinggi statistik F yang dipilih dari lat 1 hingga lat 12. Di Panel A, nilai tertinggi ujian F bagi Model 1a adalah pada lat 10 dan signifikan di aras keertian 5 peratus untuk kedua-dua kes. Nilai ujian F bagi Model 1b dan 1c adalah tidak signifikan pada semua lat untuk kedua-dua kes dan dengan itu tidak dilaporkan. Berdasarkan model 1d dan 1f untuk kes II, didapati hipotesis nol ditolak apabila nilai tertinggi ujian F pada lat 10 melebihi nilai batasan F statistik di aras keertian 10 peratus. Seterusnya Model 1e dan 1g didapati melaporkan nilai tertinggi ujian F pada lat 10 dan lat 7 yang masing-masing signifikan pada aras keertian 5 peratus untuk kes II dan 10 peratus untuk kes III. Kesimpulannya, nilai ujian F yang signifikan ini menjelaskan wujud kointegrasi antara pemboleh ubah kewangan dengan nilai saham generik dalam lima variasi Model 1. Untuk tujuan penganggaran ARDL, daripada lima variasi model tersebut, yang dipilih adalah Model 1d dan 1e yang diuji pada lat 10.

Panel B di Jadual 4 menunjukkan nilai statistik tertinggi ujian F untuk menentukan kointegrasi antara pemboleh ubah bagi tujuh variasi Model 2. Analisis kointegrasi mendapati Model 2a dan 2b signifikan pada lat 9 dengan nilai ujian F tertinggi di aras keertian 5 peratus untuk kes II. Begitu juga Model 2d dan 2e yang signifikan masing-masing pada lat 6 dan lat 9 di aras keertian 5 peratus untuk kedua-dua kes. Selain itu, Model 2f signifikan pada lat 6 di aras keertian 5 peratus untuk kes II dan 10 peratus untuk kes III manakala Model 2g signifikan di aras keertian 1

peratus untuk kes II dan 5 peratus untuk kes II pada lat 9. Secara kesimpulannya, seperti Model 1, enam variasi Model 2 juga menunjukkan wujud kointegrasi antara pembolehubah kewangan dengan nilai saham bagi lat yang signifikan dan untuk tujuan penganggaran ARDL, dua dipilih iaitu Model 2d dan 2e masing-masing pada lat 6 dan 9.

JADUAL 4 Nilai ujian F bagi KLCI dan KLSI

Model dan Pemboleh Ubah	F-test				Lag (p)	
Panel A. Nilai ujian F bagi KLCI						
(1a) (KLCI,MM,M1,M2,TB)	4.2363^{ab**}				10	
(1b) (KLCI, MM, M1, TB)	-				-	
(1b) (KLCI, MM, M2,TB)	-				-	
(1d) (KLCI, M1, MM)	3.8889^{a*}				10	
(1e) (KLCI, M2, MM)	$4.9581^{a**, b*}$				10	
(1f) (KLCI, M1, TB)	3.7961^{a*}				5	
(1g) (KLCI, M2, TB)	$4.3479^{a**, b*}$				7	
Panel B. Nilai ujian F bagi KLSI						
(2a) (KLSI, MM,M1,M2,TB)	3.6516^{a*}				9	
(2b) (KLSI, MM, M1,TB)	3.6059^{a*}				6	
(2c) (KLSI, MM, M2,TB)	-				-	
(2d) (KLSI, M1, MM)	5.0870^{ab**}				6	
(2e) (KLSI, M2, MM)	5.3185^{ab**}				9	
(2f) (KLSI, M1, TB)	$4.6714^{a**, b*}$				6	
(2g) (KLSI, M2, TB)	$5.4312^{a***, b**}$				9	
Bilangan Pemboleh ubah	Ujian F (1%)		Ujian F (5%)		Ujian F (10%)	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
K=4	3.602^a	4.787^a	2.688^a	3.698^a	2.303^a	3.220^a
	4.096^b	5.512^b	3.010^b	4.216^b	2.548^b	3.644^b
K=3	3.908^a	5.004^a	2.920^a	3.838^a	2.474^a	3.312^a
	4.568^b	5.960^b	3.363^b	4.515^b	2.823^b	3.885^b
K=2	4.358^a	5.393^a	3.235^a	4.053^a	2.713^a	3.453^a
	5.407^b	6.783^b	3.940^b	5.043^b	3.260^b	4.247^b

Nota: Nilai kritikal sempadan adalah daripada Narayan (2004). Tanda *a* menunjukkan kes II dengan intersep dan tanpa tren, tanda *b* menunjukkan kes III tanpa intersep dan tanpa tren. Tanda *, ** dan *** menunjukkan signifikan pada aras keertian 10%, 5% dan 1%.

