

**HUBUNGKAIT ANTARA INFLASI, WANG, JURANG OUTPUT DAN  
KADAR TUKARAN BENAR DI NEGARA-NEGARA ASEAN-5  
(RELATIONSHIP BETWEEN INFLATION, MONEY, OUTPUT GAP AND REAL  
EXCHANGE RATE IN ASEAN-5 COUNTRIES)**

*FAUZIANA FAUZI, ABU HASSAN SHAARI MOHD NOR & MANSOR JUSOH*

*ABSTRAK*

Kajian ini mengenalpasti hubungan jangka panjang dan jangka pendek antara inflasi dengan wang, jurang output dan kadar tukaran benar di negara-negara ASEAN-5 iaitu Malaysia, Indonesia, Singapura, Thailand serta Filipina. Kajian ini telah mengaplikasikan prosedur ARDL (*bound testing approach*) yang dibangunkan oleh Pesaran, M.H & Pesaran, B. (1997). Didapati hubungan kointegrasi antara inflasi dengan pemboleh ubah pertumbuhan penawaran wang M1, jurang output dan kadar tukaran benar hanya wujud bagi kes Singapura, Thailand dan Filipina sahaja. Manakala hubungan kointegrasi antara inflasi dengan pemboleh ubah pertumbuhan penawaran wang M2, jurang output dan kadar tukaran benar pula hanya wujud bagi kes Thailand dan Filipina. Hasil analisis menunjukkan bahawa selain daripada pemboleh ubah pertumbuhan penawaran M1 dan M2, pemboleh ubah jurang output dan kadar tukaran benar juga signifikan dalam mempengaruhi tingkat inflasi di negara ASEAN-5 khususnya di Singapura, Thailand dan Filipina.

*Kata kunci:* inflasi; wang; jurang output; kadar tukaran benar; prosedur ARDL.

*ABSTRACT*

This study intends to identify the long term and short term relationship between inflation; and money, output gap and real exchange rate in the ASEAN-5 countries, namely Malaysia, Indonesia, Singapore, Thailand and the Philippines. This study applies the ARDL procedure (bound testing approach) that is developed by Pesaran, M.H & Pesaran, B (1997). It is found that there is cointegration relationship between inflation and the variables of money supply growth, M1, output gap and real exchange rate for the case of Singapore, Thailand and the Philippines. Meanwhile, there is cointegration relationship between inflation; and the variables of money supply growth, M2, output gap and real exchange rate for the case of Thailand and the Philippines. The results of analysis show that besides the money supply growth variables, M1 and M2, the output gap and real exchange rate variables are also significant in influencing the inflation level in ASEAN5 countries, especially for Singapore, Thailand and the Philippines.

*Keywords:* inflation, money, output gap, real exchange rate, ARDL procedure

## **1. Pengenalan**

Terdapat banyak kajian yang telah dijalankan bagi mengenalpasti kewujudan hubungan antara pemboleh ubah makroekonomi termasuk pemboleh ubah wang, jurang output, kadar tukaran benar serta inflasi. Hubungan antara pemboleh ubah-pemboleh ubah ini juga selalu diperdebatkan di kalangan ahli ekonomi. Setiap aliran pemikiran seperti Klasik, Keynesian, Monetari, Klasik Baru, Keynesian Baru serta aliran pemikiran Kitaran Perniagaan Benar mempunyai pandangan yang berbeza terhadap hubungan antara pemboleh ubah-pemboleh ubah tersebut. Kesemua aliran pemikiran kecuali aliran Klasik percaya bahawa kejutan

permintaan agregat seperti kejutan wang akan memberi kesan positif ke atas aktiviti ekonomi benar. Namun isu yang diketengahkan oleh aliran Keynesian, Monetari dan Klasik Baru bukanlah sama ada kejutan wang memberi kesan positif ke atas output tetapi medium transmisi bagi kejutan positif ini. Keynesian percaya bahawa kejutan wang positif akan meningkatkan aktiviti ekonomi serta tingkat harga melalui pemboleh ubah kadar faedah dan pelaburan.

Teori Kuantiti Wang dalam aliran pemikiran Klasik menyatakan bahawa perubahan dalam pertumbuhan penawaran wang akan diikuti oleh perubahan yang sama dalam kadar inflasi dan kadar faedah nominal. Perubahan dalam kadar faedah nominal adalah disebabkan oleh asakan kesan Fisher. Teori Kuantiti Wang merupakan satu ukuran yang menunjukkan bahawa pergerakan inflasi boleh diterangkan secara keseluruhannya oleh asakan kewangan. Hubungan antara inflasi dan pertumbuhan penawaran wang merupakan satu ciri gelagat purata bagi model ekonomi dalam jangka panjang. Terdapat dua elemen penting dalam Teori Kuantiti Wang. Pertama, teori menjangkakan bahawa dalam jangka panjang wujud hubungan yang berkadar (*proportional*) antara inflasi dengan kadar pertumbuhan wang. Kedua, teori ini turut mengandaikan bahawa dalam satu tempoh masa yang agak panjang, perubahan dalam output serta kecepatan (*velocity*) adalah *orthogonal* (wang adalah neutral dalam jangka panjang) kepada kadar pertumbuhan stok wang.

Kajian ini memberi tumpuan kepada skop yang lebih kecil iaitu mengenal pasti hubungan antara inflasi dengan pemboleh ubah pertumbuhan penawaran wang, jurang output serta kadar tukaran benar di negara-negara ASEAN-5. Kebanyakan Bank Pusat di negara perindustrian masih lagi menggunakan agregat kewangan dalam menetapkan kadar faedah walaupun masih banyak lagi target kewangan yang boleh digunakan untuk melaksanakan polisi kewangan bagi mencapai kestabilan tingkat harga. Begitu juga dengan negara-negara ASEAN-5. Namun, pada awal tahun 2000 *Swiss National Bank* (SNB) telah mengorak langkah dengan mengubah suai rangka kerja polisi kewangannya yang menggunakan beberapa strategi target kewangan bagi mengawal polisinya sejak awal tahun 1970-an lagi. Dalam rangka kerja baru ini, wang tidak begitu memainkan peranan. Agregat kewangan hanya digunakan untuk meramalkan inflasi dalam jangka panjang manakala dalam jangka pendek, perhatian beralih kepada prospek ekonomi serta pengukuran jurang output. Faktor-faktor seperti kadar tukaran, harga bahan mentah termasuk harga minyak dan kadar cukai ke atas nilai tambah juga signifikan dalam mempengaruhi tingkat inflasi dalam jangka pendek.

