

Penganggaran Fungsi Permintaan Wang di Malaysia Menggunakan Pendekatan Simetri dan Asimetri: Perbandingan Indeks Penjumlahan Mudah dan Divisia

(Symmetric and Asymmetric Approaches in Estimating the Money Demand Function for Malaysia: A Comparison between Simple Sum and Divisia Indexes)

Amirul Afiq Kamaruddin
Norlin Khalid
Universiti Kebangsaan Malaysia

ABSTRAK

Kajian ini bertujuan untuk menganggar fungsi permintaan wang yang menggunakan agregat monetari penjumlahan mudah M1 dan M2 serta agregat kewangan berwajaran divisia DM1 dan DM2. Kedua-dua kewangan divisia bagi wang sempit (*narrow money*) DM1 dan kewangan divisia bagi wang luas (*broad money*) DM2 dibina menggunakan kaedah penganggaran diskrit masa Tornquist (1936) dan Theil (1967). Indeks divisia dikatakan lebih baik daripada indeks penjumlahan mudah kerana mengambilkira perbezaan tingkat kecairan dan kos bagi setiap aset dalam agregat kewangan dengan memberikan wajaran yang berbeza mengikut tingkat kecairan. Tidak seperti kajian sebelum ini, kajian ini menganggarkan fungsi permintaan wang bersifat asimetri dengan menggunakan kaedah 'Non-Linear Autoregressive Distributed Lag' (NARDL). Hasil kajian menunjukkan wujudnya hubungan jangka panjang antara permintaan wang bagi kedua-dua jenis agregat kewangan dengan tingkat pendapatan, kadar bunga, serta kadar inflasi. Kajian ini turut menyokong wujudnya kesan asimetri dalam fungsi permintaan wang di Malaysia. Implikasi kajian menunjukkan bahawa penting bagi pembuat dasar mengambilkira kesan asimetri dalam tingkat pendapatan bagi menentukan hubungan permintaan wang dengan penentunya di Malaysia.

Kata kunci: Permintaan wang; Indeks Divisia; Indeks Penjumlahan Mudah; Non-Linear ARDL

ABSTRACT

This study aims to estimate the money demand function by using simple sum monetary aggregates M1 and M2 monetary aggregate with weighted monetary aggregate Divisia DM1 and DM2. Both Divisia monetary aggregate for narrow money DM1 and Divisia for broad money DM2 are built using following discrete time estimation by Tornquist (1936) and Theil (1967). Divisia index is said to be better than the simple summation index as differences in liquidity levels and the cost of each asset in the monetary aggregates are taking into account by putting a different weight according to the liquidity level. Unlike previous studies, this study estimates the money demand function in asymmetric term by using the Non-Linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL). The results proved the existence of a long-term relationship between money demand for both types of monetary aggregates with income levels, interest rates, and the inflation rates. This study also supports the existence of the effect of asymmetry in money demand for Malaysia. The implications of the study show that it is important for policy makers to take into account the effect of the asymmetry in income levels in determining the demand for money and its determinants in Malaysia.

Keywords: Money demand; Divisia Index; Simple-sum Index; Non-Linear ARDL

PENGENALAN

Penjumlahan mudah adalah agregat monetari yang digunakan pada masa kini oleh Bank Pusat yang mana kaedah ini dilakukan dengan menambah semua jumlah aset pelbagai komponen ke dalam satu akaun. Prosedur ini telah mendapat banyak kritikan daripada ahli ekonomi seperti Barnett (1990); Anderson, Jones dan Nesmith (1997) serta Drake dan Fleissig (2004) kerana dalam kaedah tersebut setiap aset kewangan yang berbeza dari segi tingkat kecairan hanya menggunakan indeks pemberat atau nilai wajaran yang sama dimana

ianya adalah kurang tepat dan hanya boleh digunakan dalam situasi atau keadaan yang tertentu sahaja. Terdapat beberapa indeks agregat kewangan alternatif yang telah dibangunkan, salah satunya adalah indeks kewangan divisia yang telah dibangunkan oleh Barnett (1990).

Agregat kewangan divisia dikatakan lebih baik berbanding agregat kewangan mudah dalam membuat peramalan ataupun unjuran bagi masa hadapan. Solow (1957) menyatakan bahawa dalam keadaan tertentu indeks divisia adalah satu kaedah yang terbaik yang boleh digunakan untuk membina indeks perubahan dalam apa jua perkara atau bidang. Fisher (1922) menyatakan bahawa kaedah aritmetik mudah yang sering digunakan



dalam membina indeks bernombor sering menghasilkan indeks bernombor yang kurang tepat ataupun teruk. Apa yang menjadi persoalan pada hari ini adalah adakah indeks kewangan divisia ini dapat digunakan untuk menggantikan sistem pengiraan wang yang sedang digunapakai oleh Malaysia iaitu penjumlahan mudah. Kebanyakan pengkaji-pengkaji terdahulu menyatakan terdapat kelemahan dalam penjumlahan mudah. Antara kelemahan utama dalam penjumlahan mudah adalah kaedahnya yang tidak tepat kerana mengandaikan setiap aset yang berbeza seperti mata wang, deposit semasa bank dan deposit jangka panjang sebagai pengganti sempurna untuk satu sama lain yang mana setiap aset yang berbeza diberikan wajaran atau pemberat yang sama (Barnett, Fisher, & Serletis 1992). Hal ini tidak berlaku apabila indeks kewangan divisia digunapakai kerana dalam indeks divisia, wajaran setiap aset adalah mengikut kegunaannya untuk membuat transaksi yang diprosikan oleh kos penggunaan mereka. Indeks divisia mengasingkan fungsi transaksi wang tersebut daripada fungsinya sebagai penyimpan nilai dan juga unit akaun. Secara lebih terperinci lagi seperti yang dinyatakan oleh Wesche (1997) yang mana indeks divisia menilai kepuasan pengguna yang berasal daripada pegangan portfolio aset kewangan yang berbeza dan bukannya mengukur stok wang yang berada dalam ekonomi.

Penganggarkan fungsi permintaan wang yang tepat adalah penting untuk operasi dan strategi membuat keputusan oleh bank pusat, memandangkan ianya merupakan petunjuk kepada penggunaan masa hadapan, pelaburan, atau asas kepada instrumen dasar. Bagi mencapai objektif dasar monetari iaitu kestabilan harga dan mengekalkan pertumbuhan ekonomi jangka panjang, anggaran permintaan wang yang tepat adalah penting dalam memilih tindakan dasar monetari yang bersesuaian. Dalam pengalaman Malaysia, Bank Negara Malaysia (BNM) telah beralih strategi dasar kewangan daripada sasaran agregat kewangan kepada sasaran kadar faedah pada bulan November 1995. Oleh itu, keupayaan untuk menganggarkan fungsi permintaan wang menjadi perhatian utama bagi pembuat dasar kerana gabungan bekalan wang dan permintaan wang menentukan kadar faedah dan dengan itu memberi kesan kepada matlamat akhir dasar monetari. Dalam erti kata lain, mengetahui ciri-ciri permintaan wang akan memberikan panduan maklumat kepada pembuat dasar dalam membentuk peraturan dasar optimum mereka untuk mencapai tahap sasaran kadar inflasi dan pertumbuhan ekonomi yang lebih tinggi.

Kestabilan agregat kewangan dan permintaan wang memainkan peranan utama dalam analisis makroekonomi terutamanya dalam memilih serta membuat dasar kewangan yang bersesuaian bagi Malaysia kerana ianya mampu mempengaruhi output, kadar bunga dan juga tingkat harga atau pun inflasi dimana kesemua tersebut adalah amat penting bagi Malaysia dalam menuju kearah negara berpendapatan tinggi menjelang tahun 2020.

Adalah penting bagi Malaysia mengawal kadar bunga dan juga tingkat harga bagi mendapatkan pertumbuhan ekonomi yang mampan selain dapat menarik pelabur bagi melabur di Malaysia sekaligus memberikan faedah kepada ekonomi Malaysia. Selain itu, dasar kewangan juga merupakan elemen yang paling baik yang dapat digunakan dalam mengawal kadar bunga dan juga kadar inflasi. Hal ini adalah kerana dasar kewangan dapat memberikan kesan yang cepat berbanding dengan dasar fiskal. Merujuk kepada Bahmani-Oskooee dan Rehman (2005) yang mengkaji kestabilan permintaan wang bagi negara-negara Asia termasuk Malaysia menyatakan bahawa M2 adalah alat yang perlu dikawal dalam menentukan hala tuju negara ini kerana ianya lebih stabil berbanding dengan M1.

Namun begitu, banyak lagi persoalan yang perlu dan harus dirungkai mengenai indeks kewangan seperti ketepatannya dalam membangunkan ekonomi sesebuah negara terutamanya Malaysia pada masa sekarang dan juga pada masa hadapan dan begitu juga ketepatannya dalam peramalannya untuk menentukan nilai inflasi dan juga pertumbuhan ekonomi sesebuah negara. Antara masalah asas yang terpaksa dihadapi apabila melakukan pengiraan indeks divisia ini adalah terdapat kebarangkalian untuk berlaku kesilapan dalam pengiraan indeks divisia seperti yang dinyatakan oleh Hulten (1973).

