

**DEFISIT BERKEMBAR DAN IMPLIKASINYA TERHADAP
PERTUMBUHAN EKONOMI NEGARA: KAJIAN EMPIRIK LIMA BUAH
NEGARA ASEAN TERPILIH
(TWIN DEFICITS AND IMPLICATIONS ON ECONOMIC GROWTH: CASE STUDY
ON FIVE SELECTED ASEAN COUNTRIES)**

JUNAIDAH HASAN, MD. ZYADI MD. TAHIR, AZMAFAZILAH JAUHARI

ABSTRAK

Kajian ini bermatlamat menguji kesahihan pandangan Keynesian dan Ricardo berkenaan kesan defisit belanjawan ke atas defisit akaun semasa di negara-negara Asean yang terdiri daripada negara Malaysia, Singapura, Thailand, Filipina dan Indonesia dan melihat implikasi kedua-dua defisit ini ke atas pertumbuhan ekonomi negara. Analisis empirik menggunakan model ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) dan kaedah kointegrasi *Bounds Test* menyokong pandangan Keynesian yang mana terdapat hubungan jangka panjang antara defisit belanjawan dengan defisit akaun semasa di kelima-lima buah negara di sepanjang tempoh masa kajian. Hubungan jangka panjang antara defisit belanjawan dan defisit akaun semasa dengan Keluaran Dalam Negara Kasar (KDNK) juga dikenalpasti. Keanjalan jangka panjang dan jangka pendek dianggar bagi melihat kesan perubahan suatu pembolehubah ke atas pembolehubah yang lain. Akhir sekali, beberapa implikasi dasar dibentuk berdasarkan hasil kajian yang diperoleh.

Kata kunci: defisit berkembar, defisit perdagangan, defisit belanjawan, kointegrasi

ABSTRACT

This study aims to test the validity of the views of Keynesian and Ricardo in regard to the effect of budget deficit on current account deficit of Asean countries, namely Malaysia, Singapore, Thailand, the Philippines and Indonesia; and to observe the implications of both deficits on economic growth. Empirical analysis using the ARDL model (Autogressive Distributed Lag) and the Bound Test Cointegration methods in supporting the Keynesian view, of which there is long term relationship between the budget and current account deficits at the five countries during the period of study. The study also try to identify the long term relationship between budget and current account deficits with Gross Domestic Product (GDP). The long term and short term elasticities are estimated in observing the effect of changes of a variable againts other variable(s). Lastly, several policies implications are presented based on result of the study.

Keywords: twin deficits, trade deficit, budget deficit, cointegration

1. Pengenalan

Peningkatan serentak defisit belanjawan dan defisit perdagangan di Malaysia, Singapura, Thailand, Filipina dan Indonesia mencetus tanda tanya sama ada kedua-dua defisit ini mempunyai sebarang perkaitan. Hasil kajian lepas menunjukkan terdapat beberapa hubungan yang wujud antara kedua-dua defisit ini. Sesetengah kajian yang menggunakan rangka kerja Mundell-Fleming mendapati defisit berkembar berkait dengan hubungan sebab akibat antara defisit fiskal dengan defisit akaun semasa. Sebaliknya, terdapat kajian yang mendapati tidak terdapat hubungan antara kedua-dua defisit tersebut. Keputusan ini konsisten dengan

jangkaan Kesetaraan Ricardo. Hubungan sebab akibat dua arah juga seringkali disimpulkan dalam kajian yang lepas. Penemuan berbeza daripada kajian-kajian lepas inilah yang mendorong kajian fenomena defisit berkembar ini dilakukan ke atas kelima-lima negara ini.

Isu-isu berkaitan defisit belanjawan dan defisit perdagangan mempunyai implikasi dasar yang penting kepada pengembangan ekonomi sesebuah negara dalam jangka masa panjang. Sebagai contoh, defisit perdagangan yang berterusan mengundang permasalahan kepada negara kerana kekayaan negara berpindah kepada negara luar dan memberi bebanan kepada generasi akan datang. Katakan sebab utama peningkatan defisit perdagangan adalah peningkatan defisit belanjawan kerajaan persekutuan, maka imbalan akaun semasa tidak dapat dipulihkan melainkan terdapat dasar yang dikuatkuasakan untuk mengurangkan defisit belanjawan ini. Walau bagaimanapun, jika pandangan berkaitan peranan hubungan sebab akibat defisit belanjawan ini tidak tepat, maka pengurangan dalam defisit belanjawan persekutuan tidak dapat menyelesaikan dilema defisit perdagangan, malah sumber-sumber ekonomi yang terhad yang seharusnya digunakan untuk dasar yang lebih relevan telah dibazirkan. Maka, mengenal pasti hubungan sebab akibat antara kedua-dua defisit ini adalah amat penting.

Pertumbuhan ekonomi negara yang berterusan memerlukan defisit belanjawan dan defisit akaun semasa sentiasa berada dalam kawalan. Makroekonomi tradisional menjangkakan defisit berkembar yang berterusan boleh membawa kepada penurunan nilai atau susutnilai matawang negara secara melampau dan mendadak. Defisit belanjawan yang berlebihan disusuli dengan defisit akaun semasa memberi kesan kepada pengurangan mendadak simpanan pertukaran asing dan menyebabkan masalah pertukaran asing yang serius kepada negara. Justeru itu, dengan menggunakan data tahunan negara Malaysia, Singapura, Thailand, Filipina dan Indonesia, kajian ini akan cuba mengenalpasti secara empirik hipotesis defisit berkembar dan implikasinya ke atas pertumbuhan ekonomi negara-negara tersebut. Dengan menggunakan rangka kerja ARDL dan kaedah kointegrasi bounds test, kajian ini akan cuba mengkaji hubungan antara defisit belanjawan dengan defisit akaun semasa serta hubungan antara kedua-dua defisit tersebut dengan Keluaran Dalam Negara Kasar (KDNK) negara. Seterusnya, keanjalan jangka masa pendek dan jangka masa panjang dianggar bagi melihat kesan perubahan suatu pembolehubah ke atas pembolehubah yang lain.

2. Ringkasan Kajian Lepas

Hasil-hasil kajian yang lepas menyimpulkan hubungan yang berbeza antara defisit belanjawan dengan defisit perdagangan. Sesetengah kajian mendapati hubungan sebab akibat antara kedua-dua defisit tersebut adalah daripada defisit belanjawan kepada defisit perdagangan. Ini dibuktikan oleh Akbostanci dan Tunc (2002) dalam kajiannya ke atas ekonomi negara Turki antara tahun 1987 sehingga tahun 2001. Dengan menggunakan model pembetulan ralat dan metodologi kointegrasi, hubungan antara defisit dalaman dengan defisit luaran ekonomi negara Turki dalam jangka masa pendek dan jangka masa panjang telah dikenalpasti. Dalam jangka masa pendek didapati perluasan defisit fiskal akan memburukkan lagi defisit perdagangan. Kajian ini mencadangkan sebarang dasar mengurangkan defisit belanjawan boleh membantu memperbaiki imbalan perdagangan di negara ini.

