

Permintaan Buruh dalam Sektor Perkhidmatan di Malaysia: Satu Pendekatan Kointegrasi Panel

Mohd Zukime Mat Junoh
Pusat Pengajian Inovasi Perniagaan dan Teknousahawan
Universiti Malaysia Perlis
E-mel: mohd.zukime@yahoo.com.my

Rahmah Ismail
Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia (UKM)
E-mel: rahis@ukm.edu.my

Abu Hassan Shaari Md Nor
Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia (UKM)
E-mel: ahassan@ukm.edu.my

Ishak Yussof
Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia (UKM)
E-mel: iby@ukm.edu.my

ABSTRAK

Kertas ini mengkaji hubungan jangka panjang dan jangka pendek antara permintaan buruh dan faktor-faktor penentu seperti output benar, upah benar, harga modal dan intensiti modal (kemajuan teknologi) dalam sektor perkhidmatan terpilih di Malaysia. Kajian ini menggunakan pendekatan analisis kointegrasi panel melalui ujian batas yang dibangunkan dalam rangka kerja *Autoregresif Distributed Lag* (ARDL). Hasil kajian menunjukkan dalam jangka panjang, output benar, upah benar, harga modal dan intensiti modal (kemajuan teknologi) adalah penentu penting permintaan buruh dalam sektor perkhidmatan terpilih di Malaysia. Data kajian diambil dari tahun 1980 hingga 2010. Keputusan juga menunjukkan bahawa wujudnya hubungan kointegrasi jangka panjang yang konsisten antara faktor-faktor penentu dengan permintaan buruh dalam sektor perkhidmatan di Malaysia.

ABSTRACT

This paper examines the relationship of long-term and short-term between labor demand and its determinants such as real output, real wages, the price of capital and capital intensity (technological advances) in selected services sectors in Malaysia. This study uses panel cointegration approach based on the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) framework. The results showed that in the long run, real output, real wages, the price of capital and capital intensity (technological advances) is an important determinant of the demand for labor. Data were collected from 1980 to 2010. The findings also show that there is cointegration relationship between the consistent long-term determinants of the demand for labor in the services sector in Malaysia.

Kata kunci: Autoregresif Distributed Lag (ARDL), Kointegrasi Panel, Sektor Perkhidmatan
Klasifikasi JEL: F10, F31, F21, C33
Bidang Ekonomi: Ekonomi Buruh dan Sumber Manusia

PENGENALAN

Menurut laporan ILO (2013), krisis ekonomi global telah memberi kesan terhadap permintaan buruh di kawasan Asia Tenggara dan Selatan serta kawasan Pasifik tetapi pertumbuhan pekerjaan masih lagi positif walaupun perlahan di empat buah negara iaitu Indonesia, Malaysia, Singapura dan Thailand. Laporan tersebut juga menjangkakan pertumbuhan pekerjaan masih lagi rendah pada tahun 2014 iaitu

sekitar satu peratus hingga dua peratus. Oleh itu, isu permintaan buruh harus diberi perhatian serius dalam memahami dan respon mekanisme pasaran buruh terhadap keadaan ekonomi dunia yang tidak menentu. Kerajaan memperkenalkan Dasar Transformasi Nasional (DTN) dalam Bajet 2012 pada 28 Januari 2010 yang menggabungkan pelbagai program transformasi yang berinovatif untuk mengukuhkan permintaan domestik dan dijadikan sebagai panduan bagi negara mencapai misi pertumbuhan ekonomi yang berinklusif dan mampan. Dalam RMKe-10 negara memperolehi hasil kemajuan ekonomi yang baik akibat daripada kesan pengganda. Program Transformasi Ekonomi (ETP) telah memberi tumpuan kepada bidang ekonomi utama negara (NKEA) yang mengandungi 12 NKEA yang dapat memacu ekonomi negara ke arah mencapai status negara maju dan berpendapatan tinggi pada tahun 2020. ETP telah meransang kedua-dua bahagian permintaan dan penawaran secara agregat. Permintaan dipacu oleh aktiviti perbelanjaan penggunaan dan pelaburan swasta yang menjadi nadi kepada pertumbuhan mampan. Manakala penawaran pula dipacu oleh peningkatan teknologi dan produktiviti pekerja serta penggunaan modal yang efisien.

Salah satu fokus utama dalam bajet 2012 ialah mengguguli modal insan dan mencerna kreativiti serta mencetus inovasi. Di bawah DTN, ekonomi negara sehingga tahun 2020 akan dipacu oleh sektor perkhidmatan. Perkembangan pesat ini dapat dilihat melalui sumbangan sektor ini terhadap KDNK dan gunatenaga. Ia menyumbang 54.2 peratus kepada KDNK dan 53.4 peratus serta 52.7 peratus kepada gunatenaga pada tahun 2011 dan 2012 (Laporan EPU:2013). Komitmen yang tinggi dan galakan insentif yang diberikan oleh Kerajaan melalui pelaksanaan dasar liberalisasi sektor perkhidmatan dengan mengumumkan tambahan sebanyak 17 sub sektor perkhidmatan untuk dilaksanakan dalam tahun 2012. Ia bertujuan sebagai inisiatif liberalisasi untuk menggalakkan lagi pelaburan dalam sektor perkhidmatan.

Justeru, kertas kerja ini telah memberi tumpuan utama terhadap kajian permintaan buruh dalam sektor perkhidmatan daripada perspektif jangka pendek dan panjang yang lebih menyeluruh khususnya dalam konteks Malaysia.

KAJIAN LEPAS TERPILIH

Terdapat beberapa kajian lepas terpilih akan dikupas secara ringkas dalam kertas kerja ini. Mengikut kajian lepas agak kurang sumber kajian berbentuk empirikal daripada penyelidik tempatan menggunakan pendekatan analisis panel dalam konteks permintaan buruh. Namun dalam kertas kerja ini diberi secara ringkas kajian lepas daripada luar negara. Kajian yang dilakukan oleh Drakos, K dan Kallandranis (2006), telah membuat model dinamik permintaan buruh dalam konteks kewujudan gangguan alam sekitar. Keputusan menunjukkan bahawa terdapat kesan negatif kepada alam sekitar dalam gangguan yang ketara permintaan buruh.

Kajian yang lain yang dijalankan oleh Fernandez, CI, dan Heras, RL (2007), telah membuat kajian yang berkaitan dengan keanjalan permintaan buruh bagi pemilikan syarikat-syarikat tempatan dan syarikat multinasional. Kajian tersebut mendapati syarikat multinasional yang mempunyai hubungan dengan syarikat-syarikat tempatan secara umumnya dapat mengurangkan keanjalan gaji permintaan buruh dalam konteks mobiliti faktor permintaan buruh. Hasil kajian mereka menunjukkan bahawa jenis sektor dan kemahiran adalah faktor penting kepada pergerakan permintaan buruh.