Strategi baru ini diterangkan oleh Jordan et al. (2001, P. 48). Menurut beliau, dalam strategi polisi kewangan yang baru ini SNB mengawal dua set indikator yang memberi maklumat tentang perkembangan tingkat harga pada masa hadapan. Set indikator yang pertama digunakan untuk meramal perkembangan tingkat harga dalam jangka pendek. Indikator-indikator tersebut terdiri daripada jurang output serta kadar tukaran benar. Set indikator yang kedua pula terdiri daripada agregat kewangan yang mempunyai maklumat berkenaan perkembangan tingkat harga dalam jangka panjang. Kajian ke atas keberkesanan strategi baru ini oleh Assenmacher-Wesche dan Gerlach (2007) mendapati bahawa pergerakan dalam tingkat inflasi yang terkawal adalah bergantung kepada pertumbuhan wang berkekerapan rendah dan ketidak stabilan di sekitarnya adalah bergantung kepada jurang output. Selain itu kajian ini turut mendapati bahawa pertumbuhan wang *granger cause* inflasi dan bukan sebaliknya. Pada kekerapan tinggi pula, didapati bahawa jurang output *granger cause* inflasi.

Justeru, kajian ini cuba menganalisis keberkesanan strategi baru tersebut ke atas Malaysia, Indonesia, Singapura, Thailand dan Filipina yang kebanyakannya menjadikan kadar faedah sebagai instrumen kawalan bagi inflasi. Isu yang ingin diketengahkan dalam

kajian ini adalah sama ada wang, jurang output serta kadar tukaran benar turut mempengaruhi tingkat inflasi negara-negara ASEAN-5 dalam jangka panjang dan jangka pendek. Organisasi kajian adalah seperti berikut. Bahagian 2 akan membincangkan kajian oleh penulis terdahulu berkenaan topik yang ingin dikaji, diikuti oleh bahagian 3; data dan metodologi serta bahagian 4; keputusan empirikal dan diakhiri dengan bahagian 5; kesimpulan.

## 2. Kajian Lepas

Banyak kajian berkenaan inflasi telah dijalankan. Kajian oleh Grauwe dan Polan (2006) ke atas hampir kesemua negara bagi tempoh 30 tahun mendapati bahawa wujud hubungan positif yang kuat antara kadar pertumbuhan wang dengan inflasi dalam jangka panjang. Namun hubungan ini adalah tidak berkadar (*proportional*). Juga didapati bahawa hubungan antara inflasi dengan pertumbuhan wang bagi negara-negara yang mengalami tingkat inflasi yang rendah (secara puratanya kurang daripada 10 peratus setahun melebihi tempoh 30 tahun) adalah lemah. Kajian oleh Budina, Maliszewski, Menil dan Turlea (2006) ke atas Romania antara tahun 1992 hingga tahun 2000 pula mendapati bahawa dalam keseimbangan, tingkat harga dan wang benar adalah ditentukan oleh interaksi antara penawaran dan permintaan wang dan tidak ditentukan oleh output. Output adalah ditentukan oleh penawaran wang. Juga didapati bahawa wujud hubungan kointegrasi antara wang benar, inflasi dan pengeluaran industri.

Manakala kajian oleh Hossain dan Akhtar (2005) ke atas Indonesia antara tahun 1954 hingga tahun 2002 pula mendapati bahawa wujud hubungan dua hala antara pertumbuhan penawaran wang dengan inflasi dan antara penyusutan nilai mata wang dengan inflasi. Didapati bahawa arah kausaliti daripada inflasi ke pertumbuhan penawaran wang sempit adalah lebih kuat berbanding arah kausaliti daripada pertumbuhan wang sempit ke inflasi. Keputusan ini adalah konsisten kerana dalam ekonomi yang mempunyai tingkat inflasi yang sangat tinggi (*hyperinflation*), inflasi turut mempunyai kesan tindak balas ke atas pertumbuhan penawaran wang. Kajian ini juga turut mendapati bahawa tidak wujud kausaliti jangka pendek daripada inflasi ke pertumbuhan ekonomi bagi sampel penuh dan juga bagi sub-sampel. Selain itu, kajian oleh Gerald dan Dwyer (2001) turut mengenal pasti hubungan antara wang dan tingkat harga di *United States* dengan menggunakan data sukuan dari tahun 1953 hingga tahun 1997. Kajian ini mendapati bahawa pertumbuhan wang serta tingkat inflasi sebelumnya adalah penting untuk meramal inflasi.

Kebanyakan kajian terdahulu mengaplikasikan prosedur Johansen (1988) bagi mengenal pasti kewujudan hubungan kointegrasi antara pemboleh ubah dikaji. Antaranya ialah kajian oleh Budina, Maliszewski dan Menil (2006). Kajian ini dimulakan dengan membentuk sistem *unrestricted VAR* dan seterusnya prosedur Johansen diaplikasikan bagi mengenal pasti jumlah vector kointegrasi serta menguji *eksogeneity* yang lemah. Dalam kajian ini analisis diteruskan dengan menganggar model *vector error correction* (vektor pembedahan ralat) bagi mengenal pasti pergerakan wang benar serta inflasi dalam jangka pendek. Teknik yang sama turut diaplikasikan dalam oleh Gerald dan Dwyer (2001) dalam kajian mereka. Namun berbeza dengan kajian oleh Budina, Maliszewski dan Menil (2006), kajian ini mengangarkan model *vector autoregressive* (VAR) setelah dikenal pasti bahawa tidak wujud hubungan kointegrasi antara pemboleh ubah. Terdapat juga kajian yang melakukan penganggaran ke atas regresi *band spectrum* seperti kajian oleh Assenmacher-Wesche dan Gerlach (2007). Teknik ini adalah bersesuaian dengan hipotesis yang ingin diuji iaitu output gap mempengaruhi inflasi pada kekerapan tinggi manakala pertumbuhan wang dan pertumbuhan benar pula berkorelasi dengan inflasi pada kekerapan rendah.

### 3. Data dan Methodologi

Pemilihan pemboleh ubah dalam kajian ini adalah berdasarkan kepada kajian oleh Assenmacher-Wesche dan Gerlach (2007). Pemboleh ubah bersandar ialah inflasi manakala pemboleh ubah tidak bersandar pula terdiri daripada pertumbuhan penawaran wang M1 dan M2, jurang output serta kadar tukaran benar. Inflasi ialah kadar pertumbuhan IHP bagi setiap sukuan manakala pertumbuhan penawaran wang M1 dan M2 pula ialah pertumbuhan agregat kewangan M1 dan M2 bagi setiap sukuan. Pemboleh ubah jurang output yang digunakan dalam kajian ini pula boleh didefinisikan sebagai relatif output kepada trend yang lancar dan ianya mengekalkan paten musim dalam siri output. Penyaring Hodrick-Prescott (HP) adalah digunakan untuk membentuk trend output.