Penemuan ini disokong oleh Saleh *et al.* (2005) dalam kajiannya ke atas negara Sri Lanka untuk data sepanjang tempoh 1970 sehingga 2003. Model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) dan *bounds test* untuk kointegrasi (Pesaran *et al.* 2001) digunakan untuk menguji hubungan jangka panjang antara defisit berkembar di negara tersebut. Analisis empirik menyokong pandangan Keynesian yang mana terdapat hubungan jangka panjang antara ketidakimbangan akaun semasa dan defisit belanjawan. Keputusan empirik juga

menunjukkan arah hubungan sebab akibat adalah daripada defisit belanjawan kepada defisit akaun semasa. Maka, sebarang dasar yang dilakukan untuk mengurangkan defisit belanjawan di Sri Lanka dapat membantu mengurangkan ketidakimbangan akaun semasa.

Anoruo dan Ramchander (1998) pula menggunakan analisis siri masa *multi-variate* untuk mengkaji fenomena defisit berkembar di lima buah negara-negara membangun di Asia iaitu di India, Indonesia, Korea, Malaysia dan Filiphina. Jangka masa kajian adalah berbeza antara negara bergantung kepada data yang ada iaitu Malaysia: 1960 hingga 1993; India dan Filiphina: 1957 hingga 1993; Korea: 1967 hingga 1993 dan Indonesia: 1970 hingga 1993. Ujian hubungan sebab akibat Granger berdasarkan model VAR telah digunakan untuk memperkukuhkan arah hubungan sebab akibat antara dua defisit tersebut. Kes peningkatan perbelanjaan kerajaan sebagai tindak balas kepada kesukaran domestik disebabkan oleh penambahburukan imbalan perdagangan telah diuji. Kajian ini mendapati secara keseluruhannya, defisit perdagangan menyebabkan defisit fiskal dan bukan sebaliknya. Walau bagaimanapun, bukti empirik menunjukkan negara Malaysia mempunyai hubungan sebab akibat dua arah.

Marashdeh & Saleh (2006) pula mengkaji semula hubungan antara defisit belanjawan dengan defisit perdagangan di Lebanon untuk jangka masa daripada 1970 sehingga 2004 dengan menggunakan kaedah ARDL. Keputusan kajian menunjukkan defisit perdagangan di Lebanon mempunyai kesan jangka panjang ke atas defisit belanjawan. Penemuan ini disokong oleh Piersanti (2000) yang menggunakan teknik sebab akibat Granger-Sims untuk mengkaji hubungan antara defisit akaun semasa dengan defisit belanjawan bagi 17 negara-negara OECD di sepanjang tahun 1970 sehingga tahun 1997. Beliau menggunakan imbalan belanjawan dan akaun semasa sebagai peratusan kepada KDNK, berbanding nilai mutlaknya. Kajian menunjukkan defisit akaun semasa berkait dengan defisit belanjawan yang besar. Alkswani (2000) yang mengkaji dinamik antara defisit berkembar dengan menggunakan model pembetulan ralat dan kaedah kointegrasi Johansen ke atas negara Arab Saudi bermula daripada tahun 1970 sehingga 1999 mendapati terdapat hubungan jangka panjang antara defisit-defisit tersebut dan arah hubungan sebab akibat adalah daripada defisit perdagangan kepada defisit belanjawan.

Walaupun bagaimanapun, Islam (1998) yang mengkaji hubungan sebab akibat antara defisit belanjawan dengan defisit perdagangan bagi negara Brazil dalam jangka masa daripada tahun 1973 sehingga tahun 1991 dengan menggunakan ujian hubungan sebab akibat Granger mendapati terdapat hubungan sebab akibat dua arah antara kedua-dua defisit tersebut. Penemuan ini disokong oleh Biswas *et al.* (1992) yang mengkaji hubungan empirik antara defisit akaun semasa dengan defisit belanjawan dengan menggunakan data tahunan negara Amerika Syarikat. Bagi jangka masa antara tahun 1950 sehingga tahun 1998, kajian mendapati terdapat hubungan sebab akibat dua arah antara defisit belanjawan sebenar dengan eksport bersih.

Berbeza dengan penemuan-penemuan kajian yang lain, Araujo *et al.* (2007) dalam kajiannya mendapati tidak terdapat hubungan sebab akibat antara defisit awam dengan defisit luaran. Kesimpulan ini dibuktikan secara empirik oleh model penganggaran data panel bagi 35 buah negara dalam jangka masa 1991 sehingga 2000. Kajian oleh Evans (1989) dengan menggunakan data-data daripada negara Kanada, Perancis, Jerman Barat, Itali, Jepun, United Kingdom dan Amerika Syarikat juga membuktikan secara empirik menyokong kesetaraan Ricardo yang mana tidak terdapat hubungan yang jelas antara kedua-dua defisit tersebut.

3. Analisis Empirik

3.1 Data

Pembolehkan model terdiri daripada data tahunan Defisit Belanjawan (*BD*), Defisit Akaun Semasa (*CAD*) dan Keluaran Dalam Negara Kasar (*KDNK*). Semua data diambil daripada pangkalan data Statistik Kewangan Antarabangsa IMF (IFS). Pangkalan data ini memberikan *BD* dan *KDNK* dalam ukuran matawang tempatan sementara *CAD* diberikan dalam ukuran dolar Amerika Syarikat. Untuk menjamin keselarian, kadar pertukaran matawang tempatan per dolar Amerika Syarikat telah digunakan untuk menukar *CAD* kepada ukuran matawang tempatan. Jangka masa kajian adalah berbeza antara negara bergantung kepada data yang ada iaitu Malaysia: 1974 hingga 2005; Singapura: 1972 hingga 2002; Thailand: 1975 hingga 2003; Filipina: 1977 hingga 2005; Indonesia: 1981 hingga 2005; dan Singapura: 1972 hingga 2005.