Daripada S. Staffolanni S. Dan Nunziata, L.(2007), telah mengkaji undang-undang yang berkaitan dengan kontrak jangka pendek terhadap dinamik permintaan buruh dari segi teori dan bukti empirikal. Kajian tersebut mendapati bahawa perjanjian kontrak jangka pendek mengurangkan permintaan buruh adalah daripada dinamik perjanjian kontrak fleksibel. Yagoubib M. dan Haouas I. (2009), telah membuat kajian yang berkaitan dengan kesan perdagangan antarabangsa mengenai keanjalan permintaan buruh di Tunisia dalam tempoh 1971 hingga 1996. Kajian empirikal telah menemui bukti bahawa liberalisasi perdagangan akan membawa kepada peningkatan dalam keanjalan permintaan buruh. Tetapi pada masa yang sama mereka menemui kewujudan hubungan antara keterbukaan perdagangan dengan keanjalan permintaan buruh.

Kajian-kajian lain yang terkini seperti Andreas L., Andreas P. Dan Sebastian S (2012), menggunakan pendekatan GMM daripada data panel mikro untuk menguji keanjalan permintaan buruh jangka pendek dan jangka panjang. Fitzroy dan Funke (1998), Falks dan Koebel (2001), Jacobi dan Shaffner (2008), Bellman, Shank dan Teixeira (2008), Freier dan Steiner (2010) adalah antara para pengkaji permintaan buruh dalam konteks jangka pendek dan jangka panjang.

METODOLOGI

Data

Kajian ini menggunakan set data skunder iaitu data panel siri-masa bagi set data panel yang mewakili data keratan rentas untuk 5 sub sektor perkhidmatan terpilih iaitu 1980– 2010 bagi tujuan analisis model ARDL kointegrasi panel. Pemilihan tempoh masa data bagi set data tersebut ditentukan oleh kedapatan data bagi setiap pembolehubah dan sektor yang terpilih. Data nominal ditukarkan kepada data benar dengan menggunakan tahun asas 2005. Data tersebut diperolehi melalui proses penyelidikan perpustakaan. Sumber-sumber utama data sekunder ialah laporan rasmi yang diterbitkan oleh Kementerian Kewangan, Jabatan Statistik, Bank Negara dan samada diperolehi daripada laporan bertulis atau internet.

Spesifikasi Model

Dalam kertas kerja ini, spesifikasi model yang dibentuk berasaskan kepada modifikasi model penentu permintaan buruh yang dibangunkan oleh Hammermesh (1993), seterusnya fungsi permintaan buruh dibentuk dan disesuaikan untuk analisis permintaan buruh dalam sub sektor perkhidmatan terpilih di Malaysia. Lima sub sektor perkhidmatan yang dipilih iaitu perkhidmatan kesihatan (1), perniagaan (2), pelancongan (3), pemasaran (4) dan pengangkutan (5).

Kajian ini telah membuat dua spesifikasi model umum yang berbeza mengikut jenis dan kaedah analisis yang digunakan. Spesifikasi pertama ialah model panel siri masa dalam persamaan [1] menggunakan analisis berdasarkan pendekatan model ARDL kointegrasi panel seperti dalam persamaan [2]. Selanjutnya, analisis panel menggunakan panel seimbang dengan 5 unit keratan rentas (i) yang mewakili lima sub sektor perkhidmatan yang dipilih iaitu perkhidmatan kesihatan (1), perniagaan (2), pelancongan (3), pemasaran (4) dan pengangkutan (5). Tempoh (t) bagi panel selama 30 tahun.

$$[1] \quad L_{it} = \alpha_i + \phi_1 Y_{it} + \phi_2 \omega_{it} + \phi_3 r_{it} + \phi_4 \left(\frac{K}{L} \right)_{it} + \varepsilon_{it}$$

dengan;

L_{it}	=	Bilangan buruh bagi sektor i pada tahun t ,
Y_{it}	=	Output benar bagi sektor i pada tahun t ,
ω_{it}	=	Upah benar bulanan sektor i pada tahun t ,
r_{it}	=	Harga modal bagi sektor i pada tahun t ,
$\left[\frac{K}{L} \right]_{it}$	=	Pemboleh ubah proksi (kemajuan teknologi) bagi sektor i pada tahun t ,
ε_{it}	=	terma ralat bagi sektor i pada tahun t dan
ϕ_j	=	koefisien ($j = 0, 1, \dots, 4$).

Secara umum, model jangka panjang L_{it} untuk analisis panel siri-masa tidak agregat adalah dinyatakan sebagai ARDL bersyarat iaitu $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4)$ dalam persamaan [2] seperti berikut:

$$[2] \quad L_{it} = \mu + \sum_{i=1}^{p_1} \eta_i L_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q_1} \kappa_j Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} v_j \omega_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \pi_j R_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \psi_j \left(\frac{K}{L} \right)_{t-j} + \varepsilon_{it}$$

Persamaan [2] memerlukan pemilihan pangkat lat model ARDL bagi lima pembolehubah. Pemilihan ini adalah menggunakan Kriteria Maklumat Akaike (AIC) dan Kriteria Maklumat Bayesian (BIC). Seterusnya ialah melibatkan pengiraan koefisien dinamik jangka pendek. Setelah terbukti kointegrasi maka pembetulan ralat semestinya wujud. Penganggaran pembetulan ralat dilakukan dengan menggunakan model ARDL-ECM. Penganggaran ARDL-ECM untuk analisis panel siri-masa tidak agregat adalah dengan menggunakan persamaan [3]

$$\begin{aligned}
 \Delta L_{it} = & \mu + \sum_{e=1}^{p_1} \phi_e \Delta L_{i,t-e} + \sum_{f=1}^{q_1} \varphi_f \Delta Y_{i,t-f} + \sum_{g=1}^{q_2} \theta_g \Delta W_{i,t-g} + \\
 [3] \quad & + \sum_{h=1}^{q_3} \vartheta_h \Delta R_{i,t-h} + \sum_{j=1}^{q_4} \omega_j \Delta \left(\frac{K}{L} \right)_{i,t-j} + \lambda ECT_{i,t-1} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

di mana $\phi, \varphi, \theta, \vartheta, \omega$ adalah koefisien dinamik jangka pendek bagi persamaan [3] dan λ adalah koefisien pembetulan ralat atau kelajuan penyesuaian yang mana nilainya adalah berada dalam julat $-1 < \lambda < 0$. Walau bagaimanapun, kelajuan penyesuaian ini diwakili oleh nilai mutlak untuk tujuan penaksiran. Koefisien ini mengukur kelajuan penyesuaian atau respon permintaan buruh dalam setiap tempoh kepada keadaan yang menjauhi keseimbangan. Dalam persamaan [3] juga mengandungi lat terma pembetulan ralat (error correction term – $ECT_{i,t-1}$). Terma ini mencerminkan bahawa permintaan buruh dalam keadaan ketidakseimbangan boleh diperbaiki dan bergerak ke arah keseimbangan jangka panjang.