Tujuan kajian ini dijalankan adalah untuk mengkaji perbandingan hubungan jangka panjang antara permintaan wang penjumlahan mudah M1 dan M2 serta permintaan wang indeks divisia M1 dan M2 bagi Malaysia. Kajian ini juga turut bertujuan untuk memberikan kaedah alternatif yang boleh digunapakai bagi menggantikan kaedah sedia ada. Alternatif yang digunakan adalah agregat berwajaran divisia M1 dan M2 yang mana menurut Barnett (1980) merupakan ukuran yang sesuai bagi perkhidmatan kewangan sesebuah negara.

KAJIAN LEPAS

Kebanyakan pengkaji lepas menganggarkan fungsi permintaan wang bagi kebanyakan negara di dunia menggunakan agregat penjumlahan mudah misalnya Choudhry (1995); Haug dan Lucas (1996); Geng, Jusoh dan Tahir (2009); Dube (2013); Bahmani-Oskooee dan Bahmani (2014); Islam (2015). Akan tetapi tidak begitu banyak yang melakukan kajian yang mana membandingkan permintaan wang penjumlahan mudah dengan indeks divisia seperti Barnett, Offenbacher & Spindt (1984); Habibullah, Azali, & Baharumshah (2000); Schunk (2001); Dahalan (2004).

Kebanyakan kajian mengenai indeks divisia ini dilakukan oleh negara-negara maju dan membangun seperti Barnett et al. (1984), Chou (1991) dan Çelik (2003) bagi Amerika Syarikat; Ishida (1984) bagi negara Jepun; serta kajian di beberapa negara-negara Eropah

lain seperti Jerman, Perancis, Belanda, Belgium dan juga Austria yang mana masing-masing mendapati bahawa permintaan wang berdasarkan indeks divisia adalah lebih baik berbanding dengan penjumlahan mudah dari segi ketepatan dalam pembentukan fungsi permintaan wang bagi sesebuah negara. Selain itu, bagi negara kesatuan Eropah yang mana menggunakan sistem pembayaran yang berbeza bagi setiap negara, indeks divisia memberikan indikator yang tepat dalam kecairan wang di Eropah sebelum pasaran kewangan Eropah disepadukan. Kajian Ishida (1984), Tariq dan Matthews (1997), Schunk (2001), Gogas, Papadimitriou dan Takli (2013), Habibullah et al. (2000), dan Dahalan et al. (2005) menunjukkan persetujuan bahawa kaedah indeks divisia adalah lebih baik jika dibandingkan dengan penjumlahan mudah dalam pelbagai aspek termasuk tepat dalam kedudukan relatif harga semasa atau harga pada masa hadapan bagi sesuatu aset pendasar (*underlying asset*) seperti saham berbanding dengan kaedah tradisional iaitu penjumlahan mudah. Selain itu kajian-kajian tersebut juga mendapati bahawa dalam membuat peramalan bagi masa hadapan, kaedah indeks divisia menunjukkan keputusan yang lebih tepat dan jitu jika dibandingkan dengan kaedah penjumlahan mudah sepertimana yang dinyatakan oleh Barnett et al. (1984), Swofford dan Whitney (1991), Schunk (2001) dan Gogas et al. (2013).

Bagi negara Malaysia, kajian mengenai indeks divisia ini adalah terlalu sedikit jika dibandingkan dengan negara-negara maju. Terdapat dua pengkaji sebelum ini iaitu Habibullah et al. (2000) dan Dahalan et al. (2005) yang telah membina indeks kewangan divisia dan seterusnya membandingkan penjumlahan mudah dari segi permintaan wang. Hasil kedua-dua kajian membuktikan bahawa indeks divisia ini sangat sesuai untuk digunapakai bagi tujuan dasar kewangan Malaysia. Selain daripada itu, mereka juga bersetuju bahawa di Malaysia indeks divisia DM2 memberikan impak yang lebih besar di Malaysia berbanding divisia DM1. Bagi mengkaji hubungan jangka panjang diantara permintaan wang dan juga pemboleh ubah yang telah dipilih, kajian ini menggunakan pendekatan yang berbeza daripada kajian yang telah dilakukan oleh Habibullah et al. (2000) dan Dahlan et al. (2005) sebelum ini yang menggunakan kaedah kointegrasi Engle dan Granger (1987) dan Johansen dan Juselius (1990) masing-masing. Kajian ini menganggarkan fungsi permintaan wang menggunakan kaedah ‘Non-Linear Autoregressive Distributed Lag’ (ARDL). Kaedah ini dapat menganggarkan hubungan jangka panjang dengan mengambilkira hubungan asimetri antara permintaan wang dan penentunya. Kaedah ini lebih baik kerana terdapat kemungkinan fungsi permintaan wang mempunyai hubungan jangka pendek dan jangka panjang yang bersifat asimetri (bukan linear) disebabkan oleh perubahan struktur ekonomi seperti kegawatan ekonomi dan inflasi akibat kitaran perniagaan (*business*

cycle), kerumitan dalam pasaran kewangan dan gelagat berbeza (*heterogeneity*) antara agen-agen dalam ekonomi. Kesemua faktor ini boleh menyebabkan gelagat dan hubungan antara pemboleh ubah siri masa bersifat tidak linear. Justeru, kajian ini lebih baik dari segi mendapatkan fungsi permintaan wang yang lebih tepat dengan membandingkan fungsi samada bersifat linear atau tidak linear (asimetri).

METODOLOGI KAJIAN

PEMBINAAN INDEKS DIVISIA

Data yang digunakan dalam kajian ini adalah data bulanan yang bermula daripada Januari 1996 hingga Disember 2013 dimana data ini diperolehi daripada Bank Negara Malaysia (BNM) dan juga Jabatan Statistik Malaysia (DOSM). Antara data yang digunakan adalah jumlah wang agregat M1 dan M2, serta komponen-komponen aset yang terdapat dalam jumlah wang M1 dan M2. Agregat kewangan M1 adalah wang yang berada dalam pasaran dan deposit permintaan. Bagi agregat kewangan M2 pula antara hasil tambah M1 bersama deposit simpanan (SDV), deposit tetap (FD), sijil deposit bolehniaga (NCD) dan perjanjian pembelian balik (REPO). Selain itu, beberapa data kadar pulangan dan kadar bunga digunakan untuk mendapatkan kadar penanda aras. Antara kadar bunga yang digunakan adalah kadar pinjaman asas bank komersil dan juga kadar antara bank. Bagi kadar pulangan pula, antara data yang digunakan adalah kadar pulangan bagi deposit simpanan, kadar pulangan bagi deposit tetap, dan kadar bagi perjanjian pembelian balik. Terdapat juga data bagi kadar bil perbendaharaan untuk tiga, enam dan dua belas bulan dan juga hasil pada sekuriti kerajaan untuk lima, sepuluh dan dua puluh tahun yang turut diguna pakai dalam membina indeks divisia ini.

Merujuk kepada Barnett (1980) dan Barnett et al. (1984), penganggaran diskrit masa Tornquist-Theil kepada indeks divisia digunakan dalam pengiraan bagi setiap agregat kewangan divisia (DM) iaitu:

$$DM_t = DM_{t-1} \prod_{i=1}^N \left(\frac{M_{it}}{M_{i,t-1}} \right)^{s_{it}^*} \quad (1)$$

yang mana s_{it}^* adalah purata s_{it} dan $s_{i,t-1}$ dengan s_{it} ditakrifkan sebagai bahagian perbelanjaan aset kewangan i pada waktu t dan M_{it} mewakili lebihan aset i pada waktu t . Bahagian perbelanjaan s_{it} adalah seperti berikut:

$$s_{it} = \frac{\pi_{it} M_{it}}{\sum_{j=1}^N \pi_{jt} M_{jt}} \quad (2)$$

yang mana π_{it} adalah kos pengguna setiap aset monetari dan π_{jt} adalah perbelanjaan portfolio aset kewangan. Merujuk kepada Barnett (1978), kos pengguna adalah harga transaksi servis bagi setiap aset monetari dan ia boleh ditakrifkan seperti berikut:

$$\pi_{it} = \frac{P_t(R_t - r_{it})}{(1 + R_t)} \quad (3)$$

yang mana R_t adalah kadar penanda aras pada waktu t , r_{it} adalah kadar pulangan aset i pada waktu t , dan P_t adalah tingkat harga yang diprosikan oleh indeks harga pengguna. Kadar penanda aras pulangan ini ditakrifkan sebagai hasil atau pulangan maksimum ke atas simpanan aset tulen. Penanda aras aset ini dianggap tidak menyediakan kecairan atau perkhidmatan kewangan lain dan diadakan semata-mata untuk memindahkan kekayaan secara sementara. Seperti yang telah dijelaskan oleh Barnett et al. (1992), ia dimasukkan ke dalam alternatif bukan kewangan. Oleh itu kadar penanda aras (*benchmark rate*) R_t boleh dikirakan seperti berikut:

$$R_t = \max \{ [DDr, SDr, FDr, NCDr, REPOr, r_j] \} + C \text{ (i.e., } C = 0.1 \text{ atau } 0.0001) \quad (4)$$

yang mana DDr adalah kadar pulangan ke atas deposit permintaan, SDr adalah pulangan ke atas deposit simpanan, FDr adalah kadar pulangan deposit tetap, $NCDr$ adalah kadar pulangan bagi sijil deposit bolehniaga, $REPOr$ adalah kadar pulangan bagi perjanjian pembelian balik dan r_j adalah kadar bil perbendaharaan (3, 6 dan 12 bulan) dan hasil daripada sekuriti kerajaan (5 dan 20 tahun). Nilai pemalar, C yang dimasukkan ke dalam formula di atas adalah untuk memastikan bahawa nilai atau kadar penanda aras akan sentiasa lebih besar atau melebihi mana-mana aset kewangan yang lain. Terdapat beberapa nilai yang telah digunakan oleh pengkaji-pengkaji terdahulu seperti Anderson et al. (1997) yang mana mencadangkan nilai pemalar tersebut ditetapkan pada satu mata asas atau kurang daripada satu mata asas. Seperti Dahalan et al. (2005), nilai pemalar yang digunakan adalah 0.001 berbeza dengan Habibullah et al. (2000) yang menggunakan nilai yang lebih besar iaitu 0.1. Dalam kajian ini, nilai pemalar yang ditetapkan adalah 0.1 sepertimana kajian yang telah dilakukan oleh Habibullah et al. (2000).

