

Cabaran Globalisasi: Strategi Ekonomi Upah Tinggi

Zulkifly Osman

Mohd Azlan Shah Zaidi

ABSTRAK

Dalam model ekonomi upah tinggi, upah tidak harus dianggap sebagai faktor kos semata-mata. Sebaliknya, ia juga harus dianggap sebagai faktor pendapatan kepada pekerja. Ini membawa maksud bahawa jika upah tinggi, keselesaan hidup pekerja akan meningkat dan ia boleh menyumbang kepada peningkatan daya usaha dan seterusnya produktiviti pekerja. Fenomena ini sekali gus dapat meningkatkan keuntungan majikan. Namun, persoalannya ialah adakah upah yang menyebabkan produktiviti meningkat atau kerana produktiviti tinggi maka upah tinggi. Dengan menggunakan ujian penyebab Granger (1969) dan ujian penyebab versi Toda dan Yamamoto (1995), rencana kajian dibuat untuk melihat hubungan timbal balik antara kedua-dua pembolehubah-pembolehubah berkenaan. Hasilnya didapati bahawa kemungkinan kewujudan fenomena ekonomi upah tinggi amat sukar untuk ditolak. Ertinya, kenaikan upah akan disusuli dengan peningkatan produktiviti. Ini merupakan petanda baik bagi Malaysia dari segi strategi dalam menghadapi saingan pasaran global akibat hakisan kelebihan kos buruh murah.

Kata kunci: Upah, produktiviti, buruh, arah penyebab

ABSTRACT

In high-wage economy model, wage should not only be regarded as merely a cost factor, but also as an income factor for labors. This would mean that having a higher wage will contribute to better live condition, higher work effort, and consequently higher productivity among labors. This in turn will increase employers' profit. Nevertheless, a question arises on whether higher wage can actually be a cause to higher productivity or the other way around. Using causality tests of Granger (1969) and Toda and Yamamoto (1995), this paper makes an attempt to look at the causal relationship between the two variables, namely wage

and productivity, in two economic sectors of Malaysia (Manufacturing and Construction). The results show that the phenomenon of high-wage economy does in fact exist. This would mean that higher wage will indeed lead to higher productivity.

PENGENALAN

Dalam teori neoklasikal daya keluaran sut buruh sebagai model penentuan permintaan terhadap buruh, firma dalam pasaran persaingan sempurna yang bertujuan untuk memaksimumkan keuntungan harus berhenti mengambil pekerja apabila upah menyamai nilai keluaran sut buruh. Jika tidak, firma akan mengalami kerugian (lihat umpamanya analisis Hicks 1932). Di sini, upah dan keluaran fizikal sut buruh dianggap tidak saling mempengaruhi. Ertinya andaian yang tersirat ini menggambarkan bahawa firma hanya mengiktiraf kepentingan upah sebagai kos pengeluaran dan tidak sebagai sumber pendapatan kepada buruh.

Dalam falsafah pembangunan ekonomi, sebenarnya upah sebagai sumber pendapatan amat penting bagi buruh. Jika ia ditambah, taraf hidup dan kehidupan buruh akan meningkat. Selain meningkatkan moral kerja, peningkatan tumpuan terhadap kerja hasil keselesaan hidup boleh menambahkan daya usaha dan seterusnya produktiviti buruh (Dunlop 1966 & Perlman 1969). Inilah yang dikatakan sebagai fenomena ekonomi upah tinggi.

Di Malaysia, pengujian terhadap kewujudan fenomena ekonomi upah tinggi, sepanjang yang diketahui belum pernah dilakukan. Walhal, isu ini amat penting memandangkan kepada semakin terhakisnya daya saingan negara akibat kos buruh yang tidak lagi murah serta peningkatan tumpuan usaha terhadap keperluan meningkatkan produktiviti akhir-akhir ini. Malahan, dalam era K-economy, kelebihan dari segi keupayaan yang terakhir ini dapat membantu meningkatkan daya saingan negara. Sekali gus ini memerlukan kepada berbagai strategi bagi mengukuhkan keupayaan tersebut.

Untuk itu, kajian ini adalah bertujuan untuk melihat kemungkinan pengaruh upah terhadap daya usaha dan seterusnya produktiviti pekerja seperti yang diutarakan dalam model ekonomi upah tinggi bagi kes Malaysia. Kaedah untuk melihat pengaruh ini adalah berasaskan kepada ujian penyebab Granger (1969) dan ujian penyebab versi Toda dan Yamamoto (1995).