Keputusan Ujian Hubungan Jangka Panjang

Keputusan empirikal ARDL bagi Model 1d dan 1e dipilih berdasarkan kriteria AIC. Jadual 5 menunjukkan koefisien pemboleh ubah tak bersandar iaitu MM mempunyai tanda koefisyen yang konsisten dengan teori ekonomi iaitu negatif bagi Model 1d.

Penemuan ini menyarankan tidak wujud hubungan jangka panjang antara MM dengan KLCI. Manakala koefisien MM dalam pasaran Islam (KLSI) adalah positif, yakni bertentangan dengan teori ekonomi. Bagaimanapun, hipotesis kajian ini menjangkakan bahawa dalam pasaran Islam (KLSI) hubungan sedemikian adalah dijangkakan kerana kadar faedah yang dianggap menjadi asas kepada unsur *riba'* tidak seharusnya mempunyai pengaruh ke atas nilai saham-saham tersebut. Berbanding dengan kadar faedah tersebut, penawaran wang iaitu M1 mempunyai tanda yang konsisten dengan teori ekonomi kerana ia didapati positif secara signifikan (aras keertian 1 peratus) dalam mempengaruhi KLCI dan KLSI dalam jangka panjang. Nilai koefisien M1 menyarankan apabila terdapat peningkatan 1 peratus dalam penawaran wang iaitu M1, hasilnya akan meningkatkan KLCI sebanyak 0.68006 peratus dan KLSI juga meningkat 61.83 peratus dalam jangka panjang.

JADUAL 5 Koefisien jangka panjang untuk model 1d dan 2d

Indeks	KLCI(Model 1d)		KLSI(Model 2d)	
Pembolehubah	Koefisien	Nilai-*t*	Koefisien	Nilai-*t*
MM	-0.037347	-0.15313	0.073046	0.27333
M1	0.68006	8.0110***	0.61834	5.8522***
C	-1.2399	-1.3545	-2.4367	-2.1013**
Ujian Diagnostik				
Korelasi bersiri	15.6854(0.206)		14.0317(0.299)	
Kenormalan taburan	0.959671(0.619)		4.1866(0.123)	
Heteroskedastisiti	1.2304(0.267)		9.2759(0.002)	

Nota : Tanda *, ** dan *** menunjukkan signifikan pada pada aras keertian 10%, 5% dan 1%.
Nilai dalam kurungan ujian diagnostik merujuk kepada nilai-*p*.

Kesemua ujian diagnostik yang dijalankan ke atas Model 1d dan 2d adalah tidak signifikan, yakni hipotesis nol ditolak pada aras keertian 1 peratus. Secara terperinci, ujian diagnostik menunjukkan yang tidak wujud korelasi bersiri dalam model serta taburan siri adalah normal untuk kedua-dua model. Selain itu, tidak wujud masalah heteroskedastisiti dalam model 1d (ujian heteroskedastisiti tidak signifikan) namun masalah ini wujud dalam Model 2d. Ujian Ramsey yang tidak

signifikan gagal menolak hipotesis nol dan sekaligus bermakna ralat dalam model 1d dan 2d adalah dapat dispesifikasikan. Manakala nilai *p* dari ujian F adalah melebihi nilai α yang menunjukkan bahawa secara keseluruhannya kesemua pemboleh ubah tak bersandar iaitu MM dan M1yang digunakan dalam analisis model 1d dan model 2d adalah signifikan ataupun bererti dalam menerangkan KLCI dan KLSI pada aras keertian 1 peratus.