Prosedur Penganggaran

Untuk menyiasat kestabilan kointegrasi panel, adalah perlu untuk menentukan kewujudan punca unit dalam data siri. kajian ini telah menggunakan ujian IPS sebagai ujian punca unit panel yang utama kerana dominasi penggunaannya khususnya dalam ekonomi antarabangsa dan makroekonomi berbanding dengan ujian-ujian yang lain.¹ Sementara itu, ujian LLC dan Breitung digunakan sebagai ujian tambahan bagi menyokong ujian IPS. Ujian LLC bukan menjadi pilihan utama kerana ianya memerlukan koefisien bagi $Y_{i,t-1}$ iaitu koefisien autoregresif, δ dalam persamaan [4] adalah homogen untuk keseluruhan unit panel, i (Levin & Lin, 1992). Manakala ujian IPS membenarkan δ yang heterogen dan mencadangkan alternatif tatacara pengujian yang berdasarkan kepada purata statistik ujian punca unit bagi setiap individu. Keheterogenan varian ralat sudah pasti berlaku dengan penggunaan sampel lima sektor utama ekonomi dalam analisis. Tambahan pula, Kim *et al.* (2005) menjelaskan bahawa ujian IPS adalah lebih penting daripada ujian LLC kerana ianya lebih sesuai bagi punca regresif heterogen di bawah hipotesis alternatif. Penggunaan lebih daripada satu ujian adalah dimotivasikan oleh ujian IPS mempunyai kuasa yang rendah sekiranya peregresor deterministik adalah tersilap dikenalpasti dan ianya akan menyebabkan kegagalan menolak hipotesis nol dalam ujian punca unit (Bakwena *et al.*, 2008). Ujian punca unit panel dijalankan dengan menggunakan model autoregresif pembolehubah Y_i yang ditunjukkan oleh persamaan [4].

$$[4] \quad \Delta Y_{it} = \mu_i + \beta_i t + \alpha_i DUM_{it} + \delta_i Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \theta_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \varepsilon_{it}$$

di mana $Y_{i,t-1}$ mewakili semua pembolehubah dalam kajian, μ_i adalah koefisien kesan tetap (fixed effects coefficient), β_i adalah koefisien kesan masa spesifik (specific time effects coefficient), t adalah tren deterministik dan δ_i adalah koefisien heterogen bagi unit keratan rentas i . Terma ralat bagi panel adalah bertabur secara normal dan bebas, $\varepsilon_{it} \sim IN(0, \Sigma)$ iaitu varian-kovarian kontemporanus (contemporaneous variance-covariance) bagi unit keratan rentas i pada tahun t . Seterusnya, p_i adalah order bagi regresi ADF dan nilainya yang dipilih mestilah memastikan bahawa residual adalah tidak berkait disepanjang tempoh analisis. Ujian punca unit panel dijalankan dengan menguji hipotesis nol bahawa setiap siri dalam panel mengandungi punca unit iaitu $H_0 : \delta_i = 0$ bagi semua i . Oleh kerana ujian IPS membenarkan heterogenan dikalangan unit panel, hipotesis alternatif ditunjukkan oleh persamaan [5].

$$[5] \quad H_1 : \begin{cases} \delta_i < 0 \text{ bagi } i = 1, 2, \dots, N \\ \delta_i = 0 \text{ bagi } i = N_1 + 1, \dots, N \end{cases}$$

¹ Sebagai contoh, lihat kajian Chou & Chao (2001) berkaitan dengan keberkesanan devaluasi mata wang dalam krisis ekonomi Asian.

Hipotesis ini membenarkan sebahagian (tetapi tidak semua) siri individu memiliki punca unit. Ujian IPS menggunakan statistik- \bar{t} iaitu purata statistik bagi setiap individu ADF yang diperolehi dengan melakukan analisis regresi persamaan [4]. Statistik \bar{t} didefinisikan oleh persamaan [5].

$$[5] \quad \bar{t}_{N,T} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\delta_i}(p_i)$$

di mana $t_{\delta_i}(p_i)$ adalah ADF statistik- t individu bagi ujian $H_0 : \delta_i = 0$ bagi semua i berdasarkan kepada regresi ADF dengan lat p_i .²Selanjutnya, ujian IPS menukar statistik \bar{t} kepada statistik Z_T iaitu ditunjukkan oleh persamaan [6].

$$[6] \quad Z_i = \sqrt{N} \frac{(\bar{t}_{N,T} - E(\bar{t}_{N,T}))}{\sqrt{\text{Var}(\bar{t}_{N,T})}} \sim N(0,1)$$

di mana min adalah $E(\bar{t}_{N,T}) = (1/N) \sum_{i=1}^N E(t_{\delta_i}(p_i))$ dan varian adalah $\text{Var}(\bar{t}_{N,T}) = 1/N \sum_{i=1}^N \text{var}[t_{\delta_i}(p_i)]$. Kedua-dua min dan varian adalah asimptot bagi individu statistik-ADF yang mana kedua-duanya dihasilkan dari proses simulasi dan telah dijadual dalam Im *et al.* (2003). Statistik- Z_T adalah bertaburan normal apabila N dan $T \rightarrow \infty$ dan $N/T \rightarrow k$ di mana k adalah konstan positif. Keputusan ujian statistik Z_T dibanding dengan nilai kritikal bagi ujian IPS yang ditunjukkan dalam Im *et al.* (2003).

Ujian kointegrasi Panel

Berbeza dengan analisis kointegrasi siri-masa tunggal, mengikut Roudet *et al.* (2007), analisis kointegrasi panel membenarkan variasi data yang dapat meningkatkan kecekapan penganggar. Seperti mana ujian kointegrasi siri-masa, ujian kointegrasi panel dijalankan bagi mengenalpasti samada wujud hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah permintaan buruh dengan pemboleh ubah-pemboleh ubah yang lain. Ujian kointegrasi panel dianggap lebih baik kerana dapat meningkatkan kuasa berbanding dengan ujian kointegrasi satu persamaan atau ujian kointegrasi Johansen. Sebagai contoh, Engle & Granger (1987) menjelaskan ujian Engle-Granger tambahan mempunyai kuasa yang rendah dan ini menjadikan data panel sebagai alternatif terbaik untuk meningkatkan kuasa ujian³. Teknik kointegrasi panel selanjutnya bertujuan untuk membolehkan penyelidik mengumpul maklumat secara selektif berkaitan dengan hubungan jangka panjang umum merentasi panel dan dalam masa yang sama membenarkan hubungan dinamik jangka pendek dan variasi spesifik kepada unit panel atau kesan tetap menjadi heterogen dikalangan unit panel. Sebenarnya, kesan deterministik dan dinamik dalam proses penghasilan data (data generating process) mungkin berbeza merentasi setiap unit panel.