Kos pengguna bagi setiap jenis aset kewangan adalah berbeza bergantung kepada pulangan aset berkenaan. Sepertimana yang diketahui bahawa wang dalam edaran adalah wang tulen yang tidak memberikan apa-apa pulang (pulangan sifar). Bagi deposit permintaan pula, pulangannya dikira menggunakan formula yang dibuat oleh Klein (1974) seperti berikut:

$$r_D = r_1 \left(1 - \left[\frac{R}{D} \right] \right) \quad (5)$$

yang mana r_D adalah kadar faedah terpendam (*implicit interest rate*) atas deposit permintaan, r_1 adalah kadar asas pinjaman yang diberi oleh bank-bank perdagangan ke atas peminjam, dan R/D adalah nisbah rizab kepada deposit. Walaubagaimanapun, merujuk kepada Startz (1979), beliau menyatakan bahawa nilai yang diberikan oleh Klein adalah terlalu tinggi. Oleh yang demikian, beliau mencadangkan kadar pulangan terpendam bagi

deposit permintaan adalah di antara nilai 0.34 dan 0.58. Akan tetapi bagi kajian ini, nilai yang dicadangkan oleh Startz tidak akan digunapakai dan nilai yang akan digunakan dalam kajian ini adalah 0.1 seperti mana yang telah dilakukan Habibullah et al. (2000) bagi memastikan supaya kadar tersebut tidak sifar (*non-zero*).

PENGANGGARAN FUNGSI PERMINTAAN WANG

Secara umumnya diandaikan bahawa permintaan wang bergantung kepada pemboleh ubah skala seperti kadar pulangan ke atas wang dan juga kos lepas yang terjadi apabila memegang wang. Selain itu dalam mengambil kira keterbukaan ekonomi, jangkaan susut nilai bagi kadar pertukaran efektif nominal turut ditambah ke dalam sesuatu model permintaan wang. Akan tetapi Bahmani-Oskooee dan Rehman (2005) menyatakan bahawa kadar inflasi sering digunakan dalam kajian bagi negara-negara yang sedang membangun disebabkan kurangnya pasaran kewangan yang maju di negara-negara tersebut. Oleh yang demikian, dengan mengunapakai model yang telah dibangunkan oleh Sriram (2000) yang mana model tersebut dibangunkan secara khusus bagi Malaysia dapat diandaikan bahawa model spesifikasi bagi permintaan wang di Malaysia bagi kedua-dua jenis agregat kewangan adalah seperti berikut:

$$Md_t = \alpha + \beta_1 \ln IPI_t + \beta_2 TBILL_t + \beta_3 RDD_t + \beta_4 INF_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

yang mana Md adalah logaritma agregat kewangan dalam bentuk penjumlahan mudah ($M1$ dan $M2$) dan juga dalam bentuk berwajaran indeks divisia ($DM1$ dan $DM2$) yang diambil dalam jangka masa sebenar. Dalam mengukur pendapatan, pemboleh ubah indeks pengeluaran perindustrian (IPI) digunakan sebagai proksi kepada keluaran dalam negara kasar. Oleh itu, nilai pekali yang dijangkakan adalah positif. Pemboleh ubah $TBILL$ adalah kadar bil perbendaharaan Malaysia mewakili kadar bunga, RDD adalah kadar pulangan atas deposit permintaan dan INF adalah kadar inflasi yang mana setiap pemboleh ubah dijangkakan memberi keputusan negative berdasarkan kepada teori permintaan wang.

Kaedah ARDL yang digunakan dalam kajian ini dibangunkan oleh Pesaran dan Shin (1999) serta Pesaran, Shin dan Smith (2001) bagi melihat hubungan jangka panjang diantara pemboleh ubah. Kelebihan menggunakan kaedah ini berbanding dengan kaedah Johansen dan Juselius (1990) adalah pra-ujian iaitu ujian punca unit tidak perlu memastikan semua pemboleh ubah data siri masa pegun pada pembezaan pertama $I(1)$. Hal ini kerana ARDL membenarkan pemboleh ubah untuk berada pada paras kepegungan yang berbeza. Pendekatan kaedah kointegrasi ARDL melibatkan anggaran pembetulan ralat bersyarat (*conditional error correction*). Model ARDL bagi permintaan wang secara umumnya adalah seperti berikut:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Md)_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \ln(Md)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_i \Delta \ln(IPI)_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^r \lambda_i \Delta(TBILL)_{t-i} + \sum_{i=0}^s \varphi_i \Delta(RRDD)_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^w \omega_i \Delta(INF)_{t-i} + \delta_1 \ln(Md)_{t-1} \\ & + \delta_2 \ln(IPI)_{t-1} + \delta_3 \ln(TBILL)_{t-1} \\ & + \delta_4 \ln(RRDD)_{t-1} + \delta_5 \ln(INF)_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (7)$$

yang mana $\ln(Md)$ adalah permintaan wang bagi kedua-dua jenis wang iaitu penjumlahan mudah dan indeks divisia, $\ln(IPI)$ adalah indeks pengeluaran perindustrian sebagai proksi kepada pertumbuhan ekonomi, $TBILL$ adalah kadar bil perbendaharaan Malaysia, $RRDD$ adalah kadar pulangan atas deposit permintaan dan INF adalah kadar inflasi. Notasi Δ adalah pembezaan pertama bagi operator dan p adalah bilangan panjang lat yang optimum.

Dalam kaedah ARDL ini, ujian-F digunakan untuk menunjukkan hubungan jangka panjang di antara pemboleh ubah. Jika terdapat hubungan jangka panjang, ujian-F akan menunjukkan pemboleh ubah yang perlu dinormalkan. Hipotesis nol untuk ujian ini adalah $H_1: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$ yang bermaksud bahawa tidak wujud kointegrasi antara pemboleh ubah. Manakala hipotesis alternatif adalah $H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$.

Ujian-F yang telah digunakan dalam menguji kewujudan hubungan jangka panjang dalam kajian ini mempunyai taburan tidak standard yang bergantung kepada aras kepegungan pemboleh ubah yang termasuk dalam model ini, bilangan regressor dan akhir sekali sama ada model mengandungi pintasan dan atau trend. Ujian ini melibatkan nilai batas kritikal asimtot yang bergantung samada pemboleh ubah pegun pada paras atau pada pembezaan pertama atau campuran kedua-duanya. Set nilai kritikal telah dijana yang mana satu set merujuk kepada siri $I(1)$ dan satu lagi $I(0)$. Nilai kritikal bagi siri $I(1)$ dirujuk sebagai nilai kritikal had atas dan bagi $I(0)$ sebagai batas bawah nilai kritikal.

Keputusan kajian ini diambil dengan membandingkan nilai ujian F dengan nilai atas dan nilai kritikal batas yang lebih rendah. Keputusan dibuat apabila nilai statistik ujian F lebih besar daripada nilai kritikal batas atas, implikasinya adalah bahawa terdapat satu hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah. Jika nilai statistik F daripada regrasi yang dilakukan lebih rendah berbanding dengan had atas, oleh itu tidak ada cukup bukti untuk menolak hipotesis nol iaitu tidak wujud kointegrasi antara pemboleh ubah.

Sekiranya terdapat hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah, model jangka panjang yang dianggarkan adalah seperti berikut:

$$\begin{aligned} \ln(Md)_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \ln(Md)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{1i} \ln(IPI)_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^r \theta_{1i} (TBILL)_{t-i} + \sum_{i=0}^s \lambda_{1i} (RRDD)_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^w \omega_{1i} (INF)_{t-i} + \mu_t \end{aligned} \quad (8)$$

Panjang lat optimum bagi model ARDL dalam kajian ini ditentukan secara automatik oleh sistem dengan menggunakan Schwarz Bayesian Criterion (SBC).

Model jangka pendek dalam ARDL boleh diperolehi dengan membina model pembetulan ralat (ECM). Spesifikasi ECM bagi kajian ini adalah seperti berikut:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Md)_t = & \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} \Delta \ln(Md)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_{2i} \Delta \ln(IPI)_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^r \lambda_{2i} \Delta(TBILL)_{t-i} + \sum_{i=0}^s \varphi_{2i} \Delta(RRDD)_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^w \omega_{2i} \Delta(INF)_{t-i} + \Psi ECT_{t-1} + \vartheta_t \end{aligned} \quad (9)$$

yang mana ECT_{t-1} adalah istilah pembetulan ralat yang dapat ditakrifkan sebagai:

$$\begin{aligned} ECT_t = & \ln(Md)_t - \alpha_1 - \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \ln(Md)_{t-i} - \sum_{i=0}^q \beta_{1i} \ln(IPI)_{t-i} \\ & - \sum_{i=0}^r \theta_{1i} (TBILL)_{t-i} - \sum_{i=0}^s \lambda_{1i} (RRDD)_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^w \omega_{1i} (INF)_{t-i} \end{aligned} \quad (10)$$

Semua pekali dalam persamaan jangka pendek adalah pekali yang berkaitan dengan pemusatan model dinamik jangka pendek untuk menuju kepada keseimbangan dan kelajuan pelarasan yang diwakili dengan simbol 'psi' (Ψ).