UPAH TINGGI

Dalam teori daya keluaran sut buruh, dinyatakan bahawa firma dalam pasaran persaingan sempurna dengan tujuan untuk memaksimumkan keuntungan harus berhenti mengambil pekerja baru apabila upah menyamai nilai keluaran sut buruh berkenaan. Jika pengambilan buruh dilansungkan, firma akan mengalami kerugian (lihat umpamanya analisis Hicks 1932). Telahan utama model ini ialah selain keluaran fizikal, upah merupakan faktor penentu utama permintaan terhadap buruh. Kuasa telahan teori ini, bagaimanapun, tercabar apabila kajian Lester (1946) mendapati bahawa upah bukan penentu penting permintaan terhadap buruh.

Walaupun Machlup (1946) berjaya mengurangkan keraguan terhadap telahan awal, namun serangan kritikan yang lebih hebat dan sukar ditolak ditujukan terhadap andaian yang tersirat di sebalik teori tadi. Teori yang dibentuk atas dasar agihan kekayaan ini, sungguhpun menerima upah sebagai pengukur daya keluaran sut buruh, namun menganggap upah bebas daripada mempengaruhi daya usaha buruh (Perlman 1969). Ini bererti, upah hanyalah satu bentuk kos pengeluaran. Oleh sebab ia bebas daripada mempengaruhi daya usaha buruh, maka firma akan terus menikmati keuntungan selagi kadar upah rendah dan tidak melebihi nilai keluaran sut buruh.

Syarat sedemikian dikatakan juga boleh mengawal harga dan sekali gus menghalang ekonomi daripada menghadapi masalah inflasi. Selain itu, dengan upah rendah, daya saing negara dapat diperkukuhkan dalam pasaran antarabangsa. Inilah kiranya sebab mengapa dalam contoh Malaysia, pada tahun 1996 umpamanya, kerajaan telah meminta pihak sektor swasta supaya mendahului produktiviti sebelum menimbang sebarang kenaikan upah (Malaysia 1996). Malahan ketika Malaysia dilanda kemelesetan ekonomi pada pertengahan tahun 1980-an, cadangan yang serupa telahpun diutarakan sebagai usaha bagi mengimbangi kesan kehakisan daya saingan negara akibat kewujudan saingan kos buruh murah dari kemunculan negara-negara sedang membangun, seperti China, Indonesia dan India (Kementerian Kewangan Malaysia 1987). Walaupun cadangan ini tidak mendapat sokongan kajian empirik (Mansor Jusoh & Chew Yuet Fah 1998), namun rumusan dasar secara tidak langsung dalam bentuk upah rendah ini telah terus dilaksanakan sejak semasa negara memulakan dasar perindustrian di sekitar akhir tahun 1960-an (Ishak Shari & Zulkifly Osman 1988).

Keghairahan terhadap faedah upah rendah ini umpamanya untuk meningkatkan daya saing negara telah menyebabkan ramai lupa aspek

kepentingan upah sebagai sumber pendapatan kepada pekerja. Jika ditinjau dalam bentuk falsafah pembangunan ekonomi, upah sebagai sumber pendapatan, apabila ditingkatkan boleh meningkatkan taraf hidup dan kehidupan pekerja. Malahan dalam model ekonomi upah tinggi yang banyak dibincangkan dalam tahun-tahun 1960-an dan tahun 1970-an mendapati selain moral kerja, keselesaan hidup hasil upah tinggi boleh meningkatkan tumpuan pekerja terhadap kerjayanya. Keadaan ini sekali gus boleh meningkatkan daya usaha serta produktiviti pekerja (Dunlop 1966 & Perlman 1969).

Malahan, versi baru model ekonomi upah tinggi iaitu teori upah kecekapan (*efficiency wage theory*) yang banyak dibincangkan dalam tahun-tahun 1980-an, mendapati keuntungan firma meningkat apabila upah dibayar melebihi paras keseimbangan pasaran. Rasionalnya, mengikut Katz (1986), upah tinggi boleh meningkatkan daya usaha pekerja, mengurangkan kos pusing ganti buruh, mengelak pekerja bersatu dan mengenakan tekanan melalui kesatuan sekerja, dan menarik pekerja yang berkualiti. Kesemua ini, terutamanya faedah hubungan positif antara daya usaha dengan upah, tentu sekali bercanggah dengan andaian yang tersirat di sebalik teori neoklasikal daya keluaran sut buruh, iaitu upah bebas daripada mempengaruhi keluaran fizikal sut buruh (Rees 1973).