Oleh kerana data panel dalam kajian ini melibatkan faktor-faktor penentu permintaan buruh mengikut sektor, maka ianya membentuk model panel heterogen. Oleh itu, kaedah yang sesuai untuk melakukan ujian kointegrasi panel ke atas model yang ditunjukkan oleh persamaan [1] adalah dengan menggunakan kaedah yang dicadangkan oleh Pedroni (1995,1997,1999, 2000). Kaedah Pedroni membenarkan pengkaji memeriksa panel heterogen, iaitu mengambilkira keheterogenan koefisien panel, kesan tetap dan tren deterministik spesifik setiap individu. Sebenarnya, ujian Pedroni merupakan lanjutan dari strategi dua langkah Engle & Granger (1987) dan ujian ini masih bergantung kepada prinsip ADF dan PP. Tambahan pula, Kim *et al.* (2005) menyokong kaedah ini kerana ianya

² IPS (1997) menjelaskan bahawa statistik ini mempunyai ciri-ciri tertentu. Jika diandaikan tiada korelasi antara sektor bagi ralat dan T adalah sama bagi semua sektor, statistik yang dinormalkan berpusat kepada taburan normal,

iaitu $\sqrt{N} \left(\frac{\bar{t}_{N,T} - E[\bar{t}_{N,T}]}{\sqrt{\text{var}[\bar{t}_{N,T}]}} \right) \Rightarrow N(0,1)$, di mana tumpuan dalam taburan $E[\bar{t}_{N,T}] = \mu$ dan $\text{var}[\bar{t}_{N,T}] = \sigma^2$ adalah disusun

mengikut simulasi Monte-Carlo.

³ Untuk melihat sifat ujian Engle-Granger Tambahan dalam kerangka satu persamaan, lihat Kramers *et al.* (1992) dan Haug (1996).

dapat menyelesaikan masalah keheterogenan dalam data panel. Manakala kaedah ujian kointegrasi panel yang lain contohnya kaedah yang dicadangkan oleh Kao (1999) lebih sesuai dengan andaian vektor kointegrasi kalangan individu panel yang homogen.

Pedroni (1999, 2001) mencadangkan dua jenis ujian statistik iaitu statistik panel dan statistik kumpulan untuk menentukan kesignifikan ujian kointegrasi panel. Ujian statistik panel adalah berasaskan kepada pendekatan dimensi-dalam (within-dimension approach). Ujian ini melibatkan empat statistik iaitu v – statistik panel, ρ – statistik panel, $\rho\rho$ – statistik panel dan ADF – statistik panel (panel statistics test). Kesemua statistik ini mengkelompokkan koefisien autoregresif merentasi unit panel yang berbeza bagi ujian punca unit ke atas residual yang dianggarkan. Ujian statistik kumpulan pula berasaskan kepada pendekatan dimensi-antara (between – dimension approach). Ujian ini melibatkan tiga statistik iaitu ρ – statistik kumpulan, $\rho\rho$ – statistik kumpulan dan ADF-statistik kumpulan (group – mean statistics). Kesemua statistik ini diperolehi daripada penganggar iaitu nilai purata setiap individu koefisien yang dianggarkan.⁴ Pedroni (1997) telah menunjukkan bahawa statistik-ADF kumpulan dan statistik – ADF panel dapat melaksanakan ujian kointegrasi terbaik bagi panel yang kecil dengan tempoh masa yang pendek. Jika sekurang-kurangnya dua daripada ujian statistik panel mempunyai nilai kurang daripada – 1.64.

Hipotesis ujian kointegrasi panel dengan menggunakan kaedah Pedroni diwakili oleh persamaan-persamaan [7], [8] dan [9].

$$[7] \quad H_0 : \rho_i = 1 \quad \forall i$$

$$[8] \quad H_1 : \rho_i = \rho < 1 \quad \forall i$$

$$[9] \quad H_1 : \rho_i < 1 \quad \forall i$$

Persamaan [7] adalah persamaan hipotesis nol iaitu tiada kointegrasi bagi kedua-dua ujian statistik panel dan ujian statistik purata kumpulan. Persamaan [8] dan persamaan [9] mewakili persamaan hipotesis alternatif masing-masing untuk ujian statistik panel dan ujian statistik purata kumpulan. Persamaan [8] mengandaikan bahawa nilai ρ adalah nilai umum bagi semua unit panel. Manakala persamaan [9] membenarkan keheterogenan merentasi unit panel.

Anggaran Modifikasi sepenuhnya Kuasa dua Terkecil (FMOLS)

Dengan andaian kointegrasi panel wujud, penganggaran panel dilakukan bagi mengenalpasti hubungan dan keseimbangan jangka panjang antara permintaan buruh dan pembolehubah-pembolehubah eksogenus lain dalam persamaan [1] secara individu dan kumpulan/panel. Dalam hal ini, antara kaedah yang kerap digunakan dalam penganggaran panel ialah kaedah OLS, modifikasi penuh kuasa dua terkecil biasa (fully modified ordinary least squares – FMOLS) dan OLS Dinamik (Dynamic OLS – DOLS). Kajian ini menggunakan kaedah FMOLS yang dibangunkan oleh Phillips & Hansen (1990) dan seterusnya dikembangkan oleh Pedroni (1996, 2000) bagi menganggar koefisien bagi persamaan [1].

Kao & Chiang (1999) menjelaskan kaedah FMOLS dan DOLS menghasilkan penganggar dalam regresi berkointegrasi yang bersifat normal yang asimptot (asymptotically normal) dengan min kosong. Manakala penganggar OLS menggunakan data panel adalah tidak konsisten dan mempunyai bias yang tidak boleh diabaikan bagi sampel yang infinit.⁵ Mengikut Pedroni, kaedah penganggaran FMOLS dibangunkan untuk menganggar dan menguji hipotesis bagi vektor kointegrasi dalam panel heterogenus yang membawa kepada parameter yang tidak bias secara asimptot apabila wujud kesan dinamik idiosinkratik dan tetap (idiosyncratic dynamics and fixed effects). Selanjutnya, kaedah ini, menurut Christopoulos & Tsionas (2004) dan Levine (2003) dapat menyelesaikan masalah keendogenan (endogeneity), keserentakan (simultaneity) dan ketidakpegunaan peregresor yang mana menjadi tumpuan dalam kajian panel.

Kaedah FMOLS mula dibangunkan oleh Phillips & Hansen (1990) untuk mengatasi masalah bias asimptot (asymptotic bias) dan kebergantungan parameter pengacau (nuisance parameter dependency) berkaitan dengan vektor kointegrasi yang dianggar dalam persamaan tunggal. Dalam

⁴ Formula bagi kesemua ujian statistik ditunjukkan oleh Jadual 1 dalam Pedroni (1999).