Kadar tukaran benar yang digunakan bagi kes Malaysia, Singapura dan Filipina ialah *Real Effective Exchange Rate* (REER) manakala kadar tukaran yang digunakan bagi kes Indonesia pula ialah kadar tukaran pada *market rate* dan kes Thailand pula menggunakan kadar tukaran pada *official rate*. Bagi Thailand dan Filipina, pemboleh ubah wang dan wang kuasi dijadikan sebagai proksi kepada pemboleh ubah penawaran wang agregat M1 dan M2. Kesemua pemboleh ubah yang digunakan adalah dalam bentuk logaritma asli dan diperolehi dari pangkalan data *International Financial Statistics* (IFS). Tempoh siri masa untuk setiap set pemboleh ubah adalah berbeza mengikut negara. Bagi Malaysia; dari tahun 1991(1) hingga tahun 2004(3), Indonesia; dari tahun 1997(1) hingga tahun 2002(3), Singapura; dari tahun 1991(1) hingga tahun 1995(1), Thailand; dari tahun 1993(1) hingga tahun 2004(4) dan Filipina; dari tahun 1981(1) hingga tahun 2004(3).

#### 3.1. Spesifikasi Model

Berdasarkan kepada pemboleh ubah yang dipilih, model yang digunakan dalam kajian ini ialah:

$$INF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GM1_{i,t} + \alpha_2 JOUT_{i,t} + \alpha_3 REXR_{i,t} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$INF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GM2_{i,t} + \alpha_2 JOUT_{i,t} + \alpha_3 REXR_{i,t} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

Berdasarkan model (3.1) dan model (3.2) di atas,  $i = 1, 2, 3, 4, 5$  (Malaysia, Indonesia, Singapura, Thailand dan Filipina).  $INF_{i,t}$  ialah tingkat inflasi bagi setiap negara ASEAN-5 pada tahun  $t$ ,  $GMI_{i,t}$  ialah pertumbuhan agregat kewangan  $M1$  bagi setiap negara pada tahun  $t$ ,  $GM2_{i,t}$  ialah pertumbuhan agregat kewangan  $M2$  bagi setiap negara pada tahun  $t$ ,  $JOUT_{i,t}$  ialah jurang output bagi setiap negara pada tahun  $t$  manakala  $\varepsilon_t$  pula adalah terma ralat bagi setiap persamaan.  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  ialah nilai keanjalan yang perlu dianggarkan.

#### 3.2. Kaedah penganggaran

Kaedah penganggaran yang akan digunakan dalam kajian ini adalah berdasarkan kepada rangka kerja *autoregressive distributed lag* (ARDL) yang dibangunkan oleh Pesaran dan Shin (1995, 1999). Kaedah ini tidak melibatkan pengujian awal ke atas pemboleh ubah dan seterusnya boleh mengelakkan daripada berlakunya ketidakpastian dalam analisis. Kaedah ARDL tidak mengambilkira sama ada sesuatu pemboleh ubah adalah berintegrasi pada  $I(0)$ ,  $I(1)$  atau saling berkointegrasi. Statistik yang terlibat dalam prosedur ini ialah statistik Wald atau statistik F dalam regresi jenis *generalized Dickey-Fuller* yang digunakan untuk menguji kesignifikanan tingkat lat bagi pemboleh ubah yang digunakan dalam model *conditional unrestricted equilibrium correction* (ECM) (Pesaran *et al*, 2001, p.1).

Anggaran yang diperoleh daripada kaedah ARDL dalam analisis kointegrasi adalah efisien dan tidak bias kerana kaedah ini boleh diaplikasikan ke atas kajian yang menggunakan saiz sampel yang kecil. Kaedah ini juga menganggar komponen jangka panjang dan jangka pendek secara serentak. Hal ini dapat menghindarkan masalah tidak memasukkan pemboleh ubah yang penting ke dalam model serta masalah autokorelasi. Selain itu, kaedah ARDL juga dapat membezakan antara pemboleh ubah bersandar dan pemboleh ubah tidak bersandar. Secara umumnya model ARDL ( $p, q1, q2, \dots, qk$ ) adalah seperti berikut:

$$\begin{aligned} \Phi(L, P)y_t &= \sum_{i=1}^k \beta_i(L, P)x_{it} + \delta'w_t + u_t \\ \phi(L, p) &= 1 - \phi_1L - \phi_2L^2 - \dots - \phi_pL^p \\ \beta_i(L, q_i) &= 1 - \beta_{i1}L - \beta_{i2}L^2 - \dots - \beta_{iq_i}L^{q_i}, \text{ bagi } i = 1, 2, \dots, k \end{aligned} \quad (3.3)$$

$L$  adalah operator lat, contohnya seperti  $Ly_t = y_{t-1}$  dan  $w_t$  ialah vektor  $s \times 1$  bagi pemboleh ubah deterministik contohnya ialah terma intersep, *seasonal dummies*, trend masa atau pemboleh ubah eksogenous dengan lat yang tetap.

Prosedur ARDL melibatkan dua peringkat. Pada peringkat pertama, kewujudan hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah diuji dengan menggunakan statistik-F. Statistik-F digunakan untuk menguji kesignifikanan urutan lat bagi pemboleh ubah dalam model ARDL dalam bentuk pembetulan ralat. Namun, taburan asimptotik bagi statistik-F adalah tidak standard iaitu tidak mengambil kira sama ada pemboleh ubah tidak bersandar adalah  $I(0)$  atau  $I(1)$ . Pesaran *et al.* (1996a) telah menghasilkan nilai kritikal yang sesuai untuk setiap bilangan regresor ( $k$ ) yang berbeza bagi model ARDL yang berintersep dan/atau bertrend. Terdapat dua set nilai kritikal. Set pertama mengandaikan bahawa semua pemboleh ubah dalam model ARDL adalah  $I(1)$  manakala set kedua pula mengandaikan bahawa semua pemboleh ubah dalam model ARDL adalah  $I(0)$ .

Bagi setiap aplikasi, wujud satu kawasan (*band*) yang merangkumi semua kebarangkalian pemboleh ubah diklasifikasikan ke dalam  $I(0)$  dan  $I(1)$  atau sebahagian daripada  $I(1)$ . Jika statistik-F kiraan berada di luar kawasan ini, keputusan yang pasti dapat dibuat tanpa perlu mengetahui sama ada pemboleh ubah-pemboleh ubah yang digunakan adalah  $I(0)$ ,  $I(1)$  atau sebahagian daripada  $I(1)$ . Namun sekiranya statistik kiraan berada dalam nilai kritikal kawasan, keputusan inferens adalah tidak pasti dan bergantung kepada sama ada pemboleh ubah yang digunakan adalah  $I(0)$  atau  $I(1)$ . Pada peringkat inilah ujian punca unit perlu dilakukan ke atas pemboleh ubah-pemboleh ubah tersebut.

### 3.2.1. Ujian Kointegrasi

Bagi mengenalpasti hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah inflasi (*INF*), pertumbuhan penawaran wang (*GMI*)/(*GM2*), jurang output (*JOUT*) serta kadar tukaran benar (*REXR*), maka regresi pembetulan ralat yang tidak terhad (*unrestricted error correction*) dianggarkan. Setiap pemboleh ubah menjadi pemboleh ubah bersandar secara bersilih ganti.