3.2 Ujian Punca Unit

Kesemua pembolehkan yang dikaji merupakan data siri masa, maka terlebih dahulu pembolehkan ini diuji tahap kepegunannya. Sesuatu siri masa itu dikatakan pegun jika min dan variannya adalah konstan terhadap masa dan sebaliknya, tidak pegun jika min dan variannya mempunyai tren mengikut masa. Dalam kajian ini, kaedah *Augmented Dickey Fuller* (ADF) yang diperkenalkan oleh Said dan Dickey (1984) dan ujian *Phillips Perron* (PP) digunakan. Persamaan ADF adalah seperti berikut:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \delta_i \sum^m \Delta Y_{t-1} + v_t \quad (3.2.1)$$

dengan, ΔY_t adalah pembezaan pertama untuk siri masa $Y_t (Y_t - Y_{t-1})$. β_0 ialah pintasan, v_t ialah ralat dan m ialah panjang lat. Untuk mendapatkan ralat yang *white noise* maka panjang lat yang optimum ditentukan dengan menggunakan *Akaike Information Criteria* (AIC) yang dicadangkan oleh Akaike (1977). Ujian PP pula mengambil kira masalah-masalah yang mungkin wujud dalam faktor gangguan terutama jika varians dalam faktor gangguan tidak malar. Ujian PP melibatkan persamaan berikut:

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2.2)$$

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \quad (3.2.3)$$

dengan, ΔY_t adalah pembezaan pertama siri Y dan t ialah tren masa. Untuk Y menjadi pegun, nilai t-statistik $Z(\tau_{\alpha})$ mestilah negatif dan signifikan berbeza daripada sifar. Nilai kritikal untuk ujian PP ini diperolehi daripada Mackinnon (1991).

Jadual 1 meringkaskan keputusan dua jenis ujian punca unit iaitu ujian ADF dan ujian PP dengan tren dan tanpa tren. Panel A menunjukkan keputusan ujian kepegunan pada tahap paras sementara panel B menunjukkan keputusan ujian kepegunan pada tahap pembezaan pertama. Hasil analisis mendapati kesemua pembolehkan samada dengan tren atau tanpa tren bagi kelima-lima negara tidak pegun pada tahap paras. Pembolehkan yang tidak pegun bermakna hipotesis nul gagal ditolak dan menunjukkan data tidak mencapai kepegunan pada

tahap paras. Seterusnya, ujian kepegungan dilanjutkan kepada tahap pembezaan pertama. Pada tahap ini, hipotesis nul berjaya ditolak dengan mengatakan kesemua pembolehubah bagi semua negara pegun pada tahap pembezaan pertama pada aras keertian 1 peratus kecuali pembolehubah KDNK tanpa tren bagi negara Malaysia pegun pada aras keertian 10 peratus. Ini bermakna wujud tren stokastik secara bersama antara pembolehubah.

Jadual 1: Hasil Ujian Kepegungan menggunakan Ujian ADF dan Ujian PP

	ADF		PP	
	τ_{μ}	τ_{τ}	τ_{μ}	τ_{τ}
A. Paras I(0)				
Malaysia				
▪ CAD	-0.2069	-1.1865	0.1631	-0.8488
▪ BD	-1.4511	-2.1079	-1.2341	-2.0608
▪ KDNK	5.1589	0.8761	5.1634	0.8629
Singapura				
▪ CAD	1.8147	-0.3703	1.8147	-0.3703
▪ BD	-2.0497	-2.9204	-1.9330	-2.9204
▪ KDNK	1.1959	-2.2880	0.9193	-1.7751
Thailand				
▪ CAD	-1.0089	-1.9840	-1.7689	-1.6657
▪ BD	-2.2945	-3.0155	-2.2945	-3.0573
▪ KDNK	-1.9457	-2.2565	-1.8941	-2.3070
Filiphina				
▪ CAD	-2.0499	-2.9996	-2.0499	-2.9404
▪ BD	-1.2418	-1.7671	-1.3715	-1.8687
▪ KDNK	0.1722	-2.1097	0.1722	-2.0864
Indonesia				
▪ CAD	-2.1275	-2.5143	-1.5280	-2.1917
▪ BD	-2.1202	-2.1895	-2.1290	-2.1295
▪ KDNK	0.0984	-3.0792	0.0904	-1.9606
B. Pembezaan Pertama I(1)				
Malaysia				
▪ CAD	-5.3571*	-5.6622*	-5.3624*	-8.5722*
▪ BD	-7.3151*	-4.9790*	-7.4506*	-12.4330*
▪ KDNK	-2.8427***	-4.7323*	-2.7213***	-4.7329*
Singapura				
▪ CAD	-3.9686*	-4.5604*	-4.0001*	-4.5604*
▪ BD	-7.1699*	-7.0494*	-7.7867*	-7.6184*
▪ KDNK	-4.4277*	-4.7126*	-4.4582*	-4.7108*
Thailand				
▪ CAD	-4.5161*	-4.4811*	-4.1443*	-4.0735*
▪ BD	-7.7914*	-7.7253*	-9.0443*	-10.6762*
▪ KDNK	-5.5721*	-5.5013*	-5.6025*	-5.6216*
Filiphina				
▪ CAD	-7.1467*	-7.2182*	-8.1242*	-10.5876*
▪ BD	-4.6837*	-4.5828*	-4.6729*	-4.5828*
▪ KDNK	-5.6543*	-5.7311*	-5.6543*	-5.7353*

Indonesia				
▪ CAD	-3.9524*	-3.8428*	-3.9473*	-3.9329*
▪ BD	-4.5627*	-4.6410*	-4.6438*	-4.5430*
▪ KDNK	-4.1138*	-4.2619*	-4.0752*	-4.2230*

Nota: Ujian ADF dan PP; τ_μ tanpa tren; τ_τ dengan tren

Tanda(*) dan (***) masing-masing menunjukkan kepegungan pada aras keertian 1% dan 10%.