⁵ Perbandingan antara FMOLS dan DOLS secara praktikal ditunjukkan oleh Kao, Chiang & Chen (1999) berkaitan dengan penilaian regresi bagi limpahan R & D antarabangsa. Perbandingan yang sama juga dibuat oleh Kao & Chiang (2000). Kao & Chiang telah membandingkan prestasi sampel kecil panel DOLS dan FMOLS dengan kesan tetap dalam kes regresi tunggal. Mereka mendapati DOLS adalah lebih baik berbanding dengan FMOLS dalam mengeneipkan bias sampel yang terbatas (finite sample bias).

kajian seterusnya, Phillips (1995) menunjukkan ciri-ciri menarik kaedah FMOLS dalam konteks VAR tidak pegun dengan pangkat kointegrasi tidak diketahui. Selanjutnya, Pedroni (1996) mendapati penganggar FMOLS dapat melakukan inferen yang baik dalam panel yang berkointegrasi dengan dinamik heterogenus apabila dimensi keratan rentas meningkat tetapi dimensi siri-masa adalah pendek.

Pedroni (1996, 2000, 2001) telah mencadangkan dua jenis FMOLS iaitu panel terkumpul FMOLS (pooled panel FMOLS) dan purata-kumpulan FMOLS (group-mean FMOLS). Kajian ini telah menggunakan *purata-kumpulan FMOLS* kerana kaedah penganggaran ini membenarkan hipotesis alternatif yang lebih fleksibel berdasarkan kehadiran keheterogenan vektor kointegrasi dan ianya kurang bermasalah yang berkaitan dengan gangguan saiz sampel yang kecil berbanding dengan panel terkumpul FMOLS.⁶

Dalam konteks penganggaran FMOLS, sistem berkointegrasi bagi panel sektor, $i = 1, 2, \dots, N$ yang ditunjukkan oleh persamaan [10] dan persamaan [11] digunakan untuk menerbitkan penganggar FMOLS.

$$[10] \quad y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it}$$

$$[11] \quad x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

di mana y_{it} dan x_{it} adalah tidak pegun, vektor ralat $\xi_{it} = (\mu_{it}, \varepsilon_{it})' \sim I(0)$ mempunyai matrik kovarian jangka panjang atau matrik kovarian asimptot, $\Omega_i = L_i L_i'$ (L_i adalah dekomposisi triangular bawah bagi Ω_i). Pembolehubah y_{it} dan x_{it} berkointegrasi bagi setiap ahli dalam panel dengan vektor kointegrasi β . Terma intersep, iaitu mewakili kesan tetap spesifik, membenarkan hubungan berkointegrasi. Matrik kovarian asimptot Ω_i adalah berbeza merentas setiap ahli panel dan ianya dipecahkan kepada $\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i'$ di mana Ω_i^0 adalah kovarian kontemporanus dan Γ_i adalah jumlah auto-kovarian yang diwajibkan. Penganggar bagi purata-kumpulan FMOLS ditunjukkan oleh persamaan [12].

$$[12] \quad \hat{\beta}_{GFM}^* = \frac{1}{N} \sum_i \left[\frac{\sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i) y_{i,t}^* - T \hat{\gamma}_i}{\sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)^2} \right],$$

di mana $y_{i,t}^* = (y_{it} - \bar{y}_i) - \frac{\hat{L}_{21,i}}{\hat{L}_{22,i}} \Delta x_{it}$ dan $\hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{21,i} + \hat{\Omega}_{21,i}^0 - \frac{\hat{L}_{21,i}}{\hat{L}_{22,i}} (\hat{\Gamma}_{22,i} + \hat{\Omega}_{22,i}^0)$ dan $\hat{\Omega}_{21,i}^0$

adalah kovarian jangka panjang antara terma ralat pegun dan punca unit ralat autoregresif. Penganggar FMOLS dibina dengan melakukan pembetulan terhadap masalah keendogenan dan korelasi bersiri terhadap penganggar OLS. Penganggar tersebut ditunjukkan oleh persamaan [13].

$$[13] \quad \hat{\beta}_{FM}^* = \left[\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^n \left(\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) \hat{y}_{it}^+ - T \Delta_{\varepsilon_i}^+ \right) \right],$$

di mana $\Delta_{\varepsilon_i}^+$ adalah terma pembetulan korelasi bersiri dan \hat{y}_{it}^+ adalah pembetulan keendogenan.⁷

⁶ Phillips & Moon (1999) juga mencadangkan bahawa kaedah FMOLS menghasilkan penganggar optimal bagi koefisien kointegrasi dalam model regresi kointegrasi Gaussian. Manakala Lee (2005) pula menjelaskan bahawa penganggar purata kumpulan FMOLS panel yang dicadangkan oleh Pedroni (2000) memberi alternatif yang sangat baik.

⁷ Cripolti & Maarconi (2005) menyediakan tinjauan terperinci berkaitan dengan kaedah menerbitkan penganggar FMOLS.

Hipotesis purata kumpulan FMOLS membenarkan ujian hipotesis nol, $H_0 : \beta_i = \beta_0$ dan hipotesis alternatif, $H_1 : \beta_i \neq \beta_0$ bagi semua i . Ini bermakna homogenus tidak dikenakan merentasi unit panel di bawah hipotesis alternatif. Statistik $-t$ bagi $\hat{\beta}_{FM}^*$ diwakili oleh persamaan [14].

$$[14] \quad t_{\hat{\beta}_{FM}^*} = \left(\hat{\beta}_{FM}^* - \beta \right) \left(\sum_{i=1}^N \hat{L}_{22,i}^{-2} \sum_{i=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-\frac{1}{2}}$$

di mana $t_{\hat{\beta}_{FM}^*}$ memusat kepada taburan normal piawai apabila $T \rightarrow \infty$ dan $N \rightarrow \infty$.

Selain itu, kajian ini juga menggunakan pendekatan kointegrasi panel yang lain untuk memberi bukti yang konkrit dan kukuh serta konsisten. Pendekatan tersebut ialah PMG, MG, DFE dan DOLS. Ia digunakan untuk tujuan perbandingan dan mengesahkan penemuan kajian tersebut.

KEPUTUSAN EMPIRIK

Keputusan jangka panjang

Jadual 4.1, membentangkan keputusan IPS panel ujian punca unit root pada paras yang menunjukkan bahawa semua pembolehubah adalah $I(0)$ dalam regresi unit panel. Keputusan ini jelas menunjukkan bahawa hipotesis nol dalam punca unit panel tahap siri ini tidak boleh ditolak.