MODEL EKONOMI UPAH TINGGI

Mengikut model ekonomi upah tinggi atau teori upah kecekapan (Eaton & White 1983, Akerloff 1984, Dickens, Katz & Lang 1986, Katz 1986 dan Krueger & Summers 1988), fungsi hubungan antara usaha kerja (e) dan seterusnya produktiviti dengan kadar upah (u) umumnya dapat ditulis seperti berikut,

$$e = e(u), e' > 0 \text{ dan } e'' < 0 \quad (1)$$

$e' > 0$ bererti hubungan antara daya usaha dan seterusnya produktiviti buruh dengan upah adalah positif dan $e'' < 0$ menggambarkan hubungan ini tertakluk kepada hukum pulangan bertambah kurang. Malahan dengan hukum ini, membolehkan kecerunan keluk permintaan terus kekal negatif, tetapi dengan keanjalan upah yang lebih rendah. Lebih penting lagi, tidak seperti yang diandaikan dalam teori daya keluaran sut buruh, sekarang wujud hubungan antara upah dengan produktiviti buruh.

Soalnya sekarang sejauh manakah benar bahawa upah dapat mempengaruhi produktiviti seperti yang ditelah dalam model ekonomi upah tinggi atau teori upah kecekapan dan tidak sebaliknya. Untuk itu ujian empirik dalam bentuk arah penyebab akan dilakukan berasaskan data siri masa bagi dua sektor ekonomi utama di Malaysia, iaitu sektor pembinaan dan sektor pembuatan.

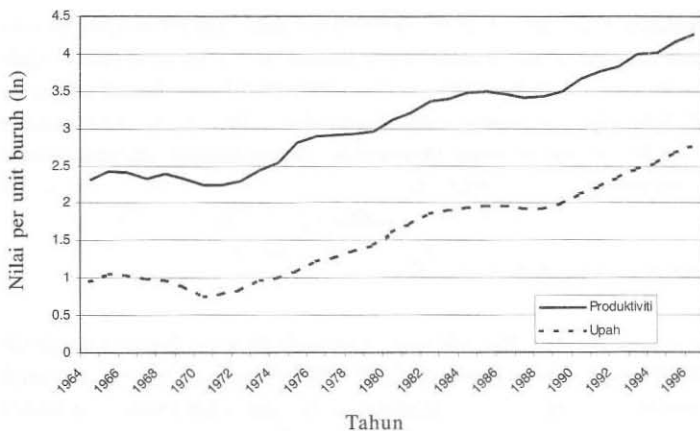
METODOLOGI UJIAN DAN DATA

Untuk melihat secara empirikal sama ada upah menjadi penyebab kepada produktiviti atau sebaliknya, model penyebab Granger (1969) dan model penyebab versi Toda dan Yamamoto (1995) akan digunakan. Dua sektor ekonomi yang terpenting di Malaysia iaitu sektor pembinaan dan sektor pembuatan telah dipilih untuk menguji hubungan antara dua pembolehubah tersebut. Bagi sektor pembinaan, data upah dan produktiviti dikumpul secara tahunan mulai tahun 1964 hingga tahun 1996. Sementara itu, untuk sektor pembuatan pula, data siri masa bagi upah dan produktiviti ialah dari tahun 1959 hingga tahun 1997. Pembolehubah produktiviti dihitung berdasarkan nisbah antara nilai keluaran tahunan sektor berkenaan kepada jumlah buruh dalam sektor yang sama. Pembolehubah upah pula mewakili nisbah jumlah upah tahunan sektor berkenaan kepada jumlah buruh sektor yang sama. Kesemua data ini diperolehi daripada Jabatan Perangkaan Malaysia (1999). Ringkasan ciri diskriptif dan arah aliran data kedua-dua sektor berkenaan ditunjukkan dalam Jadual 1, Rajah 1 dan Rajah 2.

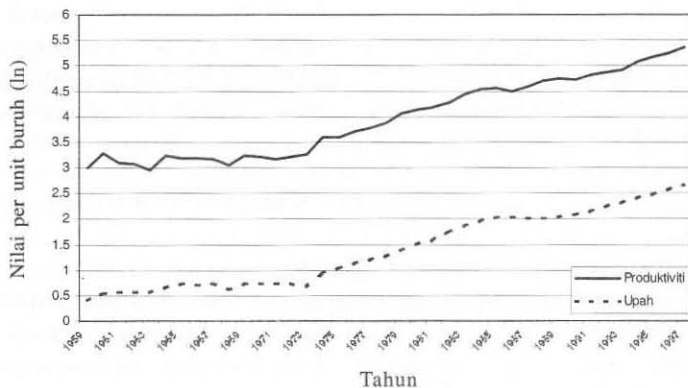
Jadual 1 meringkaskan beberapa statistik pembolehubah produktiviti dan upah untuk kedua-dua sektor yang dipilih. Berdasarkan jadual ini, nilai purata tahunan produktiviti sektor pembinaan dan pembuatan masing-masing ialah 26.6508 dan 70.2650. Ini bermakna, secara purata nilai

JADUAL 1. Ciri deskriptif pembolehubah produktiviti dan upah (RM '000)