Hasil ujian yang dilaporkan dalam Jadual 6 yang dipilih berdasarkan kriteria AIC menunjukkan keputusan yang tidak jauh berbeza dengan yang diperoleh dari Model 1d sebelum ini. Yakni, koefisien MM mempunyai hubungan negatif yang tidak signifikan dalam mempengaruhi pemboleh ubah bersandar iaitu KLCI dalam jangka panjang. Seperti keputusan yang diperoleh dari Model 2d, MM mempunyai tanda koefisien yang positif. Bagaimanapun, hubungan positif MM adalah signifikan dan dengan itu menyarankan bukti yang bertentangan dengan teori ekonomi tetapi selari dengan hipotesis kajian ini apabila melibatkan pasaran saham Islam. Malah, nilai koefisien MM juga agak besar sehingga peningkatan 1 peratus dalam MM dijangka menyebabkan KLSI meningkat sebanyak 0.70 peratus. Penemuan ini adalah kritikal dalam menentukan dasar monetari yang sesuai untuk mengawal pasaran saham Islam. Hasil kajian ini adalah konsisten dengan penemuan oleh M.Shabri dan Rosylin (2009) yang menjelaskan bahawa apabila kadar faedah meningkat, perhatian pelabur-pelabur akan beralih kepada saham-saham Syariah sehingga menyebabkan harga saham-saham (dan dengan itu indeksnya) meningkatnya. Sementara itu, tanda koefisyen M2 menunjukkan positif dan signifikan yakni dari segi magnitud nilai koefisyennya yang menunjukkan peningkatan 1 peratus dalam penawaran wang iaitu M2 akan meningkatkan KLCI sebanyak 0.65 peratus dalam jangka panjang. Bagaimanapun, kesannya ke atas nilai KLSI agak kecil yakni peningkatan 1 peratus dalam penawaran

wang iaitu M2 hanya meningkatkan KLSI sebanyak 0.32 peratus, yakni separuh daripada kesan yang ditunjukkan dalam model-model yang lain.

JADUAL 6 Koefisien Jangka Panjang Untuk Model 1e Dan 2e

Indeks	KLCI(Model 1e)		KLSI(Model 2e)	
Pembolehubah	Koefisien	Nilai-*t*	Koefisien	Nilai-*t*
lnMM	-0.11281	-0.46873	0.70118	2.6908***
lnM2	0.64729	7.9558***	0.31972	3.5091***
C	-1.6558	-1.7308*	-0.15440	-0.15513
Ujian Diagnostik				
Korelasi bersiri	25.9837(0.011)		27.1776(0.007)	
Kenormalan taburan	5.2638(0.072)		2.0071(0.367)	
Heteroskedastisiti	0.221561(0.638)		8.5661(0.003)	

Nota : Tanda *, ** dan *** menunjukkan signifikan pada aras keertian 10%, 5% dan 1%.

Bagaimanapun, hasil ujian diagnostik ke atas Model 1e dan 2e menunjukkan model tersebut mempunyai sedikit masalah. Misalnya, ujian LM bagi korelasi bersiri yang signifikan pada aras keertian 5 peratus menunjukkan terdapat korelasi bersiri dalam kedua-dua model. Begitu juga ujian kenormalan adalah signifikan yang bermakna hipotesis nol bagi taburan normal ditolak bagi Model 1e berbanding Model 2e yang bertaburan normal. Bagaimanapun, model 1e adalah bebas daripada masalah heteroskedastisiti apabila nilai p melebihi nilai α pada semua aras keertian iaitu 1 peratus manakala didapati wujud masalah heteroskedastisiti dalam model 2e. Ujian Ramsey untuk kedua-dua model adalah signifikan yakni hipotesis nol ditolak yang bermakna ralat adalah tidak dapat dispesifikasikan. Keyakinan terhadap hasil model 1e agak baik kerana ujian F statistik menunjukkan bahawa secara keseluruhan kesemua pembolehubah tak bersandar iaitu MM dan lM2 yang digunakan dalam analisis model 1e adalah signifikan ataupun bererti dalam menerangkan lnKLCI pada aras keertian 1 peratus. Begitu juga dengan model 2e iaitu MM dan M2 adalah signifikan dalam mempengaruhi KLSI di Malaysia kerana nilai ujian F adalah 125.96 dan signifikan pada aras keertian 1 peratus.