Pemboleh ubah siri masa di peringkat paras, keputusan ujian IPS menunjukkan bahawa hipotesis nol tidak boleh ditolak di peringkat lima peratus keyakinan. Oleh itu, semua pembolehubah dalam siri ini adalah tidak pegun. Selepas pembezaan pertama siri ini, hipotesis nol punca unit boleh ditolak. Ini mengesahkan bahawa semua pembolehubah adalah pegun dalam pembezaan pertama. Keputusan mengesahkan terdapat bukti kukuh bahawa semua pembolehubah disepadukan peringkat pembezaan pertama, iaitu $I(1)$. Berdasarkan ujian punca unit panel, ia jelas menunjukkan bahawa analisis kointegrasi diperlukan untuk mendapatkan persamaan keseimbangan jangka panjang. Keputusan kointegrasi panel menggunakan kaedah Pedroni (1997) adalah seperti di Jadual 4.2.

Kecuali nilai statistik $-\rho$ panel dan statistik $-\rho$ kumpulan, kesemua nilai statistik $-\rho$ dan ADF yang lain adalah lebih besar daripada nilai kritikal iaitu -1.64 . Manakala nilai statistik $-v$ panel pula adalah lebih besar daripada 1.64 . Ini menunjukkan bahawa hipotesis nol iaitu tiada kointegrasi permintaan buruh dengan pembolehubah-pembolehubah bebas dalam jangka panjang ditolak. Semua spesifikasi membentuk vektor kointegrasi jangka panjang meskipun ianya berbeza bagi setiap keratan rentas.

Oleh itu, keputusan analisis kointegrasi panel menunjukkan wujud hubungan kointegrasi permintaan buruh dengan pembolehubah-pembolehubah bebas dalam jangka panjang.

Perbandingan keputusan kointegrasi dengan FMOLS, PMG, MG, DFE dan DOLS

Berdasarkan Jadual 4.3, keputusan penganggaran panel jangka pendek dan jangka panjang dilakukan. Keputusan ujian Hausman (Pesaran, Shin dan Smith, 1999) dalam Jadual 4.3 untuk menguji hipotesis nol bahawa wujud perbezaan parameter koefisien jangka panjang untuk semua sektor perkhidmatan terpilih di Malaysia. Didapati ujian Hausman adalah tidak signifikan maka terbukti bahawa penganggar PMG adalah lebih baik berbanding MG. Jadi ia memberi implikasi bahawa nilai koefisien parameter jangka panjang adalah bersifat identikal atau homogenus bagi semua sektor perkhidmatan di Malaysia. Manakala parameter koefisien jangka pendek adalah bersifat heterogenus. Keputusan juga mengesahkan bahawa wujud hubungan positif dan signifikan pada tahap 5 peratus antara permintaan buruh dengan output setiap sektor perkhidmatan terpilih. Oleh itu, prestasi output sesuatu sektor memainkan peranan penting dalam menentukan permintaan buruh.

Dalam Jadual 4.3, kami mendapati bahawa anggaran pekali output benar (Y) adalah positif bagi ujian panel FMOLS (0.332) dan signifikan secara statistik pada tahap 5 peratus terhadap permintaan buruh dalam sektor perkhidmatan di Malaysia. Ini membuktikan bahawa prestasi output sangat dominan mempengaruhi permintaan buruh. Hal ini telah di sokong oleh ujian panel yang lain seperti PMG, MG, DFE dan DOLS. Masing-masing menunjukkan anggaran pekali juga adalah positif

PMG (0.983), MG (0.966), DFE (0.740) dan DOLS (0.452). Walaupun berbeza variasi terhadap nilai magnitud tersebut, namun hasil penemuan tersebut adalah konsisten dan signifikan.

Pekali upah benar (W) menunjukkan nilai negatif dan signifikan secara statistik pada tahap 5 peratus terhadap permintaan buruh dalam sektor perkhidmatan di Malaysia. Ini menunjukkan bahawa penemuan kajian menyokong kuat teori permintaan buruh dalam jangka panjang iaitu teori keluaran sut buruh. Di mana upah berhubung secara sonsang dengan permintaan buruh. Keputusan empirik membuktikan pengaruh upah terhadap permintaan buruh menggambarkan senario bahawa jika kos pasaran buruh tinggi maka sektor perkhidmatan akan mengurangkan permintaan buruh dan sebaliknya. Hal ini telah di sokong oleh 4 ujian panel seperti FMOLS (-0.373), PMG (-0.896), DFE (-1.228) dan DOLS(-1.494). Masing-masing menunjukkan anggaran pekali adalah negatif.

Pekali harga modal (R) menunjukkan nilai negatif dan signifikan secara statistik pada tahap 5 peratus terhadap permintaan buruh dalam sektor perkhidmatan di Malaysia. Ini menunjukkan bahawa penemuan empirik dalam sektor perkhidmatan memberi gambaran bahawa kos modal yang tinggi akan mengurangkan pengambilan buruh dan sebaliknya jika kos modal adalah rendah maka meningkatkan pengambilan buruh dalam sektor perkhidmat. Harga modal berhubung secara sonsang dengan permintaan buruh. Keputusan empirik membuktikan pengaruh harga modal terhadap permintaan buruh menggambarkan senario bahawa jika kos pelaburan modal yang tinggi dalam sektor perkhidmatan akan mengurangkan permintaan buruh dan sebaliknya. Hal ini telah di sokong oleh 2 ujian panel seperti FMOLS (-0.105) dan DOLS (-0.217). Masing-masing menunjukkan anggaran pekali adalah negatif dan signifikan.

Disamping itu juga, pekali intensiti modal (k/l) yang menjadi proksi terhadap kemajuan dan perkembangan teknologi menunjukkan nilai positif dan signifikan secara statistik pada tahap 5 peratus terhadap permintaan buruh dalam sektor perkhidmatan di Malaysia. Ini menunjukkan bahawa penemuan empirik dalam sektor perkhidmatan memberi gambaran bahawa kemajuan teknologi sesuatu sektor perkhidmatan akan meningkatkan pengambilan buruh dalam jangka panjang. Pemboleh ubah intensiti modal berhubung secara positif dengan permintaan buruh. Keputusan empirik membuktikan kemajuan dan penggunaan teknologi memberi pengaruh yang signifikan terhadap permintaan buruh dalam jangka panjang untuk sektor perkhidmatan. Hal ini telah di sokong oleh 3 ujian panel seperti FMOLS (0.941), DFE (0.785) dan DOLS (0.315). Masing-masing menunjukkan anggaran pekali adalah positif dan signifikan.