Selain itu, kesan asimetri permintaan wang terhadap kejutan dalam pengeluaran turut dijalankan menggunakan kaedah Tak-linear ARDL (NARDL). Analisa dimulakan dengan membuat spesifikasi fungsi jangka panjang permintaan wang non-linear adalah seperti berikut:

$$\begin{aligned} \ln(MD)_t = & \alpha + \beta_1 \ln IPI_t^+ + \beta_2 \ln IPI_t^- + \beta_3 TBILL \\ & + \beta_4 RDD + \beta_5 INF + \epsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

yang mana kaedah jumlah separa positif dan negatif (*partial sums of positive and negative*) dilakukan dalam mendapatkan nilai dan nilai yang mana bagi nilai ianya adalah seperti berikut:

$$\ln IPI_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta \ln IPI_t^+ = \sum_{i=1}^t \text{Max}(\Delta \ln IPI_t, 0) \quad (12)$$

Manakala bagi nilai IPI_t^- pula adalah seperti berikut:

$$\ln IPI_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta \ln IPI_t^- = \sum_{i=1}^t \text{Min}(\Delta \ln IPI_t, 0) \quad (13)$$

Berdasarkan kepada persamaan jangka panjang permintaan wang tak-linear di atas, hubungan jangka panjang di antara permintaan wang (LM) dan kenaikan IPI dapat ditafsirkan dengan merujuk kepada nilai β_1 yang mana dijangkakan bahawa nilai tersebut adalah positif dan nilai β_2 yang mana mewakili kesan atau hubungan jangka panjang akibat daripada pengurangan IPI. Dijangkakan bahawa nilai β_2 adalah negatif.

Sepertimana yang telah dilakukan dalam kajian oleh Shin, Yu dan Greenwood-Nimmo (2014) yang mana persamaan permintaan wang jangka panjang di atas boleh dimasukkan dan digunapakai bersama model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) yang dibangunkan oleh Pesaran & Shin (1999) dan Pesaran et al. (2001) seperti berikut:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Md)_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} \Delta \ln(Md)_{t-i} + \sum_{i=0}^q (\theta_i^+ \Delta \ln IPI_{t-i}^+ \\ & + \theta_i^- \Delta \ln IPI_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^r \lambda_i \Delta (TBILL)_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^s \varphi_i \Delta (RRDD)_{t-i} + \sum_{i=0}^w \omega_i \Delta (INF)_{t-i} \\ & + \delta_1 \ln(Md)_{t-1} + \delta_2 \ln IPI_{t-1}^+ + \delta_3 \ln IPI_{t-1}^- \\ & + \delta_4 \ln (TBILL)_{t-1} + \delta_5 \ln (RRDD)_{t-1} + v_t \quad (14) \end{aligned}$$

yang mana p , q , r , s , dan w adalah panjang lat dan nilai $\alpha_1 = \frac{-\delta_2}{\delta_1}$ dan $\alpha_2 = \frac{-\delta_3}{\delta_1}$ adalah kesan jangka panjang ke atas pertambahan dan pengurangan IPI di Malaysia. Kesan jangka pendek bagi pertambahan IPI diukur melalui $\sum_{i=0}^q \theta_i^+$ dan kesan penurunan IPI dapat dilihat melalui $\sum_{i=0}^q \theta_i^-$.

Sama seperti kaedah ARDL, ujian empirikal menggunakan pendekatan NARDL melibatkan langkah-langkah berikut. Pertama dengan melakukan ujian punca unit. Walaupun ujian punca unit dalam kaedah kointegrasi ARDL adalah tidak begitu penting, akan tetapi ujian punca unit tetap akan dijalankan bagi memastikan bahawa tiada pemboleh ubah pegun pada I(2). Ini adalah penting kerana kewujudan pemboleh ubah I(2) akan menyebabkan ujian F-statistik kointegrasi menjadi tidak sah dan mewujudkan regrasi palsu. Kedua, persamaan (15) dianggar menggunakan kaedah kuasa dua terkecil (OLS) dan prosedur umum kepada spesifik (*general-to-specific*) digunakan bagi mendapatkan panjang lat yang optimum bagi menghasilkan spesifikasi model NARDL. Ketiga, berdasarkan kepada penganggaran NARDL yang telah dijalankan, ujian batasan dilakukan bagi menguji kewujudan kointegrasi antara pemboleh ubah yang digunakan. Ujian tersebut melibatkan ujian Wald F dengan hipotesis nol $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$. Dalam langkah ini, sekiranya wujud kointegrasi antara pemboleh ubah pengeluaran dan permintaan wang, ujian asimetri jangka panjang dan pendek dilakukan dengan menggunakan ujian Wald F.

KEPUTUSAN KAJIAN

PERBANDINGAN TREN DIVISIA DAN PENJUMLAHAN MUDAH

Berdasarkan kepada Rajah 1 dan 2, didapati bagi kebanyakan tempoh kajian bermula dari tahun 1996 hingga 2014, jumlah bekalan wang indeks berwajaran divisia adalah lebih rendah berbanding dengan penawaran wang penjumlahan mudah bagi kedua-dua agregat wang sempit dan wang luas. Hal ini kerana kaedah penjumlahan mudah tidak mengambil kira kepentingan setiap komponen kewangan yang ada dalam setiap kumpulan atau jenis wang. Manakala indeks berwajaran divisia mengambilkira perbezaan kos dan kecairan bagi setiap komponen aset dalam kumpulan kewangan tersebut. Dengan kata lain dapat disimpulkan bahawa indeks divisia mengambilkira kepentingan setiap komponen yang terdapat dalam kedua-dua jenis wang iaitu M1 dan M2.

Rajah 3 dan 4 menunjukkan kadar pertumbuhan bagi kedua-dua jenis kewangan iaitu M1 dan juga M2 yang mana kadar pertumbuhan tersebut dilakukan ke atas kedua-dua jenis agregat kewangan iaitu penjumlahan mudah serta indeks divisia. Bagi pertumbuhan M1 dapat dilihat bahawa kadar pertumbuhan bagi permintaan wang indeks divisia adalah lebih kecil berbanding penjumlahan mudah. Kadar pertumbuhan bagi M2 adalah berbeza berbanding M1 yang mana kadar pertumbuhan M2 dan DM2 adalah hampir sama, akan tetapi dapat dilihat bahawa kadar kemeruapan M2 adalah lebih tinggi jika dibandingkan dengan DM2.

PENGANGGARAN FUNGSI PERMINTAAN WANG

Berdasarkan kepada ujian kepegunan ADF di Jadual 1, semua pemboleh ubah pegun selepas pembezaan pertama I(1). Ini menunjukkan bahawa semua pemboleh ubah, tidak pegun pada paras dan ini juga menunjukkan bahawa hipotesis nol telah gagal ditolak. Akan tetapi, dengan menggunakan kaedah PP, keputusan ujian menunjukkan sedikit perbezaan. Dengan menggunakan ujian kepegunan PP, terdapat keputusan yang bercampur-campur yang mana pemboleh ubah LM1, LDM1, LDM2 dan juga INF pegun pada aras I(0), manakala pemboleh ubah yang lain pegun pada I(1). Oleh yang demikian ujian kointegrasi jangka panjang menggunakan kaedah ARDL dapat diteruskan.

Berdasarkan kepada Jadual 2 untuk pekali jangka masa panjang bagi permintaan wang M1 dapat dilihat bahawa hanya pemboleh ubah IPI yang mewakili Keluaran Dalam Negara Kasar (KDNK) signifikan pada aras keertian 1% bagi permintaan wang M1 untuk kedua-dua jenis wang iaitu penjumlahan mudah dan juga berwajaran divisia. Merujuk kepada pekali jangka masa panjang bagi permintaan wang M2 seperti dalam Jadual 3, wujud hubungan jangka panjang antara IPI dan TBILL bagi permintaan wang M2 bagi kedua-dua jenis agregat kewangan penjumlahan mudah dan divisia.

JADUAL 1. Ujian Punca Unit

Pemboleh ubah	Ujian Statistik ADF (dengan trend dan pintasan)		Ujian Statistik P-P (dengan trend dan pintasan)	
	Paras I(0)	Pembezaan Pertama I(1)	Paras I(0)	Pembezaan Pertama I(1)
LM1	-2.7426	-4.9920***	-3.6108**	-32.6592***
LM2	-2.0203	-3.1633*	-2.6372	-25.9025***
LDM1	-1.9608	-4.1905***	-4.0006***	-36.4466***
LDM2	-2.0530	-4.1903***	-4.8338***	-33.8322***
LIPI	-2.9019	-10.3950***	-2.7369	-10.3950***
TBILL	-2.2092	-10.1942***	-1.9780	-14.2794***
RRDD	-1.9617	-7.8864***	-1.6139	-14.1846***
INF	-2.3873	-3.7362**	-3.9083**	-28.6711***

Nota: Tanda (***), (**), (*) masing masing menunjukkan kepegunan pada aras keertian 1%, 5% dan 10%.