3.3 Ujian Sebab Akibat Granger

Ujian sebab akibat Granger digunakan untuk mengenalpasti arah hubungan sebab akibat antara defisit belanjawan, defisit akaun semasa dan KDNK negara. Hubungan sebab akibat melibatkan penganggaran model *Vector Autoregressive* (VAR). Bagi kes hubungan antara defisit belanjawan dengan defisit akaun semasa, jika defisit akaun semasa (*CAD*) penyebab Granger defisit belanjawan (*BD*), iaitu $CAD \rightarrow BD$, maka model VAR adalah:

$$CAD_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i CAD_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j BD_{t-j} + \mu_t \quad (3.3.1)$$

Sebaliknya, jika $BD \rightarrow CAD$, maka model VAR adalah:

$$BD_t = \sum_{i=1}^p \delta_i BD_{t-i} + \sum_{j=1}^q \zeta_j CAD_{t-j} + v_t \quad (3.3.2)$$

Apabila arah hubungan sebab akibat dapat dikenalpasti menggunakan ujian sebab akibat Granger, hubungan antara defisit berkembar dicirikan oleh model *Vector Autoregressive* susunan p (VAR(p)):

$$z_t = \mu + \delta_t + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j z_{t-j} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, \quad (3.3.3)$$

dengan, $z_t = [\gamma_y, x_t]'$, μ adalah vektor terma konstant $\mu = [\mu_y, \mu_x]'$, t adalah tren linear, $\delta = [\delta_y, \delta_x]$ dan ϕ_j adalah matrik parameter VAR untuk lag j . Dalam konteks masalah ini, jika $BD \rightarrow CAD$, maka $\gamma_t = [CAD_t]$ dan $x_t = [BD_t]$. Sebaliknya jika $CAD \rightarrow BD$, maka $\gamma_t = [BD_t]$ dan $x_t = [CAD_t]$. Model VAR ini juga digunakan untuk mengenalpasti arah hubungan sebab akibat antara defisit belanjawan dan defisit akaun semasa dengan KDNK negara.

Jadual 2 merumuskan keputusan ujian sebab akibat Granger. Bagi hubungan antara defisit belanjawan dengan defisit akaun semasa, didapati terdapat hubungan satu arah daripada CAD kepada BD bagi negara Singapura sementara hubungan satu arah daripada BD kepada CAD bagi negara Thailand dan Filipina. Hubungan dua arah pula wujud di negara Malaysia dan Indonesia. Bagi hubungan antara defisit belanjawan dan defisit akaun semasa dengan KDNK pula, didapati di Malaysia, terdapat hubungan satu arah daripada BD kepada KDNK dan daripada KDNK kepada CAD. Di Thailand pula, terdapat hubungan satu arah daripada BD kepada KDNK dan hubungan dua arah antara KDNK dengan CAD. Hubungan satu arah daripada KDNK kepada BD dan daripada KDNK kepada CAD pula wujud di

negara Indonesia dan Singapura. Di Filiphina, tidak terdapat hubungan antara BD dengan KDNK dan antara KDNK dengan CAD.

Jadual 2: Keputusan Ujian Sebab Akibat Granger

Hipotesisi Nul	Statistik F	p
Malaysia:		
CAD bukan penyebab Granger BD	16.6281	0.0003*
BD bukan penyebab Granger CAD	2.9141	0.0728***
KDNK bukan penyebab Granger BD	2.3369	0.1174
BD bukan penyebab Granger KDNK	3.7077	0.0389**
KDNK bukan penyebab Granger CAD	3.7428	0.0379**
CAD bukan penyebab Granger KDNK	0.8915	0.4227
Singapura:		
CAD bukan penyebab Granger BD	10.9984	0.0004*
BD bukan penyebab Granger CAD	1.4978	0.2438
KDNK bukan penyebab Granger BD	26.2682	9.0E-07*
BD bukan penyebab Granger KDNK	1.2911	0.2934
KDNK bukan penyebab Granger CAD	15.6164	4.5E-05*
CAD bukan penyebab Granger KDNK	0.2875	0.7527
Thailand:		
CAD bukan penyebab Granger BD	0.0502	0.9512
BD bukan penyebab Granger CAD	5.2071	0.0141**
KDNK bukan penyebab Granger BD	0.6863	0.5139
BD bukan penyebab Granger KDNK	4.9570	0.0167**
KDNK bukan penyebab Granger CAD	26.7441	0.0000*
CAD bukan penyebab Granger KDNK	7.0914	0.0042*
Filiphina:		
CAD bukan penyebab Granger BD	1.0314	0.3766
BD bukan penyebab Granger CAD	2.8543	0.0838***
KDNK bukan penyebab Granger BD	0.1662	0.8480
BD bukan penyebab Granger KDNK	0.1666	0.8477
KDNK bukan penyebab Granger CAD	2.3200	0.1241
CAD bukan penyebab Granger KDNK	0.7902	0.4674
Indonesia:		
BD bukan penyebab Granger CAD	5.6848	0.0156**
CAD bukan penyebab Granger BD	5.9474	0.0135**
KDNK bukan penyebab Granger BD	5.6369	0.0160**
BD bukan penyebab Granger KDNK	2.0470	0.1660
KDNK bukan penyebab Granger CAD	4.3968	0.0330**
CAD bukan penyebab Granger KDNK	1.5903	0.2386

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

3.4 Autoregressive Distributed Lag (ARDL) dan bounds test

Dengan menggunakan rangka kerja ARDL, kaedah kointegrasi *bounds test* digunakan untuk mengkaji samada defisit akaun semasa, defisit belanjawan dan KDNK bergerak bersama dalam jangka masa panjang. Rangka kerja ARDL mempunyai beberapa kebaikan penting berbanding teknik kointegrasi tradisional yang dicadangkan oleh Engle dan Granger (1987), Johansen (1988) dan Johansen dan Juselius (1990). Pertama, anggaran daripada perumusan UECM adalah konsisten dan bertaburan normal tanpa mengendahkan samada pembolehubah yang berkaitan adalah $I(0)$ atau $I(1)$ (Pesaran dan Shin 1999 dan Pesaran 1997). Kedua,

penganggaran UECM dan *bounds test* boleh dipercayai bagi sampel yang kecil (Pesaran dan Shin 1999). Tambahan pula, *endogeneity* adalah kurang bermasalah jika ralat dalam ARDL tidak berkorelasi secara bersiri.

Dua siri γ_t dan x_t dibolehkan sama ada $I(0)$ atau $I(1)$. Siri dalam x_t juga boleh pada darjah integrasi yang berlainan samada $I(0)$ atau $I(1)$. Terma ralat ε_t boleh dibahagikan secara konsisten sebagai $\varepsilon_t = [\varepsilon_{y,t}, \varepsilon_{x,t}]' : \forall (\theta, \Omega)$ dimana Ω adalah positif dimana:

$$\Omega = \begin{pmatrix} \omega_{yy} & \omega_{yx} \\ \omega_{yx} & \omega_{xx} \end{pmatrix} \quad (3.4.1)$$

Penganda matrik jangka panjang diberi oleh λ , dan boleh dicirikan oleh:

$$\lambda = \begin{pmatrix} \lambda_{\gamma\gamma} & \lambda_{\gamma x} \\ \lambda_{x\gamma} & \lambda_{xx} \end{pmatrix} = - \left(I - \sum_{j=1}^p \phi_j \right) \quad (3.4.2)$$

dengan, I adalah matrik identiti. Elemen pepenjuru λ adalah tidak dikekang, maka membenarkan kemungkinan siri mempunyai darjah integrasi yang berbeza, sama $I(0)$ atau $I(1)$. Jika $\lambda_{\gamma\gamma} = 0$, maka γ adalah $I(1)$. Dalam kes $\lambda_{\gamma\gamma} < 0$, γ adalah $I(0)$.