Keputusan jangka pendek

Dalam Jadual 4.3, keputusan empirik menunjukkan perubahan dinamik jangka pendek juga diambil kira dalam kajian ini. Tempoh lat yang optimum dalam kajian ini adalah 1 tahun bagi semua pemboleh ubah output benar (Y), upah benar (W), harga modal (R) dan intensiti modal (k/l) berdasarkan rangka kerja ARDL dengan menggunakan kaedah pemilihan lat berdasarkan kriteria AIC dan BIC. Pekali koefisien jangka pendek kami mendapati bahawa anggaran pekali output benar (Y) adalah juga positif bagi ujian panel PMG (0.432) dan signifikan secara statistik pada tahap 5 peratus terhadap permintaan buruh dalam sektor perkhidmatan di Malaysia. Ini membuktikan bahawa prestasi output sangat dominan mempengaruhi permintaan buruh dalam jangka pendek. Disamping itu juga, nilai pekali koefisien juga adalah konsisten bagi pemboleh ubah upah benar (W) iaitu (-0.494), harga modal (R) iaitu (0.010). Dapatan kajian bagi harga modal adalah positif hubungannya dengan permintaan buruh dalam jangka pendek. Dapatan kajian ini juga disokong oleh 2 ujian panel yang lain iaitu MG dan DFE. Ini kerana dalam jangka pendek sektor masih lagi menanggung kos tetap dan kos berubah bagi membolehkan syarikat memulakan operasi perniagaan dan belum mencapai faedah pulangan mengikut skala ekonomi. Keputusan menunjukkan koefisien pembetulan ralat atau kelajuan penyesuaian yang mana nilainya adalah berada dalam julat $-1 < \lambda < 0$. Walau bagaimanapun, kelajuan penyesuaian ini diwakili oleh nilai mutlak untuk tujuan penaksiran. Koefisien ini mengukur kelajuan penyesuaian atau respon permintaan buruh dalam setiap tempoh kepada keadaan yang menjauhi keseimbangan permintaan buruh jangka panjang.

IMPLIKASI POLISI DAN KESIMPULAN

Kajian ini menyiasat kewujudan hubungan jangka panjang dan jangka pendek yang wujud antara faktor-faktor terpilih permintaan buruh dengan permintaan buruh untuk lima sub sektor perkhidmatan di Malaysia. Kajian ini mengaplikasikan beberapa kaedah ujian kointegrasi panel seperti FMOLS, PMG, MG, FDE, DOLS adalah untuk mengatasi masalah heterogen dan mengadakan ujian bagi membuktikan hubungan jangka panjang yang konsisten.

Semua pemboleh ubah ditentukan sebagai tidak pegun pada tahap aras tetapi pegun pada perbezaan pertama atau I(1) bagi semua pemboleh ubah. Kedua, ia membuktikan kewujudan hubungan jangka panjang (kointegrasi) antara pemboleh ubah. Ketiga, pemboleh ubah output benar, upah benar, harga modal dan intensiti modal (proksi kemajuan teknologi) merupakan faktor yang signifikan jangka panjang. Faktor-faktor tersebut memberi pengaruh dominan terhadap permintaan buruh dalam sektor perkhidmatan di Malaysia terutama sektor penting di bawah perhatian utama NKRA negara sebagai pemacu pendapatan tinggi pada tahun 2020. Pembuktian ini dibuat melalui pendekatan analisis dinamik panel FMOLS, PMG, MG, DFE dan DOLS. Daripada kelima-lima penganggar yang digunakan, keputusan kajian mendapati kesan yang ketara daripada semua pemboleh ubah penentu permintaan buruh apabila menggunakan penganggar FMOLS dan DOLS yang menunjukkan bahawa output benar, upah benar, harga modal dan intensiti modal memberi penentu permintaan buruh yang dominan dan signifikan dalam jangka panjang.

Pemboleh ubah output benar memberi pengaruh positif dan signifikan terhadap semua sektor perkhidmatan yang dikaji. Ia memberi implikasi bahawa majikan seharusnya memberi penekanan terhadap prestasi produktiviti melalui strategi pengambilan pekerja yang berpengetahuan dan berkemahiran tinggi. Kestabilan produktiviti sektor perkhidmatan dalam jangka panjang akan menjamin kestabilan permintaan buruh jangka panjang. Dorongan dan galakan insentif liberalisasi kerajaan kepada sektor perkhidmatan yang berprestasi tinggi dalam NKRA membantu meningkatkan kestabilan permintaan buruh dalam jangka panjang. Keputusan kajian ini menyokong kuat dasar kerajaan bahawa pencapaian produktiviti sektor perkhidmatan penting dalam membantu pertumbuhan permintaan buruh dengan lebih baik.

Implikasi polisi terhadap pemboleh ubah upah ialah dasar upah minimum dan kecekapan pasaran upah mengikut tahap kemahiran dan produktiviti kerja dalam sektor perkhidmatan di Malaysia memerlukan transformasi struktur upah yang lebih efisien. Hal ini penting kerana perkembangan dan pertumbuhan permintaan buruh yang stabil dalam jangka panjang dipengaruhi oleh kos upah yang lebih efisien dan berorientasikan upah yang dipandu oleh produktiviti.

Implikasi polisi terhadap pemboleh ubah harga modal pula ialah dasar transformasi ekonomi dan liberalisasi insentif berbentuk cukai, kos pinjaman, kemudahan akses kewangan yang lebih mudah dalam sektor perkhidmatan di Malaysia dapat menggalakkan pertumbuhan permintaan buruh yang lebih stabil dalam jangka panjang.

Implikasi polisi seterusnya ialah terhadap pemboleh ubah intensiti modal yang menjadi proksi kepada pertumbuhan dan kemajuan penggunaan teknologi memberi implikasi dasar bahawa hasil kajian menyokong dasar inovasi negara dan dasar berkaitan dengan insentif teknologi komunikasi dan maklumat (ICT) negara. Ia sebagai pemangkin kepada masa depan dalam sektor perkhidmatan yang lebih baik dalam konteks meneroka bidang perkhidmatan yang lebih berdaya saing bagi menjamin kestabilan pewujudan dan pertumbuhan baru permintaan buruh dalam jangka panjang.

Kesimpulan secara umumnya, bahawa keputusan kajian menunjukkan bahawa wujudnya hubungan kointegrasi jangka panjang yang konsisten antara faktor-faktor penentu dengan permintaan buruh dalam sektor perkhidmatan di Malaysia.

RUJUKAN TERPILIH

- Baltagi, B.H. (2005). *Econometric analysis of panel data*, 3rd edn. Chichester, United Kingdom : John Wiley and Sons.
- Banerjee A, Marcellino M, & Osbat C. (2005): Testing for PPP: should we use panel methods? *Empirical Economics*, 30, 77 – 91.
- Beal, D.W. (1978). Agricultural education and training in developing countries in *FAO Studies in Agricultural Economics and Statistics*, 1952-1977. Rome: FAO, 282 – 291.
- Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. *Advances in Econometrics*, 15, 161 – 177.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249 – 72.
- Chou, W.L. & Chao, C.C. (2001). Are currency devaluations effective? A panel unit root test. *Economics Letters*, 72, 19 – 25.
- Crispolti, V. & Marconi, D. (2005). *Technology transfer and economic growth in developing countries: An Econometric analysis*. Temi Di Discussion Series, No.564, 1 – 36.
- Greene, J. & Villanueva, D. (1991). Private investment in developing countries: An empirical