*Penganggaran menggunakan agregat kewangan M1 :*

$$\begin{aligned}\Delta INF_{it} &= a_0 + \sum_{p=1}^n b_{pINF} \Delta INF_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n c_{pINF} \Delta GM1_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n d_{pINF} \Delta JOUT_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n e_{pINF} \Delta REXR_{i,t-p} \\ &+ \delta_{1INF} INF_{i,t-1} + \delta_{2INF} GM1_{i,t-1} + \delta_{3INF} JOUT_{i,t-1} + \delta_{4INF} REXR_{i,t-1} + u_{1t}\end{aligned}\quad (3.4a)$$

$$\begin{aligned}\Delta GM1_{it} &= a_0 + \sum_{p=1}^n b_{pGM1} \Delta GM1_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n c_{pGM1} \Delta INF_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n d_{pGM1} \Delta JOUT_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n e_{pGM1} \Delta REXR_{i,t-p} \\ &+ \delta_{1GM1} INF_{i,t-1} + \delta_{2GM1} GM1_{i,t-1} + \delta_{3GM1} JOUT_{i,t-1} + \delta_{4GM1} REXR_{i,t-1} + u_{2t}\end{aligned}\quad (3.4b)$$

$$\begin{aligned}\Delta JOUT_{it} &= a_0 + \sum_{p=1}^n b_{pJOUT} \Delta JOUT_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n c_{pJOUT} \Delta GM1_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n d_{pJOUT} \Delta INF_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n e_{pJOUT} \Delta REXR_{i,t-p} \\ &+ \delta_{1JOUT} INF_{i,t-1} + \delta_{2JOUT} GM1_{i,t-1} + \delta_{3JOUT} JOUT_{i,t-1} + \delta_{4JOUT} REXR_{i,t-1} + u_{3t}\end{aligned}\quad (3.4c)$$

$$\begin{aligned}\Delta REXR_{it} &= a_0 + \sum_{p=1}^n b_{pREXR} \Delta REXR_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n c_{pREXR} \Delta JOUT_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n d_{pREXR} \Delta GM1_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n e_{pREXR} \Delta INF_{i,t-p} \\ &+ \delta_{1REXR} INF_{i,t-1} + \delta_{2REXR} GM1_{i,t-1} + \delta_{3REXR} JOUT_{i,t-1} + \delta_{4REXR} REXR_{i,t-1} + u_{4t}\end{aligned}\quad (3.4d)$$

Penganggaran menggunakan agregat kewangan M2:

$$\begin{aligned}\Delta INF_{it} &= a_0 + \sum_{p=1}^n b_{pINF} \Delta INF_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n c_{pINF} \Delta GM2_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n d_{pINF} \Delta JOUT_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n e_{pINF} \Delta REXR_{i,t-p} \\ &+ \delta_{1INF} INF_{i,t-1} + \delta_{2INF} GM2_{i,t-1} + \delta_{3INF} JOUT_{i,t-1} + \delta_{4INF} REXR_{i,t-1} + u_{1t}\end{aligned}\quad (3.5a)$$

$$\begin{aligned}\Delta GM1_{it} &= a_0 + \sum_{p=1}^n b_{pGM1} \Delta GM2_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n c_{pGM1} \Delta INF_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n d_{pGM1} \Delta JOUT_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n e_{pGM1} \Delta REXR_{i,t-p} \\ &+ \delta_{1GM1} INF_{i,t-1} + \delta_{2GM1} GM2_{i,t-1} + \delta_{3GM1} JOUT_{i,t-1} + \delta_{4GM1} REXR_{i,t-1} + u_{2t}\end{aligned}\quad (3.5b)$$

$$\begin{aligned}\Delta JOUT_{it} &= a_0 + \sum_{p=1}^n b_{pJOUT} \Delta JOUT_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n c_{pJOUT} \Delta GM2_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n d_{pJOUT} \Delta INF_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n e_{pJOUT} \Delta REXR_{i,t-p} \\ &+ \delta_{1JOUT} INF_{i,t-1} + \delta_{2JOUT} GM2_{i,t-1} + \delta_{3JOUT} JOUT_{i,t-1} + \delta_{4JOUT} REXR_{i,t-1} + u_{3t}\end{aligned}\quad (3.5c)$$

$$\begin{aligned}\Delta REXR_{it} &= a_0 + \sum_{p=1}^n b_{pREXR} \Delta REXR_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n c_{pREXR} \Delta JOUT_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n d_{pREXR} \Delta GM2_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n e_{pREXR} \Delta INF_{i,t-p} \\ &+ \delta_{1REXR} INF_{i,t-1} + \delta_{2REXR} GM2_{i,t-1} + \delta_{3REXR} JOUT_{i,t-1} + \delta_{4REXR} REXR_{i,t-1} + u_{4t}\end{aligned}\quad (3.5d)$$

Hipotesis nol yang ingin diuji ialah tidak wujud hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah. Hal ini adalah ditunjukkan seperti berikut:

$$H_o : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$$

Manakala hipotesis alternatif pula ialah:

$$H_1 : \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \delta_3 \neq 0, \delta_4 \neq 0$$

Statistik-F digunakan untuk menguji gabungan hipotesis nol (tidak wujud hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah) di atas.

Sekiranya nilai statistik-F kiraan melebihi nilai kritikal sempadan atas, hipotesis nol tiada hubungan kointegrasi antara pemboleh ubah adalah ditolak. Hal ini memberi implikasi bahawa wujud hubungan kointegrasi antara pemboleh ubah. Namun sekiranya nilai statistik-F kiraan adalah kurang daripada nilai nilai kritikal bagi sempadan bawah, maka hipotesis nol tidak wujud hubungan kointegrasi antara pemboleh ubah tidak dapat ditolak. Jika nilai statistik-F berada di antara nilai kritikal bagi sempadan bawah dan sempadan atas maka keputusan tidak dapat dibuat.

### 3.2.2. Keanjalan Jangka Panjang dan Jangka Pendek

Peringkat kedua analisis adalah menganggarkan koefisien hubungan jangka panjang dan melakukan inferens tentang nilai tersebut menggunakan pilihan yang wujud dalam ARDL. Peringkat ini hanya boleh diteruskan sekiranya diyakini bahawa hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah adalah tidak palsu. Apabila hubungan jangka panjang (kointegrasi) dikenalpasti, persamaan (3.1) dan (3.2) dianggarkan menggunakan model ARDL ( $m, n, p, q$ ) seperti berikut:

$$INF_{it} = \alpha_0 + \sum_{p=1}^m \alpha_1 INF_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_2 GM1_{i,t-p} + \sum_{p=1}^p \alpha_3 JOUT_{i,t-p} + \sum_{p=1}^q \alpha_4 REXR_{i,t-p} + \omega_t \quad (3.6)$$

Semua pemboleh ubah adalah seperti yang telah ditentukan dalam bab sebelumnya. Susunan lat dalam model ARDL adalah ditentukan sama ada oleh kriteria maklumat Akaike (AIC) atau kriteria Schwartz Bayesian (SBC) sebelum model yang dipilih itu dianggarkan menggunakan teknik punca kuasa dua terkecil (*ordinary least squares*). Walaupun nilai anggaran yang didapati adalah sama namun anggaran ralat piawai bagi model yang dipilih oleh AIC adalah lebih kecil. Namun susunan lat yang dipilih oleh AIC adalah lebih tinggi berbanding yang dipilih oleh SBC.