Spesifikasi model ARDL[p, q] boleh ditulis seperti berikut:

$$\Delta\gamma_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \phi\gamma_{t-1} + \psi x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{\gamma,i} \Delta\gamma_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_{x,j} \Delta x_{t-j} + \mu_t, t=1,2,\dots \quad (3.4.3)$$

dengan, ϕ dan ψ adalah penganda jangka panjang, $\beta_{\gamma,i}$ dan $\beta_{x,j}$ adalah penganda jangka pendek. Dengan menggunakan spesifikasi (3.4.3), kita boleh menguji samada γ bergerak bersama dengan x_t . Ujian ini dipanggil *bounds test* yang dicadangkan oleh Pesaran *et al.* (2001). Dua kaedah ujian adalah seperti berikut: Pertama, kita mengangar model dalam (3.4.3), menggunakan kaedah kuasa dua terkecil (OLS). Kedua, kita menguji kewujudan hubungan jangka panjang antara γ_t dengan x_t dengan mengekang koefisien γ_{t-1} dan x_{t-1} sama dengan sifar. *Bounds test* adalah sama dengan *Wald-type test* (statistik F) dimana hipotesis nul dan alternatifnya adalah seperti berikut:

$$H_0 : \phi = 0 \text{ dan } \psi = 0$$

$$H_a : \phi \neq 0 \text{ dan } \psi \neq 0$$

Walau bagaimanapun, taburan *asymptotic* statistik *bounds test* di bawah hipotesis nul tiada hubungan kointegrasi di antara γ_t dengan x_t adalah tidak piawai. Statistik F yang dikira di bawah hipotesis nul dibandingkan dengan nilai kritikal yang diberi dalam Narayan (2005). Statistik F yang dikira (F_{Bounds}) dibandingkan dengan *Lower Critical Bound* (LCB) dan *Upper Critical Bound* (UCB).

Jika $F_{Bounds} > UCB \rightarrow \gamma_t$ berkointegrasi dengan x_t .

Jika $F_{Bounds} < LCB \rightarrow \gamma_t$ tidak berkointegrasi dengan x_t .

Jika $LCB \leq F_{Bounds} \leq UCB \rightarrow$ keputusan adalah tidak pasti.

Darjah integrasi pembolehkan yang dijelaskan perlu ditentukan sebelum hasil yang pasti berkenaan hubungan jangka panjang antara γ_t dengan x_t dapat dicapai. Penolakan tiada

hubungan kointegrasi menunjukkan wujud hubungan jangka panjang yang stabil di antara γ_t dengan x_t . Kita juga boleh menganggar koefisien (keanjalan) jangka panjang dan jangka pendek bagi model yang telah dibentuk. Bagi memilih model yang bersesuaian dalam (3.4.3), ARDL[p,q] dianggarkan menggunakan panjang lag yang berbeza bagi p dan q , iaitu $p = \{1$ hingga 3} dan $q = \{1$ hingga 3}. p,q tidak melebihi 3 untuk mengelakkan kehilangan darjah kebebasan.

Beberapa spesifikasi dengan lag yang berbeza telah diuji untuk memastikan keputusan yang diperolehi adalah signifikan secara statistik dan selari dengan kaedah kointegrasi. Kriteria AIC digunakan untuk memilih panjang lag yang bersesuaian bagi model ARDL. Bagi mengkaji hubungan antara defisit belanjawan dengan defisit akaun semasa, spesifikasi yang digunakan adalah *unrestricted intercept* tanpa tren (kes III dalam Narayan et al. 2005) bagi kes Singapura, Filiphina, Indonesia dan Thailand dan *unrestricted intercept* dengan tren (kes V dalam Narayan et al. 2005) bagi kes Malaysia dan Filiphina sementara bagi mengkaji hubungan antara defisit belanjawan dan defisit akaun semasa dengan KDNK pula, spesifikasi yang digunakan adalah *unrestricted intercept* tanpa tren (kes III dalam Narayan et al. 2005) bagi kes kelima-lima negara. Model ARDL yang diberi dalam (3.4.3) boleh ditulis sebagai:

$$\Delta BD_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \phi BD_{t-1} + \psi CAD_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta BD_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_{x,j} \Delta CAD_{t-j} + \mu_t \quad (3.4.4)$$

3.4.1. Membina hubungan jangka panjang

Hubungan jangka panjang antara defisit belanjawan dengan defisit akaun semasa serta defisit belanjawan dan defisit akaun semasa dengan KDNK dikaji menggunakan *bounds test*. Berdasarkan Jadual 3, didapati terdapat hubungan jangka panjang antara defisit belanjawan dengan defisit akaun semasa pada aras keertian 1 peratus bagi negara Malaysia, Singapura dan Indonesia, pada aras keertian 5 peratus bagi negara Thailand dan pada aras keertian 10 peratus bagi negara Filiphina. Bagi negara Malaysia, Singapura dan Indonesia, nilai statistik F (14.3390), (52.5369) dan (9.2572) masing-masing adalah lebih tinggi daripada nilai kritikal bound atas pada aras keertian 1 peratus sementara bagi negara Thailand dan Filiphina nilai statistik F (7.5929) dan (6.0832) adalah lebih tinggi daripada nilai kritikal bound atas pada aras keertian 5 peratus dan 10 peratus masing-masing.

Jadual 3: Analisis Kointegrasi hubungan antara Defisit Belanjawan dengan Defisit Akaun Semasa

Negara	Statistik F	Bounds Kritikal					
		1%		5%		10%	
		Bawah	Atas	Bawah	Atas	Bawah	Atas
Malaysia	14.3390*	7.977	9.413	5.550	6.747	4.577	5.600
Singapura	52.5369*	6.183	7.873	4.267	5.473	3.437	4.470
Thailand	7.5929**	6.183	7.873	4.267	5.473	3.437	4.470
Filiphina	6.0832***	7.977	9.413	5.550	6.747	4.577	5.600
Indonesia	9.2572*	6.183	7.873	4.267	5.473	3.437	4.470

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

Daripada Jadual 4 pula, didapati terdapat hubungan jangka panjang antara defisit belanjawan dengan KDNK negara Malaysia yang mana nilai statistik F(7.4798) adalah lebih tinggi daripada nilai kritikal bound atas pada aras keertian 5 peratus (5.473). Hubungan jangka panjang antara defisit belanjawan dengan KDNK negara Singapura, Thailand,

Filiphina dan Indonesia juga dikenal pasti yang mana nilai statistik F (20.3729), (8.8962), (14.5710) dan (11.4485) masing-masing adalah lebih tinggi daripada nilai kritikal bound atas pada aras keertian 1 peratus (7.873) .