JADUAL 7 Penganggaran Model Pembetulan Ralat (ECM)

Pembolehubah	Model 1d	Model 1e	Model 2d	Model 2e
dKLCI(-1)	0.24024** (2.4097)	0.26929*** (2.7229)	-	-
dKLCI(-2)	0.048280 (.46358)	0.081980 (0.79525)	-	-
dKLCI(-3)	0.12804 (1.3191)	0.082169 (0.82849)	-	-
dKLCI(-4)	0.16726* (1.6911)	0.30086*** (2.9999)	-	-
dKLCI(-5)	0.17359* (1.6903)	0.19683* (1.9522)	-	-
dKLCI(-6)	-	0.21222** (2.2186)	-	-
dKLSI(-1)	-	-	0.20242** (2.0234)	0.20696** (2.1541)
dKLSI(-2)	-	-	-0.050072 (-0.49399)	-0.0508 (-0.51367)
dKLSI(-3)	-	-	0.23864** (2.4235)	0.23572** (2.4246)
dKLSI(-4)	-	-	0.15645 (1.5367)	0.14572 (1.4146)
dKLSI(-5)	-	-	0.16128 (1.5873)	0.26324** (2.5586)
dKLSI(-6)	-	-	-	0.21361** (2.0083)
dKLSI(-7)	-	-	-	0.24563** (2.3453)
dKLSI(-8)	-	-	-	0.054603 (0.50872)
dKLSI(-9)	-	-	-	0.20024* (1.9001)
dKLSI(-10)	-	-	-	-0.13665 (-1.2767)
dMM	-0.0071607 (-0.15792)	-0.021811 (-0.50932)	0.011768 (0.25974)	0.22224 (1.2815)
dMM(-1)	-	-	-	-0.44049** (-2.2467)
dMM(-2)	-	-	-	-0.29182 (-1.5800)
dMM(-3)	-	-	-	-0.40559** (-2.1356)
dMM(-4)	-	-	-	-0.29478 (-1.4472)
dM1	0.71638*** (3.2391)	-	0.59311*** (2.8131)	-
dM1(-1)	0.28306 (1.4066)	-	0.32943 (1.6140)	-
dM1(-2)	0.40465* (1.9399)	-		-

dM1(-3)	0.20744 (1.0220)	-	-	-
dM1(-4)	0.42415** (2.0339)	-	-	-
dM1(-5)	0.049836 (0.24269)	-	-	-
dM1(-6)	-0.041845 (-0.20360)	-	-	-
dM1(-7)	0.34736* (1.7365)	-	-	-
dM1(-8)	0.63430*** (3.1284)	-	-	-
dM2	-	0.51295** (2.2486)	-	0.35033 (1.4341)
dM2(-1)	-	0.17365 (0.73702)	-	0.48864* (1.8872)
dM2(-2)	-	0.38912 (1.6564)	-	0.64061** (2.4485)
dM2(-3)	-	-0.23167 (-0.97093)	-	-
dM2(-4)	-	0.30269 (1.2648)	-	-
dM2(-5)	-	-0.25448 (-1.0620)	-	-
dM2(-6)	-	-0.58312** (-2.4805)	-	-
dC	-0.23773 (-1.3045)	-0.32012* (-1.7584)	-0.39256* (-1.7277)	-0.039580 (-0.15344)
ECM(-1)	-0.19173*** (-3.3460)	-0.19333*** (-3.5300)	-0.16110*** (-2.9819)	-0.25635*** (-4.1097)
Adjusted R^2	0.24673	0.24028	0.17663	0.23839
F statistic	3.1506*** (0.000)	3.2174*** (0.000)	3.5423*** (0.001)	2.7856*** (0.001)
DW statistic	2.0323	2.0579	2.0447	1.9759

Note : Tanda *, ** dan *** menunjukkan signifikan pada pada aras keertian 10%, 5% dan 1%.

Keputusan ujian hubungan jangka pendek

Hasil analisis seterusnya diperoleh dengan membuat penganggaran terhadap model pembetulan ralat (ECM) untuk mencari bukti wujudnya hubungan jangka pendek antara pembolehubah berdasarkan kriteria dipilih iaitu AIC. Jadual 7 menunjukkan ECM dari Model 1d, Model 1e, Model 2d dan Model 2e. Keputusan ECM bagi kesemua model mendapati koefisien bagi pemboleh ubah tak bersandar MM adalah tidak signifikan dalam mempengaruhi KLCI dan KLSI kecuali Model 2e yang