JADUAL 2. Pekali Hubungan Jangka Masa Panjang Bagi Permintaan Wang M1

Panel A: Model Penganggaran		
Jenis Wang/ Pemboleh ubah bersandar	M1	DM1
Konstant	-9.6456***	2.5143
IPI	3.6226***	1.3237***
TBILL	4.2290	4.1261
RRDD	2.1289	0.3651
INF	0.0694	-0.4229
Pekali terselaras R^2	0.9838	0.8289
Kriteria Maklumat Akaike (AIC)	-3.3037	-3.6622
Kriteria Maklumat Bayesian (SBC)	-3.1617	-3.5202
Log-likelihood	360.8517	399.0237
Panel B: Ujian Diagnostik		
Autokorelasi	1.2415 [0.2911]	1.5079 [0.2239]
Bentuk Fungsi	1.1058 [0.2701]	1.3950 [0.1645]
Taburan Normal	0.7549 [0.6856]	5.7667 [0.0560]
Heterokedastisiti	1.1896 [0.2186]	1.1075 [0.3215]

Nota: Tanda (***), (**), (*) masing masing menunjukkan signifikan pada aras keertian 1%, 5% dan 10%. Nilai dalam [] adalah nilai kebarangkalian.

Dengan membandingkan keputusan di atas, secara keseluruhannya, dapat dilihat bahawa permintaan wang dengan menggunakan indeks berwajaran divisia adalah lebih tepat dan jitu. Hal ini adalah kerana nilai AIC dan SBC bagi permintaan wang indeks divisia lebih kecil berbanding perjumlahan mudah.

Semua model hubungan jangka panjang bagi permintaan wang samada menggunakan indeks penjumlahan mudah atau indeks divisia adalah bebas daripada masalah autokorelasi dan juga masalah heterokedastisiti. Hal ini dapat dibuktikan dengan merujuk kepada Panel B dalam Jadual 2 dan Jadual 3 yang mana ujian LM Breusch-Godfrey digunakan bagi

menguji masalah autokorelasi dan ujian *white* digunakan bagi menguji masalah heterokedastisiti. Selain itu ujian kenormalan turut dijalankan bagi menguji taburan data bagi kesemua model-model tersebut.

Ujian kestabilan turut dijalankan ke atas hubungan jangka panjang bagi kedua-dua jenis permintaan wang. Berdasarkan kepada Rajah 5 hingga Rajah 12 pada Lampiran dapat dilihat hampir semua model hubungan jangka panjang adalah stabil kecuali bagi model hubungan jangka panjang permintaan wang penjumlahan mudah M2 pada Rajah 9. Dapat dilihat pada Rajah 9 yang mana graf ujian CUSUM dilihat melebihi paras keertian 5 peratus.

JADUAL 3. Pekali Hubungan Jangka Masa Panjang Bagi Permintaan Wang M2

Panel A: Model Penganggaran		
Jenis Wang/ Pemboleh ubah bersandar	M2	DM2
Konstan	-7.7660 ^{***}	-0.7769
IPI	3.6648 ^{***}	2.2258 ^{***}
TBILL	7.7661 ^{**}	4.0958 ^{**}
RRDD	-0.8236	0.4096
INF	-0.0493	-0.2307
R ² terlaras	0.9899	0.9586
Kriteria Maklumat Akaike (AIC)	-3.6688	-3.6758
Kriteria Maklumat Bayesian (SBC)	-3.4952	-3.5338
Log-likelihood	401.7253	400.4748
Panel B: Ujian Diagnostik		
Autokorelasi	0.0960 [0.9086]	2.3523 [0.0978]
Bentuk Fungsi	0.7597 [0.4484]	0.7090 [0.4791]
Taburan Normal	2.0440 [0.3599]	4.5181 [0.1044]
Heterokedastisiti	1.2767 [0.1239]	1.1007 [0.3288]

Nota: Tanda (***), (**), (*) masing masing menunjukkan signifikan pada aras keertian 1%, 5% dan 10%. Nilai dalam [] adalah nilai kebarangkalian.

JADUAL 4. Ujian Batasan Kointegrasi NARDL

Jenis Wang	F-Statistik	95% batasan bawah	95% batasan atas	Konklusi
M1	4.8476	2.81	3.76	Kointegrasi
M2	4.2129	2.81	3.76	Kointegrasi
DM1	3.7873	2.81	3.76	Kointegrasi
DM2	5.5363	2.81	3.76	Kointegrasi

Nota: Nilai kritikal diambil daripada Pesaran et al. (2001)

Merujuk kepada keputusan ujian batasan seperti Jadual 4 di atas dapat dilihat bahawa wujud kointegrasi bagi jangka masa panjang bagi kesemua jenis permintaan wang pada aras keertian 5%.

Berdasarkan kepada Jadual 5 bagi keputusan ujian NARDL yang telah dijalankan, dapat dilihat bahawa pemboleh ubah LM, RDD, INF dan IPI_NEG signifikan pada aras keertian 1% hingga 10% dalam menentukan permintaan wang bagi hampir kesemua jenis permintaan wang bagi jangka masa pendek. Bagi pemboleh ubah TBILL pula, hampir kesemua jenis permintaan wang mempunyai hubungan jangka pendek dengan pemboleh ubah tersebut melainkan permintaan wang DM1. Bagi pemboleh ubah IPI_POS pula, hubungan jangka pendek pemboleh ubah tersebut hanya wujud pada permintaan wang M2 dan DM2 sahaja. Selain daripada itu, dapat dilihat juga bahawa tanda pekali bagi kesemua pemboleh ubah bagi kesemua permintaan wang konsisten antara satu dengan yang lain.

Bagi hubungan jangka panjang pula seperti di Jadual 6, pemboleh ubah TBILL hanya signifikan dalam menentukan permintaan wang M2 sahaja. Berlainan pula bagi pemboleh ubah RDD yang mana hampir kesemua permintaan wang mempunyai hubungan jangka panjang dengan pemboleh ubah tersebut melainkan bagi permintaan wang M2. Seperti yang dijelaskan oleh Marashdeh (1997), hubungan positif tersebut wujud disebabkan oleh faedah akaun semasa yang mana menawarkan kemudahan akaun semasa dengan kelebihan akaun berfaedah (*interest bearing*). Oleh itu, pendeposit mempunyai pilihan dalam menetapkan kadar pulangan wang mereka. Berdasarkan kepada Jadual 6 tersebut juga, dapat dilihat bahawa hubungan jangka panjang diantara pemboleh ubah INF tidak signifikan bagi menentukan permintaan wang bagi penjumlahan mudah. Bagi kejutan positif daripada pemboleh ubah IPI pula, kesemua permintaan wang mempunyai hubungan jangka panjang terhadap pemboleh ubah tersebut dan tidak bagi

JADUAL 5. Pekali Hubungan Jangka Pendek NARDL

	M1	DM1	M2	DM2
Pemboleh ubah	Pekali			
Konstan	1.8728***	5.2571***	1.3255**	3.4581***
LM(-1)	-0.3071***	-0.5864***	-0.1826***	-0.3961***
TBILL	0.1927	0.0544	1.1494**	0.7168
RRDD	1.1643***	1.0574***	0.0726	0.6318**
INF (-1)	0.0028	-0.3501***	0.0157*	-0.0934
LIPI_POS(-1)	0.6119**	0.4995**	0.5122	0.6874***
LIPI_NEG(-1)	-2.6660***	-2.2050***	-0.3606	-0.7681
ΔLM(-1)	0.5901***	1.4729***	0.6959***	1.1025***
ΔLM(-2)	0.2131*	0.5819**	0.6774***	0.5237**
ΔTBILL	0.2792		1.6789	1.0666
ΔTBILL (-1)	-2.3840**		-2.4986***	-1.8782*
ΔRRDD	0.8858	0.0140	-1.2063	-0.2626
ΔRRDD (-1)	0.2830	-1.3710*	-0.1668	-0.8202
ΔRRDD (-2)	-0.7872	-1.2916*	-0.0057	-1.0772
ΔRRDD (-3)	0.2007	0.0569	-0.4116	-0.3662
ΔRRDD (-4)	-2.2374**	-1.8229***	-2.1214***	-2.0519***
ΔINF	1.2242***	1.7800***	1.3362***	1.6005***
ΔINF (-1)	0.5168***	0.8382***	0.9416***	0.7565***
ΔIPI_POS	1.8094**	1.4054*	0.4958	0.8253
ΔIPI_POS(-1)			1.1800	0.2930
ΔIPI_POS(-2)			-1.8232**	-1.6087**
ΔIPI_NEG	-7.4373**	-7.3091**	-3.2367	-3.1309
ΔIPI_NEG(-1)	1.2315	0.9821	-3.0087	-1.7103
ΔIPI_NEG(-2)	-0.3202	0.0260	0.8956	1.3393
ΔIPI_NEG(-3)	-6.2272	-5.2891	-6.4754*	-5.7712
ΔIPI_NEG(-4)	7.1679**	8.3181***	7.7076***	7.5884***

JADUAL 6. Pekali Hubungan Jangka Panjang NARDL

	M1	DM1	M2	DM2
C	-6.0983***	-8.9649***	1.5080**	-8.7308***
TBILL	0.6274	0.0928	6.2950**	1.8097
RRDD	3.7913***	1.8031***	0.3979	1.5952***
INF	0.009	-0.5970***	0.0862	-0.2358*
LIPI_POS	1.9924***	0.8519***	2.8054***	1.7355***
LIPI_NEG	-8.6815***	-3.7602***	-1.9748	-1.9392

kejutan negatif daripada IPI yang mana hanya permintaan wang M1 dan DM1 sahaja yang mempunyai hubungan jangka panjang dengan pemboleh ubah tersebut.