Dengan kewujudan hubungan kointegrasi, keanjalan jangka pendek juga boleh diperolehi melalui model pembetulan ralat seperti berikut:

$$\Delta INF_{it} = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_1 \Delta INF_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n \beta_2 \Delta GM1_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n \beta_3 \Delta JOUT_{i,t-p} + \sum_{p=1}^n \beta_4 \Delta REXR_{i,t-p} + \psi ECM_{i,t-1} + \vartheta_t \quad (3.7)$$

$ECM_{i,t}$  adalah terma pembetulan ralat dan boleh didefinisikan seperti berikut:

$$ECM_{i,t} = INF_{i,t} - \alpha_0 - \sum_{p=1}^m \alpha_1 INF_{i,t-p} - \sum_{p=1}^n \alpha_2 GM1_{i,t-p} - \sum_{p=1}^p \alpha_3 JOUT_{i,t-p} - \sum_{p=1}^q \alpha_4 REXR_{i,t-p} \quad (3.8)$$

$\Delta$  adalah simbol pembezaan peringkat pertama;  $\beta$  adalah koefisien berkaitan dengan hubungan dinamik dalam jangka pendek yang menumpu kepada keseimbangan, dan  $\psi$  adalah kecepatan pelarasan (*speed of adjustment*).

## 4. Hasil Kajian

### 4.1. Ujian Kointegrasi

Oleh kerana cerapan adalah dalam sukuan, maka urutan lat maksimum yang disarankan oleh Pesaran, M. H. & Pesaran, B. (1997) bagi menganggarkan model ARDL dalam bentuk pembetulan ralat yang tidak terhad ialah 4. Namun bagi kes Indonesia dan Singapura, urutan lat yang digunakan adalah 1 manakala urutan lat yang digunakan bagi kes Thailand adalah 3. Hal ini kerana bilangan sampel negara-negara tersebut adalah lebih kecil berbanding bilangan sampel bagi Malaysia dan Filipina. Nilai kritikal sempadan bawah I(0) dan sempadan atas I(1) dirujuk daripada Jadual F yang dihasilkan oleh Pesaran H. M. dan Pesaran B. (1997) bagi kes yang ke-2 iaitu model berintersep dan tanpa trend.

- (i) Menggunakan Pemboleh ubah Pertumbuhan Penawaran Wang M1.

Jadual 4.1 menunjukkan bahawa wujud hubungan kointegrasi antara inflasi dengan pertumbuhan penawaran wang M1, jurang output dan kadar tukaran benar bagi kes Singapura, Thailand dan Filipina.

Jadual 4.1: Analisis kointegrasi antara inflasi dengan pertumbuhan penawaran wang M1 jurang output dan kadar tukaran benar.

Negara	Statistik-F	Nilai Kritikal Sempadan Atas Dan Sempadan Bawah Bagi Statistik-F Dengan Intersep Dan Tanpa Trend (K = 3)					
		1%		5%		10%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Malaysia	2.2747	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Indonesia	2.6238	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Singapura	6.1984	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Thailand	4.9403	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Filipina	10.7717	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800

Manakala Jadual 4.2 menunjukkan bahawa wujud bagi hubungan kointegrasi antara pertumbuhan penawaran wang M1 dengan inflasi, jurang output dan kadar tukaran benar bagi kes Indonesia dan Singapura.

Jadual 4.2: Analisis kointegrasi antara pertumbuhan penawaran wang M1 dengan inflasi, jurang output dan kadar tukaran benar.

Negara	Statistik-F	Nilai Kritikal Sempadan Atas Dan Sempadan Bawah Bagi Statistik-F Dengan Intersep Dan Tanpa Trend (K = 3)					
		1%		5%		10%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)



		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Malaysia	1.8931	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Indonesia	6.3869	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Singapura	5.5532	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Thailand	3.6829	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Filipina	3.0881	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800

Turut didapati bahawa inflasi, pertumbuhan penawaran wang M1 serta kadar tukaran benar merupakan *long run forcing variables* bagi jurang output bagi kes Malaysia, Thailand dan Filipina. Hal ini merujuk kepada Jadual 4.3.

Jadual 4.3: Analisis kointegrasi antara jurang output dengan inflasi, pertumbuhan penawaran wang M1 dan kadar tukar benar.

Negara	Statistik-F	Nilai Kritikal Sempadan Atas Dan Sempadan Bawah Bagi Statistik-F Dengan Intersep Dan Tanpa Trend (K = 3)					
		1%		5%		10%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Malaysia	3.8772	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Indonesia	1.4825	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Singapura	2.5809	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Thailand	8.3535	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Filipina	5.3408	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800

Analisis kointegrasi antara kadar tukaran benar dengan inflasi, kadar pertumbuhan penawaran wang M1 dan jurang output yang ditunjukkan dalam Jadual 4.4 menunjukkan bahawa wujud hubungan kointegrasi antara pemboleh ubah-pemboleh ubah tersebut bagi kes Indonesia dan Thailand.

Jadual 4.4: Analisis kointegrasi antara kadar tukar benar dengan inflasi, kadar pertumbuhan penawaran wang M1 dan jurang output.

Negara	Statistik-F	Nilai Kritikal Sempadan Atas Dan Sempadan Bawah Bagi Statistik-F Dengan Intersep Dan Tanpa Trend (K = 3)					
		1%		5%		10%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Malaysia	1.7869	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Indonesia	4.0301	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Singapura	2.7541	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Thailand	8.2686	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Filipina	1.3325	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800

## (ii) Menggunakan Pemboleh ubah Pertumbuhan Penawaran Wang M2.

Merujuk kepada Jadual 4.5, didapati bahawa wujud hubungan kointegrasi antara inflasi dengan pertumbuhan penawaran wang M2, jurang output dan kadar tukaran benar bagi kes Thailand dan Filipina.

Jadual 4.5: Analisis kointegrasi antara inflasi dengan pertumbuhan penawaran wang M2, jurang output dan kadar tukaran benar.