menunjukkan pemboleh ubah MM signifikan dan mempunyai hubungan dengan KLSI dalam jangka pendek hanya apabila pemboleh ubah M2 dimasukkan dalam persamaan. Manakala pembolehubah tak bersandar iaitu M1 dan M2 adalah signifikan dalam jangka pendek untuk semua model dalam kajian ini. Penemuan ini menunjukkan wujud hubungan jangka pendek yang positif antara KLCI dan KLSI dengan M1 dan M2. Kadar pelarasan (*speed of adjustment*) yang ditunjukkan oleh nilai koefisien ECM(-1) adalah sebanyak 19.17 peratus bagi Model 1d, 19.33 peratus bagi Model 1e diikuti 16.11 peratus bagi Model 2d dan kadar pelarasan tertinggi adalah diperoleh dari Model 2e iaitu sebanyak 25.64 peratus. Ini bermakna kadar pelarasan bagi mencapai keseimbangan dalam jangka panjang adalah perlahan jika berlaku sebarang kejutan yang menyebabkan berlaku perubahan dalam KLCI mahupun KLSI.

KESIMPULAN

Hasil ujian ARDL secara umum membuktikan wujud hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah tak bersandar penawaran wang iaitu M1 dan M2 dengan nilai saham generik (KLCI) dan Islam (KLSI). Keputusan ini juga selari dengan jangkaan teori ekonomi yang menyarankan penawaran wang mempunyai hubungan positif dengan nilai saham. Hasil ujian ARDL mengenai hubungan antara kadar faedah dengan nilai saham pula kurang memuaskan dan tidak sentiasa selari dengan jangkaan teori ekonomi.

Keputusan analisis mendapati terdapat hubungan jangka panjang antara MM dengan nilai saham KLCI adalah selari dengan teori (yakni negatif) tetapi tidak signifikan. Manakala, hubungannya dengan nilai saham KLSI positif dan juga

signifikan apabila digabungkan dengan pemboleh ubah M2 serta wujud hubungan negatif dengan KLSI dalam jangka pendek. Walaupun hubungan positif pemboleh ubah MM dan KLSI dalam jangka panjang bertentangan dengan teori ekonomi, namun penemuan ini konsisten dengan hipotesis kajian mengenai pengaruh kadar faedah (MM) yang menjadi asas unsur *riba'* dalam suatu pelaburan. Ia juga selari dengan penemuan kajian lepas oleh M.Shabri dan Rosylin (2009) yang menjelaskan keadaan tersebut berlaku kerana pelabur-pelabur dalam saham-saham patuh Syariah menganggap peningkatan dalam kadar faedah sebagai elemen *riba*' dan dengan itu harus dijauhi. Tanggapan ini mendorong para pelabur untuk mengalihkan perhatian dan pelaburan mereka kepada saham-saham Syariah dan akibatnya memberikan tekanan ke atas harga saham-saham tersebut (kesannya peningkatan nilai indeks KLSI). Hasil ujian ECM yang diperoleh daripada ujian ARDL menunjukkan hubungan yang sama antara pemboleh ubah dalam jangka pendek. Yakni, hasil ujian ECM menunjukkan penawaran wang (M1 dan M2) secara konsisten mempunyai hubungan jangka pendek dengan nilai saham dalam kedua-dua segmen pasaran generik (KLCI) dan juga Islam (KLSI). Bagaimanapun, tidak seperti M1, hubungan jangka pendek antara M2 dengan nilai saham Islam (KLSI) adalah berlat.

Begitu juga, seperti yang ditemui mengenai hubungan jangka panjang, hubungan jangka pendek antara kadar faedah (MM) dengan nilai saham generik (KLCI) juga adalah negatif yakni konsisten dengan jangkaan teori, tetapi tidak signifikan. Manakala hubungannya dengan nilai saham Islam adalah positif dan signifikan hanya dalam Model 2e. Akhirnya, secara keseluruhan, ujian diagnostik bagi menentukan ketepatan padanan model penganggaran yang dijalankan ke atas bagi Model 1 dan 2 menunjukkan tidak wujud masalah besar dalam model-model yang digunakan dalam kajian ini. Begitu juga, ujian diagnostik kestabilan model

menunjukkan tidak wujud perubahan struktur yang signifikan dalam model-model yang digunakan.

Secara keseluruhan, hasil kajian ini telah menyediakan bukti baru mengenai wujudnya hubungan jangka panjang dan jangka pendek antara pemboleh ubah kewangan yang melibatkan dasar monetari dengan nilai saham dalam kedua-dua segmen pasaran di Malaysia. Hubungan positif dalam jangka panjang antara penawaran wang dengan nilai saham adalah konsisten dengan penemuan Choudry (1996), Rosylin dan M. Shabri (2008), dan Hairunnizam, Mohd Afandi dan Nurul Shahriza (2009) sebelum ini.