Merujuk kepada ujian diagnostik dalam Jadual 7, dapat dilihat bahawa nilai R^2 bagi permintaan wang divisia lebih tinggi berbanding permintaan wang penjumlahan mudah. Selain itu hampir kesemua jenis permintaan wang bebas daripada masalah autokorelasi serta heterokedastisiti kecuali bagi permintaan wang M2 dimana wujud masalah autokorelasi bagi permintaan

wang tersebut. Begitu juga dengan ujian kestabilan dimana hanya permintaan wang M2 tidak melepasi ujian kestabilan CUSUM.

Berdasarkan kepada keputusan kedua-dua analisa yang telah dijalankan terdapat perbezaan yang ketara apabila kejutan dalam pengeluaran (IPI) diambil kira dalam analisa kajian yang menggunakan kaedah NARDL. Hasil kajian menunjukkan bagi permintaan wang M1 dan DM1, apabila kejutan dalam pengeluaran diambil kira, pemboleh ubah RRDD yang mewakili kadar pulangan

JADUAL 7. Keputusan Ujian Diagnostik

	M1	DM1	M2	DM2
R ²	0.4571	0.5151	0.4702	0.5153
LM	0.1057	0.5442	3.4169**	0.8557
ARCH	0.0047	0.7005	0.1564	0.0121
CUSUM	Stabil	Stabil	Tidak Stabil	Stabil
CUSUMSQ	Stabil	Stabil	Stabil	Stabil

memberikan kesan positif yang signifikan ke atas permintaan wang M1 dan DM1 yang mana kesan ini tidak dapat dilihat bagi kaedah ARDL. Selain itu impak inflasi turut dilihat secara signifikan memberikan kesan negatif dalam menentukan permintaan wang DM1 dalam jangka masa panjang yang mana dalam kaedah ARDL hanya menunjukkan kesan negatif tetapi tidak signifikan ke atas permintaan wang jangka panjang DM1.

Selain itu perbezaan turut dapat dilihat bagi permintaan wang DM2 yang mana setelah kejutan dalam pengeluaran diambil kira, pemboleh ubah RRDD memberikan impak positif dan INF memberikan kesan yang negatif yang mana ianya tidak terlihat pada analisa yang menggunakan kaedah linear ARDL. Dengan menggunakan kaedah NARDL, dapat dilihat bahawa penurunan dalam pendapatan yang diwakili oleh IPI dalam jangka masa panjang tidak dapat memberi kesan terhadap permintaan wang M2 dan DM2 yang tidak dapat dilihat dalam kaedah ARDL.

Secara keseluruhan, dapat dinyatakan bahawa bagi hubungan jangka pendek permintaan wang, kadar bunga yang diwakili dengan pemboleh ubah TBILL dan juga RRDD signifikan secara negatif dalam menentukan permintaan wang jangka masa pendek dan sebaliknya berlaku bagi permintaan wang jangka masa panjang. Selain itu, dapat dilihat juga bahawa bagi permintaan wang jangka masa pendek, pemboleh ubah lain yang digunakan seperti INF dan dan signifikan secara positif, negatif dan positif yang mana bertentangan dengan teori permintaan wang. Akan tetapi, sebaliknya berlaku dalam jangka masa panjang yang mana pemboleh ubah tersebut signifikan secara negatif, positif dan negatif.

KESIMPULAN DAN IMPLIKASI DASAR

Berdasarkan kepada kajian yang telah dijalankan, dapat dilihat bahawa terdapat perbezaan bagi permintaan wang jangka masa panjang dan pendek bagi Malaysia. Bagi jangka masa pendek, hanya kadar bunga yang mengikuti teori permintaan wang. Ini kerana kadar bunga dapat memberikan kesan dalam masa yang singkat terhadap permintaan wang yang mana kadar bunga digunakan dalam dasar monetari bagi mengubah permintaan wang dengan kadar yang singkat. Bagi jangka masa panjang pula, kadar inflasi dan pendapatan pula yang mengikuti teori permintaan wang. Ini terjadi kerana penyesuaian

terhadap kadar inflasi dan pendapatan mengambil masa yang sedikit panjang berbanding kadar bunga. Selain itu juga, permintaan wang bagi indeks berwajaran divisia adalah lebih baik jika dibandingkan dengan permintaan wang penjumlahan mudah. Hal ini adalah kerana jika dilihat kepada nilai pekali terselaras R^2 , AIC, SBC dan *Loglikelihood* bagi permintaan wang divisia lebih baik berbanding dengan permintaan wang penjumlahan mudah.

Oleh yang demikian adalah wajar bagi Bank Negara Malaysia untuk mula menggunakan indeks berwajaran divisia dalam membuat dasar monetari bagi Malaysia seperti mana yang telah disarankan oleh Habibullah et al. (2000). Selain itu permintaan wang divisia M2 dilihat lebih kukuh dan stabil jika dibandingkan dengan permintaan wang yang sama bagi penjumlahan mudah. Oleh itu, ianya mungkin dapat digunakan dalam membuat penganggaran mengenai hala tuju negara dan mungkin ianya lebih sesuai digunakan dalam membuat penganggaran nilai inflasi, pengangguran, pertumbuhan dan pelbagai lagi aktiviti ekonomi bagi Malaysia.

Adalah wajar bagi Bank Negara Malaysia mengambil kira kejutan yang berlaku dalam pengeluaran negara bagi menentukan permintaan wang di Malaysia yang mana kejutan tersebut dilihat dapat memberikan kesan ke atas permintaan wang dalam jangka masa panjang. Hal ini telah dapat dibuktikan melalui ujian yang telah dilakukan dengan menggunakan kaedah NARDL dalam kajian ini.

Selain daripada itu, berdasarkan ujian kestabilan yang dilakukan dengan menggunakan CUSUM dan CUSUMSQ dapat dibuktikan bahawa hubungan jangka panjang bagi permintaan wang berwajaran indeks divisia lebih stabil jika dibandingkan dengan hubungan jangka panjang permintaan wang penjumlahan mudah bagi kedua-dua kaedah iaitu ARDL dan NARDL. Oleh itu adalah lebih baik bagi Malaysia untuk menggunakan indeks berwajaran divisia bagi menentukan permintaan wang bagi Malaysia.

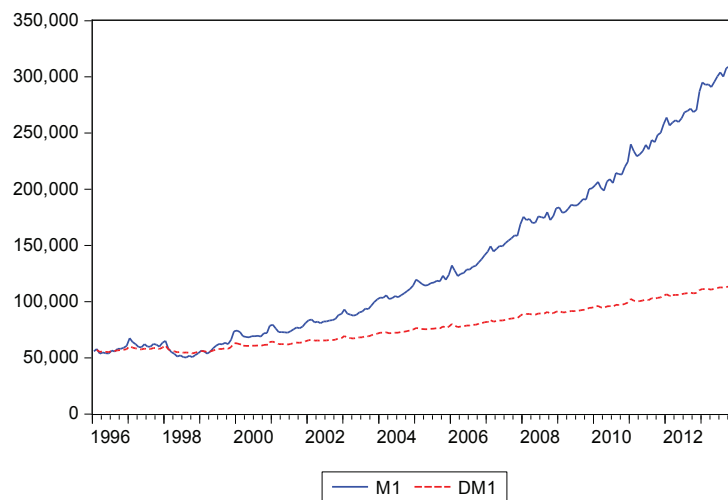
RUJUKAN

- Anderson, R.G., Jones, B. & Nesmith, T. 1997. Building new monetary services indexes: concepts data and methods. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 79.
- Barnett, W.A. 1980. An Application of Index Number and Agregation Theory. *Journal of Econometrics*, 14: 11-48.
- Barnett, W.A. 1978. The user cost of money. *Economics letters*, 1(2): 145-149.