Jadual 4: Analisis Kointegrasi Hubungan antara Defisit Belanjawan dengan KDNK

Negara	Statistik F	Bounds Kritikal			
		1%		5%	
		Bawah	Atas	Bawah	Atas
Malaysia	7.4798**	6.183	7.873	4.267	5.473
Singapura	20.3729*	6.183	7.873	4.267	5.473
Thailand	8.8962*	6.183	7.873	4.267	5.473
Filiphina	14.5710*	6.183	7.873	4.267	5.473
Indonesia	11.4485*	6.183	7.873	4.267	5.473

Nota: Tanda(*) dan (**) masing-masing menunjukkan signifikan pada aras keertian 1% dan 5%.

Jadual 5 menunjukkan terdapat hubungan jangka panjang antara defisit akaun semasa dengan KDNK kelima-lima buah negara yang mana nilai statistik F (16.4911), (8.2134), (11.8970), (16.8844) dan (9.3409) bagi negara Malaysia, Singapura, Thailand, Filiphina dan Indonesia masing-masing adalah lebih tinggi daripada nilai kritikal bound atas pada aras keertian 1 peratus (7.873).

Jadual 5: Analisis Kointegrasi Hubungan antara Defisit Akaun Semasa dengan KDNK

Negara	Statistik F	Bounds Kritikal			
		1%		5%	
		Bawah	Atas	Bawah	Atas
Malaysia	16.4911*	6.183	7.873	4.267	5.473
Singapura	8.2134*	6.183	7.873	4.267	5.473
Thailand	11.8970*	6.183	7.873	4.267	5.473
Filiphina	16.8844*	6.183	7.873	4.267	5.473
Indonesia	9.3409*	6.183	7.873	4.267	5.473

Nota: Tanda(*) menunjukkan signifikan pada aras keertian 1%.

3.4.2. Menganggar keanjalan jangka panjang

Koefisien (keanjalan) jangka panjang bagi negara Malaysia yang dianggar oleh model ARDL ditunjukkan dalam Jadual 6. Didapati dalam jangka masa panjang defisit akaun semasa mempunyai kesan yang signifikan (pada aras keertian 1 peratus) ke atas defisit belanjawan. Keanjalan (1.7454) menunjukkan pembolehubah defisit akaun semasa mempunyai kesan yang positif ke atas defisit belanjawan yang mana jika defisit akaun semasa meningkat sebanyak 1 unit, defisit belanjawan turut mengalami peningkatan 1.7454 unit. Defisit belanjawan pula berhubung secara positif dengan KDNK negara. Peningkatan 1 unit dalam defisit belanjawan mendorong KDNK negara meningkat sebanyak 4.4721 unit. Seterusnya, didapati dalam jangka masa panjang perubahan KDNK negara mempengaruhi perubahan defisit akaun semasa secara positif yang mana peningkatan 1 unit KDNK meningkatkan defisit akaun semasa sebanyak 28.9765 unit.

Jadual 6: Keanjalan Jangka Panjang Hubungan antara Defisit Belanjawan, Defisit Akaun Semasa dan KDNK di Malaysia

Pembolehubah Bersandar	Pembolehubah Bebas	Koefisien	Nilai-p
BD	CAD	1.7454	0.0000*
KDNK	BD	4.4721	0.0048*
CAD	KDNK	28.9765	0.0000*

Nota: Tanda(*) menunjukkan signifikan pada aras keertian 1%.

Daripada Jadual 7, didapati dalam jangka masa panjang defisit akaun semasa mempunyai kesan yang signifikan (pada aras keertian 1 peratus) ke atas defisit belanjawan. Keanjalan (0.4154) menunjukkan jika defisit akaun semasa meningkat sebanyak 1 unit, defisit belanjawan turut mengalami peningkatan 0.4154 unit. Sementara itu, KDNK negara dilihat berhubung positif dengan defisit belanjawan dan defisit akaun semasa di Singapura. Peningkatan 1 unit dalam KDNK mendorong defisit belanjawan meningkat sebanyak 0.1049 unit sementara defisit akaun semasa meningkat sebanyak 0.1304 unit.

Jadual 7: Keanjalan jangka panjang hubungan antara Defisit Belanjawan, Defisit Akaun Semasa dan KDNK di Singapura

Pembolehubah Bersandar	Pembolehubah Bebas	Koefisien	Nilai-p
BD	CAD	0.4154	0.0000*
BD	KDNK	0.1049	0.0048*
CAD	KDNK	0.1304	0.0902***

Nota: Tanda(*) dan (***) masing-masing menunjukkan signifikan pada aras keertian 1% dan 10%.

Jadual 8 pula menunjukkan keanjalan jangka panjang bagi negara Thailand. Didapati dalam jangka masa panjang defisit belanjawan berhubung negatif dengan defisit akaun semasa pada aras keertian 1 peratus. Keanjalan (-3.2659) menunjukkan jika defisit belanjawan meningkat sebanyak 1 unit, defisit akaun semasa berkurang sebanyak 3.2659 unit. Defisit belanjawan pula berhubung secara positif dengan KDNK negara. Peningkatan 1 unit dalam defisit belanjawan mendorong KDNK negara meningkat sebanyak 0.1272 unit. Seterusnya, didapati dalam jangka masa panjang perubahan defisit akaun semasa mempengaruhi perubahan KDNK negara secara negatif yang mana peningkatan 1 unit defisit akaun semasa mengurangkan KDNK negara sebanyak 0.0975 unit.

Jadual 8: Keanjalan jangka panjang hubungan antara Defisit Belanjawan, Defisit Akaun Semasa dan KDNK di Thailand

Pembolehubah Bersandar	Pembolehubah Bebas	Koefisien	Nilai-p
CAD	BD	-3.2659	0.0012*
KDNK	BD	0.1272	0.0000*
KDNK	CAD	-0.0975	0.0072*

Nota: Tanda(*) menunjukkan signifikan pada aras keertian 1%.

Bagi negara Filiphina pula, didapati dalam jangka masa panjang defisit belanjawan dilihat berhubung negatif dengan defisit akaun semasa dan KDNK negara. Jika defisit belanjawan meningkat sebanyak 1 unit, defisit akaun semasa berkurang sebanyak 0.2071 unit sementara KDNK negara berkurang sebanyak 2.1278 unit. KDNK negara pula berhubung positif dengan defisit akaun semasa yang mana peningkatan 1 unit dalam KDNK mendorong defisit akaun semasa meningkat sebanyak 0.0056 unit.