Negara	Statistik-F	Nilai Kritikal Sempadan Atas Dan Sempadan Bawah Bagi Statistik-F Dengan Intersep Dan Tanpa Trend (K = 3)					
		1%		5%		10%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Malaysia	3.2903	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Indonesia	2.0122	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Singapura	0.9243	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Thailand	5.3551	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Filipina	6.8779	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800

Jadual 4.6 pula menunjukkan bahawa hubungan kointegrasi antara pertumbuhan penawaran wang M2 dengan inflasi, jurang output dan kadar tukaran benar hanya wujud bagi kes Indonesia dan Filipina.

Jadual 4.6: Analisis kointegrasi antara pertumbuhan penawaran wang M2 dengan inflasi, jurang output dan kadar tukaran benar.

Negara	Statistik-F	Nilai Kritikal Sempadan Atas Dan Sempadan Bawah Bagi Statistik-F Dengan Intersep Dan Tanpa Trend (K = 3)					
		1%		5%		10%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Malaysia	1.4084	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Indonesia	4.7944	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Singapura	1.4532	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Thailand	2.7926	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Filipina	6.0935	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800

Jadual 4.7: Analisis kointegrasi antara jurang output dengan inflasi, pertumbuhan penawaran wang M2 dan kadar tukaran benar.

Negara	Statistik-F	Nilai Kritikal Sempadan Atas Dan Sempadan Bawah Bagi Statistik-F Dengan Intersep Dan Tanpa Trend (K = 3)					
		1%		5%		10%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Malaysia	4.4129	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800

Indonesia	1.5591	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Singapura	4.6079	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Thailand	12.1679	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Filipina	7.1646	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800

Hubungan kointegrasi antara jurang output dengan inflasi, pertumbuhan penawaran wang M2 dan kadar tukaran benar wujud di semua negara ASEAN-5 kecuali Indonesia.

Hasil analisis hubungan kointegrasi antara kadar tukaran benar dengan inflasi, kadar pertumbuhan penawaran wang M2 dan jurang output menunjukkan bahawa wujud hubungan antara pemboleh ubah bagi Indonesia dan Thailand. Hal ini merujuk kepada Jadual 4.8.

Jadual 4.8: Analisis kointegrasi antara kadar tukaran benar dengan inflasi, kadar pertumbuhan penawaran wang M2 dan jurang output.

Negara	Statistik-F	Nilai Kritikal Sempadan Atas Dan Sempadan Bawah Bagi Statistik-F Dengan Intersep Dan Tanpa Trend (K = 3)					
		1%		5%		10%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Malaysia	2.2595	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Indonesia	4.8107	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Singapura	1.3837	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Thailand	12.0639	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800
Filipina	1.6187	4.385	5.615	3.219	4.378	2.711	3.800

Ujian kestabilan iaitu Ujian CUSUM dan CUSUMSQ telah dijalankan ke atas persamaan ARDL yang menentukan hubungan kointegrasi antara inflasi dengan pertumbuhan penawaran wang M1/M2, jurang output serta kadar tukaran benar. Bagi analisis yang melibatkan pertumbuhan penawaran wang M1, ujian ini dijalankan ke atas Singapura, Thailand dan Filipina. Manakala bagi analisis yang melibatkan pertumbuhan penawaran wang M2, Ujian CUSUM dan CUSUMSQ telah dijalankan ke atas persamaan ARDL bagi kes Thailand dan Filipina. Hasil ujian menunjukkan bahawa persamaan ARDL yang dianggarkan adalah stabil. Keputusan ujian turut disertakan dalam lampiran.

#### 4.2. Keanjalan Jangka Panjang

Apabila wujud hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah, maka keanjalan jangka panjang bagi pemboleh ubah tidak bersandar dapat dikenalpasti. Model ARDL yang dianggarkan adalah di pilih oleh AIC.

##### (i) Menggunakan Pemboleh ubah Pertumbuhan Penawaran Wang M1

Berdasarkan Jadual 4.9 didapati semua nilai koefisien bagi Singapura adalah tidak signifikan. Namun bagi Thailand, semua nilai koefisien yang dianggarkan adalah signifikan. Hal ini memberi implikasi bahawa peningkatan sebanyak 1 peratus dalam pertumbuhan penawaran wang di Thailand akan meningkatkan inflasi sebanyak 0.0740 peratus dan peningkatan sebanyak 1 peratus dalam jurang output akan meningkatkan inflasi di Thailand sebanyak

0.0267 peratus. Sebaliknya peningkatan sebanyak satu peratus dalam kadar tukaran benar akan menurunkan kadar inflasi sebanyak 0.0037 peratus.

Bagi Filipina pula, semua koefisien bagi pemboleh ubah tidak bersandar kecuali kadar tukaran benar adalah signifikan. Didapati bahawa peningkatan sebanyak 1 peratus dalam pertumbuhan penawaran wang akan meningkatkan inflasi di Filipina sebanyak 1.4057 peratus manakala peningkatan sebanyak 1 peratus dalam jurang output akan meningkatkan inflasi di Filipina sebanyak 1.7376 peratus. Keputusan yang diperoleh adalah selari dengan teori dan tanda koefisien juga adalah betul.

Jadual 4.9: Koefisien jangka panjang antara inflasi dengan pertumbuhan penawaran wang M1, jurang output dan kadar tukaran benar.

Pemboleh ubah bersandar: INF			
Negara	Pemboleh ubah	Koefisien	Nilai-P
Singapura	Intersep	0.0086	0.769
	GM1	-0.0424	0.808
	JOUT	0.0082	0.255
	REER	-0.0015	0.333
Thailand	Intersep	0.0155	0.000***
	GM	0.0740	0.012**
	JOUT	0.0267	0.000***
	OEXR	-0.0037	0.000***
Filipina	Intersep	-0.0403	0.333
	GM	1.4057	0.001***
	JOUT	0.7376	0.001***
	REER	0.0074	0.420

**Nota:** Tanda (\*), (\*\*) dan (\*\*\*) masing-masing signifikan pada aras keertian 10%, 5% dan 10%.

#### (ii) Menggunakan Pemboleh ubah Pertumbuhan Penawaran Wang M2

Berdasarkan Jadual 4.10, didapati bahawa semua nilai koefisien *long run forcing variables* bagi kes Thailand adalah signifikan. Peningkatan sebanyak 1 peratus dalam pertumbuhan penawaran wang kuasi akan meningkatkan inflasi di Thailand sebanyak 0.1855 peratus manakala peningkatan sebanyak 1 peratus dalam jurang output akan turut meningkatkan tingkat inflasi di Thailand sebanyak 0.0203 peratus.

Sebaliknya peningkatan sebanyak 1 peratus dalam kadar tukaran benar akan menurunkan inflasi di Thailand sebanyak 0.0022 peratus. Bagi kes Filipina pula, didapati hanya koefisien bagi jurang output adalah signifikan pada aras keertian 1 peratus. Hal ini menunjukkan bahawa peningkatan sebanyak 1 peratus dalam jurang output akan meningkatkan inflasi di Filipina sebanyak 0.6013 peratus. Keputusan yang diperoleh dalam analisis jangka panjang menggunakan pertumbuhan penawaran M2 ini juga turut selari dengan teori dan tanda yang ditunjukkan juga adalah tepat.