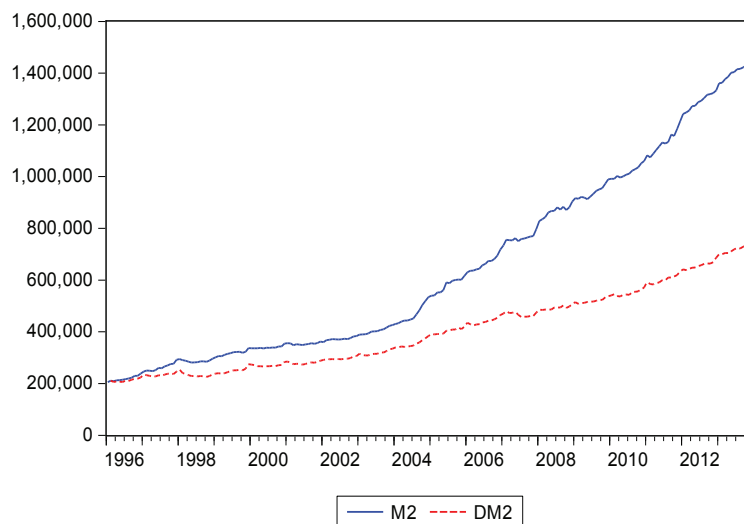
- Barnett, W. A., Offenbacher, E. K., & Spindt, P. A. 1984. The new divisia monetary aggregates. *The Journal of Political Economy*, 1049-1085.
- Barnett, W.A.1990. Developments in monetary aggregation theory. *Journal of Policy Marketing*, 12(2), 205-257.
- Barnett, W.A., Fisher, D. & Serletis, A. 1992. Consumer theory and the demand for money. *Journal of Economic Literature*, 2086-2119.
- Bahmani-Oskooee, M., & Rehman, H. 2005. Stability of the money demand function in Asian developing countries. *Applied Economics*, 37(7), 773-792.
- Bahmani-Oskooee, M., & Bahmani, S. 2014. Monetary Uncertainty and Demand for Money in Korea. *Asian Economic and Financial Review*, 4(3), 317-324.
- Çelik, S. 2003. Long-Run money demand using divisia aggregates. *İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 18(1), 29-44.
- Chou, N. T. 1991. An alternative monetary policy target. *Applied Economics*, 23(11), 1699-1705.
- Choudhry, T. 1995. Long-run money demand function in Argentina during 1935–1962: Evidence from cointegration and error correction models. *Applied Economics*, 27(8), 661-667.
- Dahalan, J. 2004. Divisia Index Monetary Agregates: Do They Matter for Monetary Policy in Malaysia? *Malaysian Management Journal* 8(1): 39-54.
- Dahalan, J., Sharma, S.C. & Sylwester, K. 2005. Divisia monetary aggregates and money demand for Malaysia. *Journal of Asian Economics* 15(6): 1137-1153.
- Drake, L., & Fleissig, A. 2004. Admissible monetary aggregates and UK inflation targeting. In *Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference 2004 No (Vol. 2)*.
- Dube, S. 2013. The Stability of Broad Money Demand (M3) in South Africa: Evidence from a Shopping-Time Technology and an ARDL Model. *Journal of Applied Finance and Banking*, 3(6), 225.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2): 251-76.
- Fisher, I. 1922. The making of index numbers: a study of their varieties, tests, and reliability, Houghton Mifflin.
- Geng, S., Jusoh, M., & Tahir, M. Z. M. 2009. The Stability of Money Demand in China: An Application of the ARDL Model. *Econometric Theory*, 11, 1131-1147.
- Gogas, P., Papadimitriou, T., & Takli, E. 2013. Comparison of simple sum and Divisia monetary aggregates in GDP forecasting: a support vector machines approach. *Economics Bulletin*, 33(2), 1101-1115.
- Habibullah, M.S., Azali, M. & Baharumshah, A.Z. 2000. Simple-sum Versus Divisia Monetary Agregates for Malaysia: Cointegration, Error-Correction Model and Exogeneity. *Pertanika Journal of Social*, 8(2): 59-69.
- Haug, A.A. & Lucas, R.F. 1996. Long-run money demand in Canada: in search of stability. *The review of Economics and Statistics*, 345-348.
- Hulten, C. R. 1973. Divisia index numbers. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1017-1025.
- Ishida, K. 1984. Divisia monetary aggregates and demand for money: A Japanese case. *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 2(1), 49-80.
- Islam, A. N. M. M. A. 2015. Demand for Money Function with Output Uncertainty, Monetary Volatility, and Financial Innovations: Evidence from Japan. *Research Journal of Management Sciences*
- Johansen, S., & Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.
- Klein, B.1974. Competitive interest payments on bank deposits and the long-run demand for money. *The American Economic Review*, 931–949.
- Marashdeh, O.1997. The demand for money in an open economy: The case of Malaysia. In *Southern Finance Association Annual Meeting* (pp. 19-22).
- Pesaran, M.H. & Shin, Y.1999. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: Strom, S. (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M.2014. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314). Springer New York.
- Schunk, D. 2001. The relative forecasting performance of the Divisia and simple sum monetary aggregates. *Journal of Money, Credit and Banking* (November).
- Solow, R. M. 1957. Technical change and the aggregate production function. *The review of Economics and Statistics*, 312-320.
- Sriram, S. S. 2000. A survey of recent empirical money demand studies. *IMF Economic Review*, 47(3), 334-365.
- Startz, R. 1979. Implicit interest on demand deposits. *Journal of Monetary Economics* 5(4): 515-534.
- Swofford, J. L., & Whitney, G. A. 1991. The composition and construction of monetary aggregates. *Economic Inquiry*, 29(4), 752-761.
- Tariq, S.M. & Matthews, K.1997. The Demand for Simple-sum and Divisia Monetary Agregates for Pakistan: A Cointegration Approach. *The Pakistan Development Review*, 36(3): 275-291.
- Theil, H. 1967. *Economics and information theory*. Amsterdam: North-Holland
- Törnqvist, L. 1936. The Bank of Finland's consumption price index. *Bank Finland Bull*, 10: 1-8
- Wesche, K.1997. The Demand for Divisia Money in a Core Monetary Union. Technical report, *Federal Reserve of St. Louis*.
- Amirul Afiq Kamaruddin
Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600 UKM Bangi, Malaysia
Email: amirul.afiq87@gmail.com
- Norlin Khalid*
Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600 UKM Bangi, Malaysia
Email: nrlin@ukm.edu.my

*Corresponding author

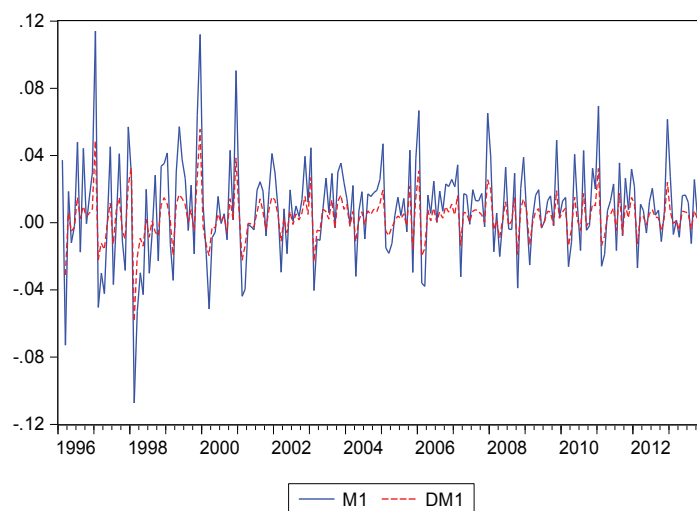
LAMPIRAN



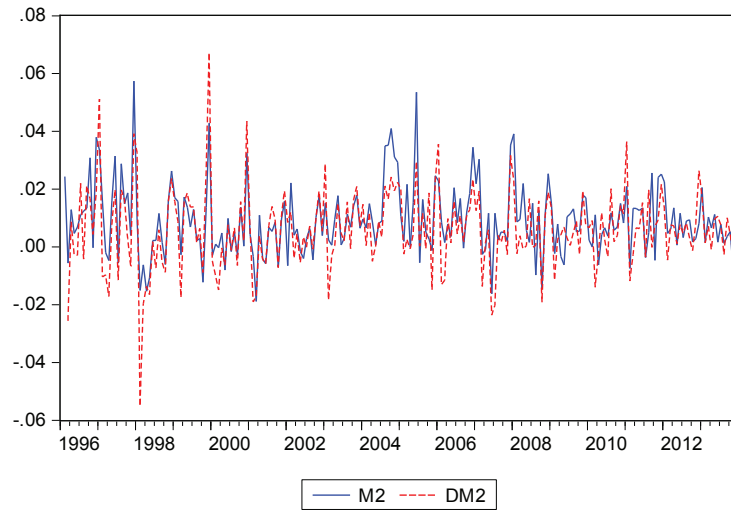
RAJAH 1. Bekalan Wang Penjumlahan Mudah M1 dan Indeks Berwajaran Divisia



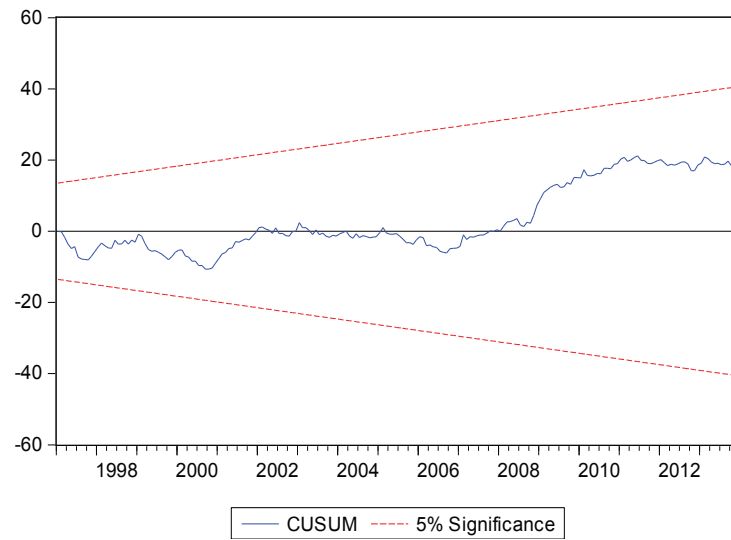
RAJAH 2. Bekalan Wang Penjumlahan Mudah M2 dan Indeks Berwajaran Divisia DM2