- analysis. *IMF Staff Papers*, 38(1), 33 –58.
- Gibson J., and J. P. Ananda. 2006. Policy reform and Labour demand in branches of Sri Lankan manufacturing industry, *Applied Economics*, 38, 1459-1467.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogenous panel application. *Econometric Journal*, 3, 148 – 161.
- Harris, R.D. & Tzavalis, E., (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics*, 91, 201 – 226.
- Hsiao, C. (1996). *Analysis of panel data*. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press.
- Hamermesh, D.S., (1993). Labor Demand, Princeton University Press, Princeton.
- Hamermesh, D.S., (2000). Demand for labor, in International Encyclopaedia of the Social & Behavioural Sciences
- Im, K.S., Pesaran, M. & Shin, Y. (1997). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Manuscripts*, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Im, K.S., Pesaran, M. & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53 – 74.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1 – 44.
- Lane, L., Hakim G. and Miranda, J. 1999. Labor market analysis and public Policy: the case of Morocco, *World Bank Economic Review*, 13, 561-78
- Levin, A. & Lin, C.F. (1992). *Unit root test in panel data: Asymptotic and finite sample properties*. Discussion Paper, No. 92 – 93, California, USA: University of California at San Diego.
- Levin, A. & Lin, C.F. (1993). *Unit root test in panel data: New results*. Discussion Paper No. 93 – 56. California, USA: University of California at San Diego.
- Levin, A., Lin, C-F. & Chu, C-S.J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.
- Maddala, G.S. & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631 – 652.
- McCoskey, S.K. & Kao, C. (1998). A residual-base test of the null of cointegration in panel data. *Econometric Reviews*, 17, 57 – 84.
- Quah, D. (1994). Exploiting cross-section variations for unit root inference in dynamic data. *Economics Letters*, 44, 9 – 19.
- Pedroni, P. (1995). *Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis*. Indiana University Working Papers in Economics, No. 95 – 013.
- Pedroni, P. (1996). *Fully modified OLS for heterogenous cointegrated panels and the case of purchasing power parity*, Indiana University Working Papers in Economics, No. 96 – 020.
- Pedroni, P. (1997). *On the role of cross sectional dependency in panel unit root and panel cointegration exchange rate studies*, Indiana University Manuscript.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogenous panel with multiple regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653 – 670.
- Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogenous cointegrated panels. *Advances in Econometrics*, 15, 93 – 130.
- Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727 – 731.
- Phillips, P.C.B. & Hansen, B.E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) process. *Review of Economic Studies*, 57(1), 99 – 125.
- Sieh, L. M. L. 1984. The Services Sector in Malaysia, ASEAN-Australia Working Papers, No. 8(Kuala Lumpur and Canberra: ASEAN-Australia Joint Research Project)
- Turner, P. and Bowden, S. 1997. Real Wage, Demand and employment in the UK 1921-1938: a disaggregated analysis, *Bulletin of Economic Research*, 49, 309-25.

JADUAL 4.1: Ujian Punca Unit Panel - Im, Pesaran dan Shin (IPS)

Pemboleh Ubah	Paras		Pembezaan peringkat pertama	
	Konstan	Konstan + Trend	Konstan	Konstan + Trend
<i>L</i>	2.84577 (0.9978)	0.62404 (0.7337)	-6.3901 ** (0.0000)	-4.3729 ** (0.0000)

Y	2.91178 (0.9982)	0.47143 (0.6813)	-3.92232 ** (0.0000)	-3.69157 ** (0.0001)
W	2.30856 (0.9895)	-0.16932 (0.4328)	-2.71279 ** (0.0033)	-2.19448 ** (0.0014)
R	-1.37011 (0.0853)	-2.09384 (0.0181)	-4.37176 ** (0.0000)	-2.61591 ** (0.0044)
(k/l)	3.25255 (0.9994)	-0.64093 (0.2608)	-5.09207 ** (0.0000)	-3.91476 ** (0.0000)

Nota: *, ** Menunjukkan penolakan hipotesis nol tiada-kointegrasi pada tahap kepentingan 1% dan 5%,

JADUAL 4.2: Ujian kointegrasi Panel oleh Pedroni.

Ujian Statistik	Nilai Statistik
Hipotesis alternatif : Koefisien AR umum (dimensi-dalaman)	
Statistik – ν Panel	2.179*
Statistik – ρ Panel	-0.954
Statistik – $\rho\rho$ Panel	-2.942*
Statistik – ADF Panel	-3.044*
Hipotesis alternatif : Koefisien AR umum (dimensi-antara)	
Statistik – ρ Kumpulan	0.516
Statistik – $\rho\rho$ Kumpulan	-1.644*
Statistik – ADF Kumpulan	-3.004*

Nota: Semua ujian statistik diperolehi daripada prosedur Pedroni (1999). Nilai dibandingkan kepada taburan normal, $N(0,1)$. Semua statistik diuji dengan menggunakan ujian satu hujung dengan kritikalnya ialah -1.64 (10 peratus) kecuali statistik – ν menggunakan nilai kritikal ialah 1.64.

* signifikan untuk menolak H_0 pada aras keertian lima peratus.

JADUAL 4.3: Penganggaran Regresi Panel Jangka Pendek dan jangka Panjang Pemboleh Ubah Bersandar: L (Permintaan Buruh) - $ARDL(1,1,1,1,1)$

Pemboleh Ubah Bebas	FMOLS	PMG	Ujian Hausman	MG	DFE	DOLS
Y	0.332** (0.00)	0.983** (0.00)	2.13 (0.71)	0.966** (0.01)	0.740** (0.00)	0.452** (0.00)
W	-0.373** (0.00)	-0.896** (0.09)		-0.462 (0.24)	-1.228** (0.07)	-1.494** (0.00)
R	-0.105** (0.00)	-0.041 (0.26)		-0.041 (0.466)	0.125 (0.18)	-0.217** (0.00)
(k/l)	0.941** (0.00)	-0.202 (0.49)		-0.195 (0.56)	0.785** (0.05)	0.315** (0.00)
Koefisyen Jangka Pendek						
ΔY_{it-1}		0.432** (0.006)		0.447** (0.001)	0.443** (0.000)	
ΔW_{it-1}		-0.494** (0.000)		-0.488** (0.000)	-0.524** (0.000)	
ΔR_{it-1}		0.010* (0.056)		0.012** (0.005)	0.011* (0.032)	
$\Delta(k/l)_{it-1}$		-0.093 (0.101)		-0.059 (0.214)	-0.027 (0.522)	
Konstan		0.065 (0.528)		0.597 (0.190)	0.597 (0.190)	
ECT_{it-1}		-0.024 (-0.561)		-0.409 (-0.268)	-0.085* (-0.073)	
$T \times N$	150	150		150	150	150

Nota: Hipotesis nol untuk *t-nisbah* adalah $H_0 = \beta_i = 0$; Angka dalam kurungan adalah *t-statistik*.
s.*, * * signifikan dengan tahap keyakinan 90% dan 95%.