Jadual 4.10: Koefisien jangka panjang antara inflasi dengan pertumbuhan penawaran wang M2, jurang output dan kadar tukaran benar

Pemboleh ubah bersandar: INF			
Negara	Pemboleh ubah	Koefisien	Nilai-P
Thailand	Intersep	0.0094	0.013**
	GQM	0.1855	0.004***
	JOUT	0.0203	0.000***
	OEXR	-0.0022	0.018**
Filipina	Intersep	-0.0610	0.197
	GQM	0.0295	0.643
	JOUT	0.6013	0.000***
	REER	0.0142	0.161

**Nota:** Tanda (\*), (\*\*) dan (\*\*\*) masing-masing signifikan pada aras keertian 10%, 5% dan 10%.

### 4.3. Keanjalan Jangka Pendek

Keanjalan jangka pendek dapat dikenal pasti melalui model pembetulan ralat yang dipilih oleh AIC. Model pembetulan ralat juga mengandungi koefisien *speed of adjustment* yang mengukur kelajuan pelarasan pemboleh ubah dalam jangka panjang.

#### (i) Menggunakan Pemboleh ubah Pertumbuhan Penawaran Wang M1

Jadual 4.11 menunjukkan model pembetulan ralat bagi Singapura, Thailand dan Filipina. Didapati semua koefisien jangka pendek bagi Singapura adalah tidak signifikan. Maka tidak wujud hubungan jangka pendek antara inflasi dengan pemboleh ubah penawaran wang M1, jurang output dan kadar tukaran benar dalam kes Singapura. Bagi kes Thailand pula didapati jurang output mempunyai hubungan positif dengan inflasi dalam jangka pendek. Manakala bagi kes Filipina, pertumbuhan penawaran wang dan kadar tukaran benar memberi kesan positif kepada inflasi dalam jangka pendek.

Jadual 4.11: Model pembetulan ralat bagi Singapura, Thailand dan Filipina

Pemboleh ubah bersandar: INF			
Negara	Pemboleh ubah	Koefisien	Nilai-P
Singapura	Intersep	0.0086	0.770
	dGM1	-0.0423	0.335
	dJOUT	0.0082	0.258
	dREER	-0.0015	0.809
	ecm(-1)	-1.00	-
	<b>R<sup>2</sup></b>	0.2807	
	<b>AIC</b>	84.1476	
	<b>Statistik-DW</b>	1.4845	
Thailand	Intersep	0.0206	0.001***

	dINF1	0.3444	0.025**
	dGM	0.0098	0.497
	dGM1	-0.0562	0.007***
	dGM2	-0.4046	0.004***
	dJOUT	0.6497	0.097*
	dJOUT1	-1.7313	0.028**
	dJOUT2	1.0172	0.013**
	dOEXR	-0.6396	0.104
	dOEXR1	1.7124	0.028**
	dOEXR2	-1.0212	0.013**
	ecm(-1)	-1.3264	0.000***
	<b>R<sup>2</sup></b>	0.7464	
	<b>AIC</b>	232.9949	
	<b>Statistik-DW</b>	2.0033	
<b>Filipina</b>	Intersep	-0.0158	0.374
	dINF1	-0.3258	0.003***
	dINF2	-0.3307	0.003***
	dINF3	-0.1692	0.065**
	dGM	0.1664	0.000***
	dGM1	-0.2148	0.000***
	dGM2	-0.1333	0.001***
	dJOUT	-0.0046	0.887
	dJOUT1	-0.2216	0.000***
	dJOUT2	-0.1403	0.001***
	dJOUT3	-0.0612	0.072**
	dREER	0.0397	0.000***
	dREER1	-0.0455	0.000***
	dREER2	0.0258	0.033**
	dREER3	-0.0343	0.005***
	ecm(-1)	-0.3819	0.000***
	<b>R<sup>2</sup></b>	0.7840	
	<b>AIC</b>	350.3730	
	<b>Statistik-DW</b>	2.3093	

**Nota:** Tanda (\*), (\*\*) dan (\*\*\*) masing-masing signifikan pada aras keertian 10%, 5% dan 10%.

## (ii) Menggunakan Pemboleh ubah Pertumbuhan Penawaran Wang M2

Jadual 4.12 pula menunjukkan hasil keputusan analisis jangka pendek antara pemboleh ubah inflasi dengan pemboleh ubah penawaran wang M2, jurang output serta kadar tukaran benar. Bagi Thailand, pertumbuhan wang kuasi dan kadar tukaran benar adalah berhubung positif dengan inflasi dalam jangka pendek. Sebaliknya, jurang output memberi kesan negatif kepada inflasi dalam jangka pendek. Bagi Filipina pula jurang output adalah berhubung negatif dengan inflasi dalam jangka pendek manakala kadar tukaran benar pula berhubung positif dengan inflasi dalam jangka pendek.

Jadual 4.12: Model pembetulan ralat bagi Thailand dan Filipina

Pemboleh ubah bersandar: INF			
Negara	Pemboleh ubah	Koefisyen	Nilai-P
<b>Thailand</b>	Intersep	0.0135	0.029**
	dINF1	0.5587	0.002***
	dINF2	0.2232	0.076*
	dGQM	0.2261	0.003***
	dJOUT	-0.2740	0.010***
	dJOUT1	0.1972	0.047**
	dOEXR	0.2863	0.008***
	dOEXR1	-0.2073	0.040**
	ecm(-1)	-1.4394	0.000***
	<b>R<sup>2</sup></b>	0.7055	
	<b>AIC</b>	233.777	
	<b>Statistik-DW</b>	2.0684	
<b>Filipina</b>	Intersep	-0.0250	0.213
	dGQM	0.0121	0.645
	dJOUT	-0.0468	0.007***
	dJOUT1	-0.0127	0.000***
	dJOUT2	-0.0730	0.000***
	dREER	0.0380	0.004***
	dREER1	-0.0455	0.000***
	dREER2	0.0467	0.000***
	dREER3	-0.4097	0.000***
	ecm(-1)	-0.4097	0.000***
	<b>R<sup>2</sup></b>	0.6374	
	<b>AIC</b>	334.3316	
<b>Statistik-DW</b>	2.2224		

**Nota:** Tanda (\*), (\*\*) dan (\*\*\*) masing-masing signifikan pada aras keertian 10%, 5% dan 10%.

## 5. Kesimpulan

Kajian ini dilakukan bagi mengenalpasti hubungan jangka panjang serta jangka pendek antara inflasi dengan pertumbuhan penawaran wang M1/M2, jurang output dan kadar tukaran benar di negara ASEAN-5. Pertumbuhan penawaran wang M1 dan M2 digunakan kerana tiada teori yang mengkhususkan jenis agregat kewangan yang harus digunakan dalam sesebuah kajian empirik. Bagi mencapai objektif tersebut maka prosedur ARDL yang bangunkan oleh Pesaran, M. H dan Pesaran, B. (1997) digunakan. Kaedah ini adalah agak berlainan dengan teknik kointegrasi seperti yang disarankan oleh Engle-Granger (1987) dan Johansen (1995) kerana kaedah ini tidak mengambilkira tingkat integrasi pemboleh ubah sama ada pemboleh ubah tersebut adalah I(0) atau I(1). Tambahan pula prosedur ini boleh diaplikasikan ke atas saiz sampel yang kecil.