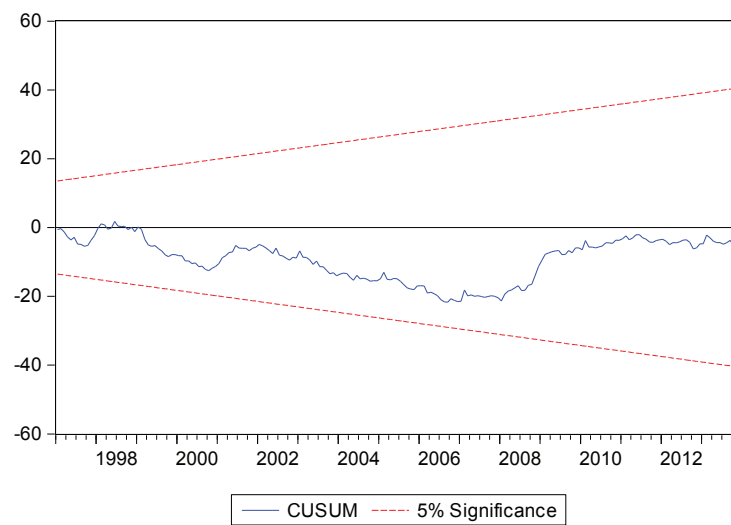
RAJAH 3. Pertumbuhan Bekalan Wang Penjumlahan Mudah M1 dan Indeks Berwajaran Divisia DM1



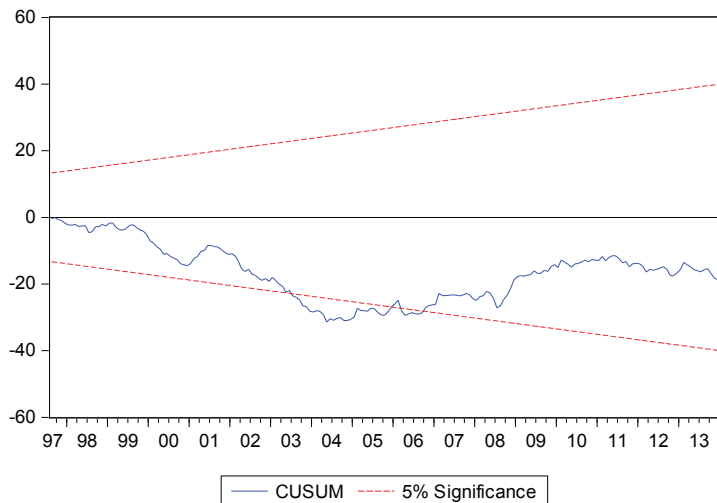
RAJAH 4. Pertumbuhan Bekalan Wang Penjumlahan Mudah M2 dan Indeks Berwajaran Divisia DM2



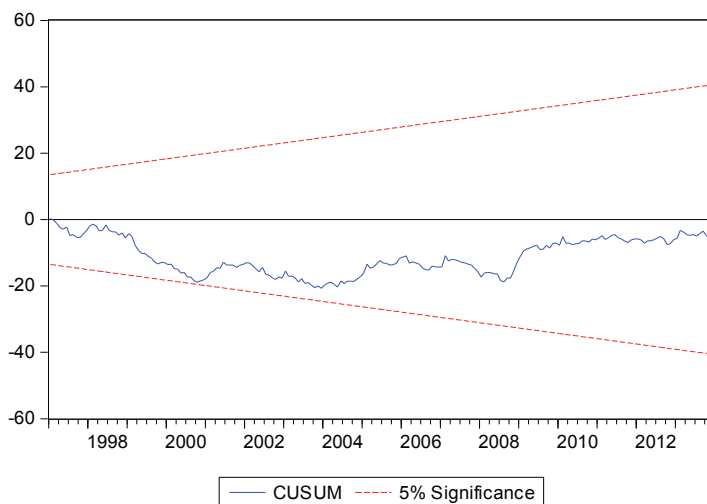
RAJAH 5. Ujian CUSUM Bagi Permintaan Wang M1 Penjumlahan Mudah



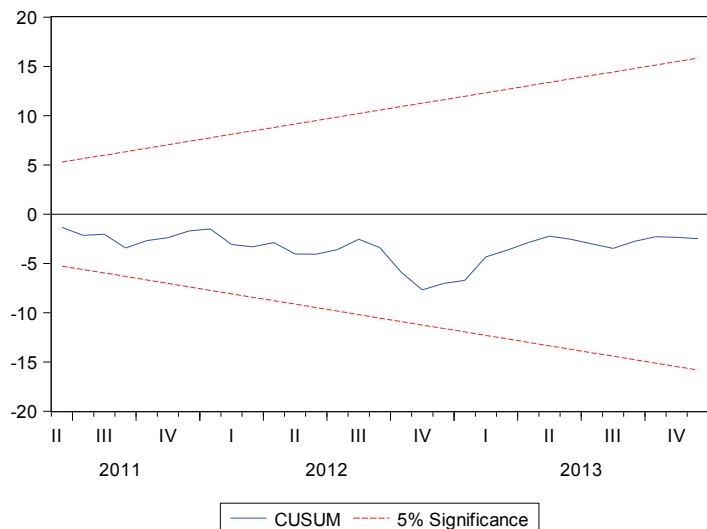
RAJAH 6. Ujian CUSUM Bagi Permintaan Wang M1 Indeks Divisia



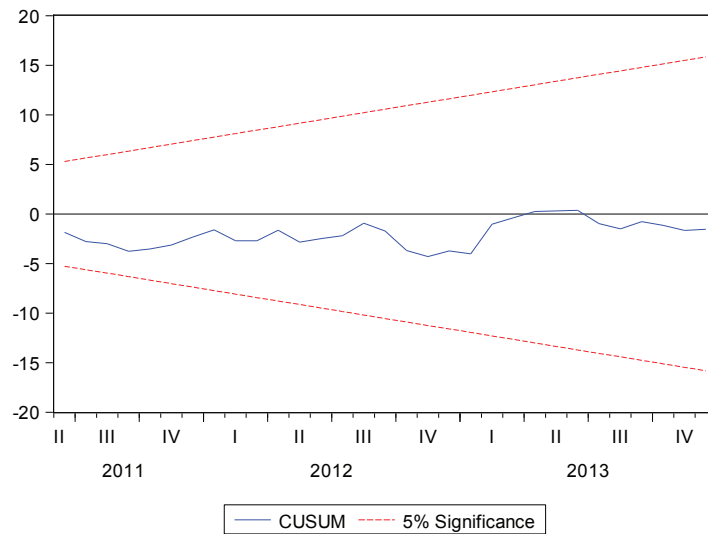
RAJAH 7. Ujian CUSUM Bagi Permintaan Wang M2 Penjumlahan Mudah



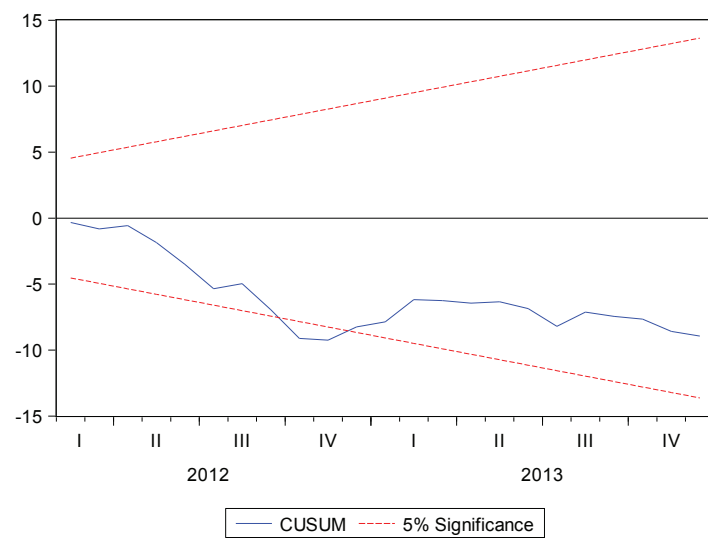
RAJAH 8. Ujian CUSUM Bagi Permintaan Wang M2 Indeks Divisia



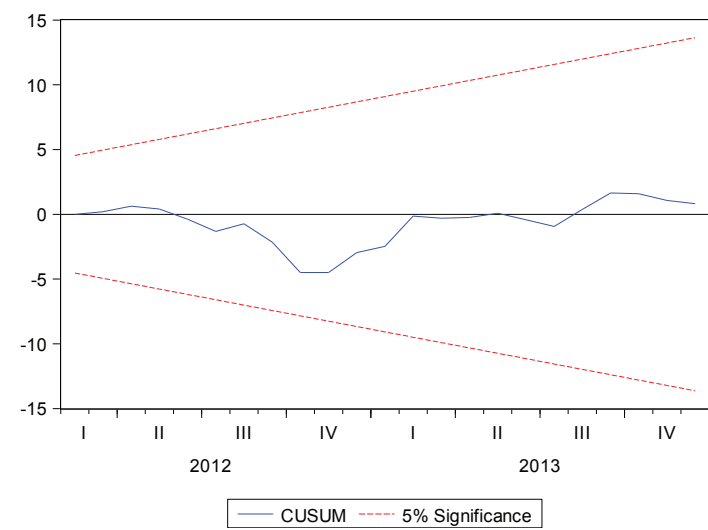
RAJAH 9. Ujian CUSUM Bagi Permintaan Wang Non-linear M1 Penjumlahan Mudah



RAJAH 10. Ujian CUSUM Bagi Permintaan Wang Non-linear M1 Indeks Divisia



RAJAH 11. Ujian CUSUM Bagi Permintaan Wang Non-linear M2 Penjumlahan Mudah



RAJAH 12. Ujian CUSUM Bagi Permintaan Wang Non-linear M2 Indeks Divisia