Bagaimanapun, perbandingan pengaruh antara kedua-dua jenis pemboleh ubah menunjukkan bahawa penawaran wang merupakan pemboleh ubah atau instrumen dasar monetari yang lebih berkesan untuk mengawal keadaan pasaran saham di Malaysia. Sebaliknya kadar faedah yang lebih menjadi tumpuan dasar monetari menunjukkan kesan seperti yang dijangka, tetapi pada tahap yang terhad. Bagaimanapun kesan positifnya yang signifikan dalam mempengaruhi nilai saham Islam (KLSI) perlu diambil perhatian kerana ia menyarankan otoriti monetari perlu mengambil pendekatan yang berbeza dalam usahanya mengawal nilai pasaran Islam.

RUJUKAN

Ab. Mumin Ab. Ghani, 1999. *Sistem Kewangan Islam dan Pelaksanaannya di Malaysia*. Malaysia. Jabatan Kemajuan Islam Malaysia.

Abu Hassan Shaari Md Nor, Ugur Ergun & Siti Hamizah Mohd, 2008. An empirical analysis on the dynamic interaction between KLCI and monetary policy after the financial crisis. *Seminar Kebangsaan Ekonomi*.

Abugri B.A., 2008. Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American markets. *International review of Financial Analysis*, Vol. 17, pp. 396-410.

Ahmad Zubaidi Baharumshah, Siti Hamizah Mohd & Marial Awou Yol, 2009. Stock prices and demand for money in China: New evidence. *International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol.19, pp. 171-187.

Aishah Abdul Rahman, Noor Zahirah Mohd Sidek & Fauziah Hanim Tafri, 2009. Macroeconomic determinants of Malaysian stock market. *African Journal of Business Management*, Vol.3/No.3, pp. 95-106.

Becher D.A, Jensen, G.R. & Mercer J.M., 2008. Monetary policy indicators as predictors of stock returns. *The Journal of Financial Research*, Vol.31/No. 4, pp. 357-379.

Bjornland,H.C & Leitemo, K. 2009. Identifying the interdependence between US monetary policy and stock market. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, pp. 275-282.

Choudhry, T., 1996. Real stock prices and the long run money demand function: evidence from Canada and USA. *Journal of International Money and Finance*, Vol.15/No.1, pp. 1-17.

Christos I & Alexandros K., 2008. The impact of monetary policy on stock prices. *Journal of Policy Modelling*, Vol. 30, pp. 33-53.

Click, R. W. & Plummer, M. G., 2005. Stock market integration in ASEAN after the Asian financial crisis. *Journal of Asian Economis*, Vol.16, pp. 5-28.

Enders, W., 2004. *Applied econometric time series*. Ed. Ke-4. United States of America: John Wiley & Sons, Inc.

Erbaykal, E, Okuyan H. A & Kadioglu. O., 2008. Real macroeconomic variables and stock prices: Test of proxy hypothesis in Turkey. *International Research Conference on Business Strategies.*

Erbaykal, E, Okuyan H. A & Kadioglu. O., 2008. Cointegration and priority relationship between stock markets of Turkey, Brazil and Argentina. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences,* No.10.

Froyen R.T., 2009. *Macroeconomics theories and policies*. Ed. Ke-9. United States of America: Pearson Education International.

Gordon, M. J., 1959. Dividends, earnings and stock prices, *Review of Economics and Statistics,* Vol. 41, pp. 99-105.

Gujarati, D. N., 2003. *Basic Econometrics*. Ed. Ke-4. Boston: Mc Graw Hill.

Habibullah, M. S & Baharumshah, A. Z., 1996. Money, output and stock prices in Malaysia: an application of the cointegration test, *International Economic Journal,* Vol. 10/No. 2, pp. 121-30.

Ibrahim, M. H. & Yusoff, H., 2003. Macroeconomic variables and the Malaysian equity market a view through rolling subsamples, *Journal of Economic Studies,* Vol. 30/No. 1, pp. 6-27.

Khan, Rana Ejaz Ali dan Gill &Abid Rashid., 2007. Impact of Supply of Money on Food and General Price Indices: A Case of Pakistan. *IUB Journal of Social Sciences and Humanities,* Vol. 5/No.2.