Hasil analisis boleh dipecahkan kepada tiga bahagian iaitu hasil analisis kointegrasi, keanjalan jangka panjang serta keanjalan jangka pendek. Didapati wujud hubungan kointegrasi antara inflasi dengan pertumbuhan penawaran wang M1, jurang output serta kadar tukaran benar bagi kes Singapura, Thailand dan Filipina. Bagi analisis yang dilakukan menggunakan pertumbuhan penawaran wang M2, didapati bahawa hubungan ini hanya wujud bagi kes Thailand dan Filipina. Hal ini menunjukkan bahawa pemboleh ubah pertumbuhan penawaran wang M1 adalah lebih baik dalam menentukan tingkat inflasi di negara-negara ASEAN-5 berbanding dengan pemboleh ubah pertumbuhan penawaran wang M2. Analisis ke atas Thailand menggunakan pertumbuhan penawaran wang M1 menunjukkan bahawa pertumbuhan penawaran wang dan jurang output memberi kesan positif kepada inflasi dalam jangka panjang manakala kadar tukaran benar pula adalah berhubung negatif dengan inflasi dalam jangka panjang. Bagi kes Filipina pula didapati bahawa pertumbuhan penawaran wang dan jurang output memberi kesan positif kepada inflasi dalam jangka panjang.

Pengaruh pemboleh ubah pertumbuhan penawaran wang, jurang output serta kadar tukaran benar ke atas inflasi di Singapura tidak dapat dikenalpasti kerana semua nilai koefisien bagi pemboleh ubah endogenous adalah tidak signifikan. Analisis yang dijalankan dengan menggunakan pemboleh ubah pertumbuhan penawaran M2 pula mendapati bahawa pertumbuhan penawaran wang kuasi dan jurang output memberi kesan positif terhadap tingkat inflasi di Thailand manakala kadar tukaran benar pula adalah berhubung negatif dengan tingkat inflasi di Thailand. Bagi kes Filipina, didapati jurang output berhubung positif dengan inflasi. Seterusnya analisis diteruskan lagi bagi mengetahui hubungan jangka pendek antara inflasi dengan pertumbuhan penawaran wang M1/M2, jurang output dan kadar tukaran benar. Dalam jangka pendek, didapati bahawa jurang output memberi kesan positif ke atas tingkat inflasi di Thailand. Manakala pemboleh ubah pertumbuhan penawaran wang dan kadar tukaran benar pula memberi kesan positif ke atas tingkat inflasi Filipina. Bagi analisis yang menggunakan pertumbuhan penawaran wang M2, didapati bahawa pertumbuhan penawaran wang kuasi (proksi kepada pertumbuhan penawaran wang M2) dan kadar pertumbuhan benar memberi kesan positif ke atas tingkat inflasi di Thailand manakala jurang output pula memberi kesan negatif terhadap tingkat inflasi di Thailand. Di Filipina pula jurang output memberi kesan negatif terhadap tingkat inflasi manakala kadar tukaran benar pula adalah berhubung positif dengan inflasi.

Bentuk hubungan jangka panjang yang diperolehi menerusi kajian ini adalah selari dengan teori Makroekonomi iaitu pertumbuhan penawaran wang M1/M2 dan jurang output adalah berhubung positif dengan inflasi manakala kadar tukaran benar pula berhubung negatif dengan inflasi. Peningkatan dalam pertumbuhan penawaran wang dan jurang output akan turut meningkatkan inflasi manakala kejatuhan dalam kadar tukaran benar akan meningkatkan inflasi. Kesimpulannya tingkat inflasi di negara ASEAN-5 secara umumnya dipengaruhi oleh



pertumbuhan penawaran wang M1/M2, jurang output serta kadar tukaran benar. Pelaksanaan polisi kewangan dengan hanya mengambilkira target kewangan tidak dapat menerangkan tingkat inflasi di negara ASEAN-5 sepenuhnya. Hal ini kerana jurang output serta kadar tukaran benar juga turut signifikan dalam menerangkan inflasi di negara ASEAN-5.

### Rujukan

- Aresh, P., Umar, K. & Arayan, N. 2004. Fiji's tourism demand: The ARDL approach to co integration. *Tourism Economics* 10(2): 193-206.
- Assenmacher-Wesche, K. & Gerlach, S. 2007. Money growth, output gaps and inflation at low and high frequency: Spectral estimates for Switzerland. *Journal of Economic Dynamic & Control*.
- Budina, N., Maliszewski, W., Menil, G. D. & Turlea, G. 2006. Money, inflation and output in Romania, 1992-2000. *Journal of International Money & Finance* 25: 330-347.
- Enders, W. 2004. *Applied econometric time series*. Ed. Ke-4. United States of America: John Wiley & Sons, Inc.
- Gerald, P. & Dwyer, Jr. 2001. Money growth and inflation in the united states. Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Grauwe, P. D. & Polan, M. 2006. Is inflation always and everywhere a monetary phenomena? *Discussion Paper*. No. 2841.
- Gujarati, D. N. 2003. *Basic Econometrics*. Ed. Ke-4. Boston: Mc Graw Hill.
- Hossain & Akhtar. 2005. The granger-causality between money growth, inflation, currency devaluation and economic growth. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies* vol. 2-3.
- Lutkepohl, H. & Kratzig, M. 2004. *Applied time series econometrics*. Cambridge, UK: Press Syndicate of The University of Cambridge.
- Masih, A. M. M. 1996. Empirical testing to discern the dynamic causal chain in macroeconomic activity: New evidence from Thailand and Malaysia based on a multivariate co integration/vector error-correction modeling approach. *Journal of Policy Modeling* 18(5): 531-560.
- Pesaran, M. H. & Pesaran, B. 1997. *Working with microfit 4.0 (Interactive econometric analysis)*. Oxford. Oxford University Press.
- Snowdown, B. & Vane, H. R. 2005. Modern macroeconomics (Its origins, development and current state. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing, Inc.
- Tamat Sarmidi & Abu Hassan Shaari Mohd Nor. 2001. Keberkesanan dasar kadar pertukaran tetap dalam mengkesampingkan faktor luar di BSKL. *Jurnal Pengurusan* 20: 47-67.
- Tsey, R. S. 2002. *Analysis of financial time series*. Canada: John Wiley & Sons, Inc.