Daripada Jadual 10 didapati dalam jangka masa panjang defisit akaun semasa berhubung positif dengan defisit belanjawan negara Indonesia. Peningkatan 1 unit defisit akaun semasa meningkatkan defisit belanjawan sebanyak 2.4034 unit. KDNK negara pula dilihat berhubung negatif dengan defisit belanjawan dan defisit akaun semasa. Peningkatan 1 unit KDNK mendorong defisit belanjawan dan defisit akaun semasa berkurang sebanyak 18.4892 dan 48.8336 unit masing-masing.

Jadual 9: Keanjalan jangka panjang hubungan antara Defisit Belanjawan, Defisit Akaun Semasa dan KDNK di Filipina

Pembolehubah Bersandar	Pembolehubah Bebas	Koefisien	Nilai-p
CAD	BD	-0.2071	0.0605***
KDNK	BD	-2.1278	0.0809***
CAD	KDNK	0.0056	0.0228**

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

Jadual 10: Keanjalan jangka panjang hubungan antara Defisit Belanjawan, Defisit Akaun Semasa dan KDNK di Indonesia

Pembolehubah Bersandar	Pembolehubah Bebas	Koefisien	Nilai-p
BD	CAD	2.4034	0.0000*
BD	KDNK	-18.4892	0.0048*
CAD	KDNK	-48.8336	0.0000*

Nota: Tanda(*) menunjukkan signifikan pada aras keertian 1%.

3.4.3 Menganggar keanjalan jangka pendek

Jadual 11 menunjukkan keanjalan jangka pendek hubungan antara defisit belanjawan, defisit akaun semasa dan KDNK negara Malaysia. Didapati, dalam jangka masa pendek peningkatan 1 unit pembolehubah defisit akaun semasa meningkatkan defisit belanjawan sebanyak 0.3104 unit. Peningkatan 1 unit defisit belanjawan pula mendorong KDNK negara meningkat sebanyak 2.6002 unit. Seterusnya, hubungan negatif antara KDNK negara dengan defisit akaun semasa mendorong defisit ini berkurang sebanyak 0.9487 unit apabila KDNK negara meningkat sebanyak 1 unit.

Jadual 11: Keanjalan jangka pendek hubungan antara Defisit Belanjawan, Defisit Akaun Semasa dan KDNK di Malaysia

Pembolehubah Bersandar	Pembolehubah Bebas	Koefisien	Nilai-p
BD	CAD	0.3104	0.0002*
KDNK	BD	2.6002	0.0048*
CAD	KDNK	-0.9487	0.0002*

Nota: Tanda(*) menunjukkan signifikan pada aras keertian 1%.

Jadual 12 menunjukkan dalam jangka masa pendek, peningkatan 1 unit pembolehubah defisit akaun semasa di Singapura meningkatkan defisit belanjawan sebanyak 0.3506 unit. KDNK negara pula dilihat berhubung negatif dengan defisit belanjawan tetapi sebaliknya berhubung positif dengan defisit akaun semasa. Peningkatan 1 unit dalam KDNK

mengurangkan defisit belanjawan sebanyak 0.2493 unit dan meningkatkan defisit akaun semasa sebanyak 0.5245 unit.

Daripada Jadual 13, didapati dalam jangka masa pendek peningkatan 1 unit pembolehkan defisit belanjawan di Thailand menyebabkan pengurangan defisit akaun semasa sebanyak 0.3896 unit. Peningkatan 1 unit defisit belanjawan pula mendorong KDNK negara meningkat sebanyak 1.4414 unit. Seterusnya, hubungan negatif antara defisit akaun semasa dengan KDNK negara mendorong KDNK negara berkurang sebanyak 0.3969 unit apabila defisit ini meningkat sebanyak 1 unit.

Jadual 12: Keanjalan jangka pendek hubungan antara Defisit Belanjawan, Defisit Akaun Semasa dan KDNK di Singapura

Pembolehkan Bersandar	Pembolehkan Bebas	Koefisien	Nilai-p
BD	CAD	0.3506	0.0224*
BD	KDNK	-0.2493	0.0000*
CAD	KDNK	0.5245	0.0031*

Nota: Tanda(*) menunjukkan signifikan pada aras keertian 1%.

Jadual 13: Keanjalan jangka pendek hubungan antara Defisit Belanjawan, Defisit Akaun Semasa dan KDNK di Thailand

Pembolehkan Bersandar	Pembolehkan Bebas	Koefisien	Nilai-p
CAD	BD	-0.3896	0.0004*
KDNK	BD	1.4414	0.0000*
KDNK	CAD	-0.3969	0.0000*

Nota: Tanda(*) menunjukkan signifikan pada aras keertian 1%.

Jadual 14 menunjukkan dalam jangka masa pendek, defisit belanjawan berhubung negatif dengan defisit akaun semasa dan KDNK negara Filipina. Peningkatan 1 unit defisit belanjawan mendorong pengurangan sebanyak 0.0832 unit dalam defisit akaun semasa dan 0.1953 unit dalam KDNK negara. Peningkatan 1 unit KDNK negara pula mengurangkan defisit akaun semasa sebanyak 0.0995 unit.

Jadual 14: Keanjalan jangka pendek hubungan antara Defisit Belanjawan, Defisit Akaun Semasa dan KDNK di Filipina

Pembolehkan Bersandar	Pembolehkan Bebas	Koefisien	Nilai-p
CAD	BD	-0.0832	0.0000*
KDNK	BD	-0.1953	0.2412
CAD	KDNK	-0.0995	0.0165**

Nota: Tanda(*) menunjukkan signifikan pada aras keertian 1%.

Jadual 15 menunjukkan defisit akaun semasa berhubung positif dengan defisit belanjawan negara Indonesia dalam jangka masa pendek. Peningkatan 1 unit defisit akaun semasa meningkatkan defisit belanjawan sebanyak 3.6880 unit. KDNK negara pula dilihat berhubung negatif dengan defisit belanjawan tetapi sebaliknya berhubung positif defisit akaun semasa. Peningkatan 1 unit KDNK mendorong defisit belanjawan berkurang sebanyak 1.3634 unit tetapi meningkatkan defisit akaun semasa sebanyak 1.0187 unit.