Kwon, C. S. Tai S. Shin., 1999. Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns. *Global Finance Journal,* Vol. 10/No.1, pp. 71-81.

M.Shabri Abd. Majid & Rosylin Mohd. Yusof, 2009. Long-run relationship between Islamic stock returns and macroeconomic variables. *Humanomics,* Vol. 25/No. 2, pp. 127-141.

Mansor H. Ibrahim & Wan Sulaiman Wan Yusoff. 2001. Macroeconomic variables, exchange rate and stock price: A Malaysian perspective. *IIUM Journal of Economics and Mangement,* Vol. 9/No.2, pp.141-163.

Maysami, R.C & Koh, T. S., 2000. A vector error correction model of the Singapore stock market. *International Review of Economics and Finance,* Vol. 9, pp. 79-96.

Maysami, R.C, L. C. Howe & Mohammad A. H., 2004. Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: cointegration evidence from stock market exchange of Singapura's all-s sector indices. *Jurnal Pengurusan,* Vol. 24, pp. 47-77

Mishkin F. S., 2007. *Monetary policy strategy. The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy*. Unite State of America. MIT Press.

Mishkin, F. S., 2007. *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*. Ed. 8. Columbia University. Pearson International Edition.

Mohamed Albaity & Rubi Ahmad, 2008. Performance of Syariah and composite indices: Evidence from Bursa Malaysia. *Asean Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, Vol.4/No. 1, pp. 23-43.

Mohd Fahmi Ghazali, Hanudin Amin, Mohd Zulkifli Muhammad & Siti Hajar Samsu, 2008. Linkage between Money and Prices: A Causality Analysis for Malaysia. *International Business Research,* Vol. 1/No.4.

Mohd Saharudin Shakrani, Hussin Abdullah, Abu Sufian Abu Bakar & Hasniza Mohd Taib. 2005. Volatility trends of Syariah index returns and Kuala Lumpur composite index. *Jurnal Syariah*: pp. 65-91.

Mookerjee, R & Yu, Q., 1997. Macroeconomic variables and stock prices in a small open economy: The case of Singapura. *Pacific-Basin Finance Journal* Vol. 5, pp. 377-388.

Nik. Mustpha Hj. Nik Hassan, 2002. *Ekonomi Islam dan Pelaksanaannya di Malaysia*. Malaysia. Institut Kefahaman Islam Malaysia.

Pesaran, M. H. & Pesaran, B., 1997. *Working with microfit 4.0 (Interactive econometric analysis)*. Oxford. Oxford University Press.

Rjoub, H., Tursoy, T. & Gunsel, N., 2009. *Studies in Economics and Finance,*Vol. 26/No. 1, pp. 36-45.

Ross, S. A 1976. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, pp. 341-360.

Rosylin Mohd. Yusof & M. Shabri Abd. Majid, 2007. Stock market volatility transmission in Malaysia: Islamic versus conventional stock market. *Journal of King Abdulaziz University, Islamic Econmics Research Centre*, Vol. 20/No. 2, pp. 17-35.

Rosylin Mohd. Yusof & Mohd. Shabri Abd. Majid, 2008. Towards an Islamic international hub: The role of Islamic capital market in Malaysia. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, Vol. 4/No. 4, pp. 313-329.

Rosylin Mohd. Yusof & Mohd. Yahya Mohd. Hussin. 2005. The link between monetary policy and stock market behavior : A comparison between KLCI and Islamic Index. Malaysia. Dlm. Abdullah Alwi Haji Hassan (pnyt). *Teori*

dan aplikasi kontemporari sistem ekonomi Islam di Malaysia. Malaysia. Utusan Publications & Distributer.

Sardar M. N. Islam, Watanapalachaikul, S & Billington, N. 2004. A time series and modeling of the Thai stock market. *International Business Management Conference.*

Sheikh Ghazali Sheikh Abod, Syed Omar Syed Agil & Aidit Hj. Ghazali. 2008. *An Introduction to Islamic economics & Finance*. Malaysia. CERT Publication. Sdn. Bhd.

Tsey, R. S. 2002. *Analysis of financial time series*. Canada: John Wiley & Sons, Inc.

Wongbangpo, P. & Sharma, S.C. 2002. Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions : ASEAN-5 countries. *Journal of Asian Economics* Vol. 13, pp. 27-51.