Jadual 15 : Keanjalan jangka pendek hubungan antara Defisit Belanjawan, Defisit Akaun Semasa dan KDNK di Indonesia

Pembolehubah Bersandar	Pembolehubah Bebas	Koefisien	Nilai-p
BD	CAD	3.6880	0.0004*
BD	KDNK	-1.3634	0.0001*
CAD	KDNK	1.0187	0.0000*

Nota: Tanda(*) menunjukkan signifikan pada aras keertian 1%.

Seterusnya, beberapa ujian diagnostik dilakukan bagi menentukan kejitian model seperti ujian *Autoregressive* menggunakan *Breusch-Godfrey Serial Correlaton LM Test*, ujian Arch bagi menguji volatiliti residual, ujian normaliti berasaskan *skewness*, *kurtosis* dan *Jarque Bera* bagi residual dan ujian Cusum bagi menguji kestabilan persamaan. Berdasarkan ujian *Autoregressive* menggunakan *Breusch-Godfrey Serial Correlaton LM Test*, didapati hipotesis nul gagal ditolak bagi semua kes. Kegagalan menolak hipotesis nul bermakna residual adalah *white noise* dengan minnya sifar dan variansnya konstan. Ujian ARCH menggunakan statistik F pula menunjukkan tidak wujud kesan ARCH untuk kesemua kes kerana hipotesis nul iaitu tidak wujud kesan ARCH gagal ditolak. Seterusnya, ujian kenormalan mendapati data adalah normal dan ujian Cusum mendapati persamaan adalah stabil.

4. Kesimpulan dan Implikasi Dasar

Kajian ke atas data negara Malaysia, Singapura, Thailand, Filipina dan Indonesia menunjukkan terdapat hubungan jangka panjang antara defisit belanjawan dengan defisit akaun semasa di kelima-lima buah negara di sepanjang tempoh masa kajian. Hubungan jangka panjang antara defisit belanjawan dan defisit akaun semasa dengan Keluaran Dalam Negara Kasar bagi setiap negara juga dikenalpasti. Penemuan daripada kajian yang dijalankan menerbitkan beberapa implikasi dasar. Antaranya, biarpun peningkatan defisit belanjawan dan defisit akaun semasa dilihat sebagai masalah yang membimbangkan, namun bukti empirik yang mendapati defisit belanjawan berhubung positif dengan KDNK negara menunjukkan kerajaan perlu membuat pelaburan dalam pengurusan dan pembangunan negara untuk menggalakkan dan meningkatkan pertumbuhan ekonomi negara dalam jangka masa panjang. Defisit fiskal dan ketidakimbangan akaun semasa yang memberi masalah kepada negara memerlukan pakej yang mengandungi kedua-dua dasar fiskal dan kewangan. Dasar yang memberi tumpuan kepada penambahbaikan produktiviti, kadar pertukaran dan pemantapan kewangan akan melengkapinya dasar belanjawan kurangan.

Banyak kajian lepas mencadangkan cara untuk mengurangkan defisit akaun semasa yang kritikal adalah meningkatkan tabungan negara dengan mengurangkan defisit belanjawan dan meningkatkan kadar tabungan persendirian. Walau bagaimanapun, hubungan sebab akibat dua arah antara defisit akaun semasa dengan defisit belanjawan menunjukkan kita tidak boleh hanya bergantung kepada pengurangan defisit belanjawan persekutuan untuk mengurangkan defisit akaun semasa. Kita tidak boleh menganggap belanjawan persekutuan sebagai pembolehubah dasar yang dikawal sepenuhnya. Walaupun dasar fiskal mempunyai implikasi makroekonomi yang penting, kita tidak boleh mengabaikan implikasi belanjawan akibat perubahan eksogenus dalam pembolehubah perdagangan antarabangsa.

Keputusan kajian menunjukkan pengurangan defisit belanjawan dapat dicapai jika terdapat polisi perdagangan yang menggalakkan secara agresif strategi mempromosikan eksport. Ekonomi secara keseluruhannya dilihat mendapat faedah daripada kesan limpahan positif daripada pertumbuhan sektor eksport. Kerajaan seharusnya melaksanakan polisi yang

menggalakkan pengeluaran penggantian import dan memperbaiki terma perdagangan. Dalam mensasarkan tingkat tabungan domestik yang lebih tinggi pula, kerajaan seharusnya menjalankan usaha berterusan mempromosikan tabungan persendirian dan pengukuhan fiskal untuk meningkatkan tabungan awam. Urusan pentadbiran dan kaedah pengumpulan cukai yang lebih efisien juga perlu dititikberatkan.

Rujukan

- Akbostanci, E. & G. I. Tunc. 2002. Turkish Twin Deficits: An Error Correction Model of Trade Balance. *ERC Working Paper*. 01/06.
- Alkswani, M. A. 2000. The Twin Deficits Phenomenon in Petroleum Economy: Evidence from Saudi Arabia. *Economic Research Forum*. Amman, Jordan.
- Anoruo, E. & Ramchander, S. 1998. Current Account and Fiscal Deficits: Evidence from Five Developing Economies of Asia. *Journal of Asian Economics*. 9(3): 487-501.
- Biswas B., Tribedy G., & Saunders, P. 1992. Further Analysis of The Twin Deficits. *Contemporary Policy*. 10: 104-108.
- Evans, P. 1989. Do Budget Deficit Affect the Current Account?. Ohio State University. *Working Paper*. July.
- Granger, C. W. J. 1981. Some Properties of Time Series Data and their Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*. 16: 121-130.
- Gujarati N. Damodar. 2003. *Basic Econometrics*. Ed. ke-4. Mc Graw Hill.
- Islam, M. F. (1998). Brazil's Twin Deficit: An Empirical Examination. *Atlantic Economic Journal*. 26(2): 121-128.
- Khalid, A. M. & T. W. Guan. 1999. Causality Test of Budget and Current Account Deficits: Cross Country Comparisons. *Empirical Economics*. 24(3): 389-402.
- Laporan Tahunan*. 1969-2005. Bank Negara Malaysia.
- Marashdeh, H & Saleh, A. S. 2006. Revisiting Budget and Trade Deficits in Lebanon: A Critique. *Economics Working Paper Series 2006*.
- Narayan, P. K. 2005. The Saving and Investment Nexus for China: Evidence From Cointegration Tests. *Applied Economics*. 37:1979-1990.
- Pesaran, M. H., Y. Shin. & R. J. Smith. 2001. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*. 16: 289-326.
- Piersanti, G. 2000. Current Account Dynamics and Expected Future Budget Deficits: Some International Evidence. *Journal of International Money and Finance*. 19(2): 255-271.
- Saleh, A. S., Nair, M., & Agalewattee, T. 2005. The Twin Deficits Problem in Sri Lanka: An Econometric Model. *South Asia Economic Journal*. 6 (2): 221-239.