Statistik	Sektor pembinaan		Sektor pembuatan	
	Produktiviti	Upah	Produktiviti	Upah
Purata	26.65081	5.906072	70.26495	5.163410
Median	22.59092	4.989538	47.86200	3.580000
Sisihan Piawai	16.96162	3.786771	53.67607	3.667740
Jumlah Cerapan	33	33	39	39



RAJAH 1. Hubungan antara produktiviti dengan upah sektor pembinaan



RAJAH 2. Hubungan antara produktiviti dengan upah sektor pembuatan

produktiviti perunit buruh setahun bagi sektor pembinaan (RM26 651) adalah lebih rendah daripada sektor pembuatan (RM70 265). Bagaimanapun, nilai upah purata perunit buruh setahun bagi sektor pembinaan (RM5 906) pula adalah lebih tinggi daripada sektor pembuatan (RM5 163). Ini menunjukkan bahawa walaupun nilai produktiviti sektor pembuatan adalah lebih tinggi daripada sektor pembinaan, tetapi buruh dalam sektor pembuatan mendapat upah yang lebih rendah berbanding dalam sektor pembinaan.

Berdasarkan Rajah 1 dan Rajah 2 pula, kedua-dua pembolehubah, iaitu produktiviti dan upah dalam kedua-dua sektor menunjukkan arah aliran yang sama, meningkat secara seiring sejak awal tahun 1960 hingga tahun 1997. Bentuk arah aliran yang sama ini memberi gambaran awal terdapatnya hubungan jangka panjang antara kedua-dua pembolehubah tersebut dan juga sekurang-kurangnya wujud satu arah penyebab antara mereka.

Memandangkan data adalah dalam bentuk siri masa, maka ujian kepegunan untuk setiap pembolehubah harus dijalankan terlebih dahulu. Ini adalah bertujuan untuk mengelak daripada mendapat satu anggaran regresi palsu. Regresi palsu wujud apabila anggaran regresi kelihatan sangat baik, tetapi ia tidak menunjukkan hubungan yang sebenarnya. Ini boleh dikesan dengan nilai R^2 yang melebihi nilai d Durbin Watson (Granger & Newbold 1974). Regresi palsu mungkin terhasil akibat daripada penggunaan pembolehubah-pembolehubah yang tidak pegun dalam model persamaan regresi atau yang mempunyai kepegunan yang berbeza. Pembolehubah yang pegun bermaksud min, varian dan kovariannya adalah malar menerusi masa, iaitu ia tidak mempunyai ciri perjalanan rawak.

Sesuatu pembolehubah berkemungkinan tidak pegun dalam bentuk tingkat, tetapi pegun dalam bentuk pembezaan. Jika pembolehubah menjadi pegun setelah dibezakan sekali, maka pembolehubah tersebut mempunyai ciri integrasi satu atau $I(1)$. Begitu juga jika sesuatu pembolehubah terpaksa dibezakan hingga n kali untuk menjadi pegun, maka ia dikatakan mempunyai ciri integrasi ke n atau $I(n)$.

Kepegunan sesuatu pembolehubah biasanya ditentukan dengan ujian punca unit Augmented Dickey Fuller atau ringkasnya ADF (Dickey & Fuller 1984). Bagaimanapun dalam kajian ini, ujian Philips-Perons akan digunakan. Ini kerana, tidak seperti ujian ADF yang mengandaikan bahawa faktor gangguan tidak berkorelasi dan mempunyai varian yang malar, ujian punca unit Phillips Perons atau ringkasnya PP (Phillip & Perons 1988) dilihat lebih baik. Ia mengambil kira masalah-masalah yang mungkin dihadapi dalam faktor gangguan tersebut, terutamanya jika varian dalam faktor gangguan tidak malar. Ujian PP bermula dengan menganggarkan persamaan-persamaan seperti berikut,

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \quad (3)$$

dengan ΔY_t ialah pembezaan pertama siri Y_t dan t ialah tren masa. Dalam persamaan (2), untuk Y_t menjadi pegun, nilai statistik t , $Z(\tau_{\alpha\mu})$ mestilah negatif dan signifikan berbeza daripada sifar. Sementara itu, dalam persamaan (3) untuk Y_t menjadi pegun, statistik t , $Z(\tau_{\alpha\sigma})$ mestilah negatif dan signifikan berbeza daripada sifar. Ujian statistik PP adalah pengubahsuaian daripada ujian statistik t Dickey-Fuller yang telah mengambil kira kekangan dalam faktor gangguan. Bagaimanapun, nilai kritikal untuk ujian Phillip-Perron adalah sama seperti nilai kritikal daripada Mackinnon (1991).

Engle dan Granger (1987) menyatakan bahawa pembolehubah yang secara sendiri tidak pegun dalam bentuk tingkat berkemungkinan akan pegun dalam bentuk kombinasi linear. Ini boleh dilihat dengan menganggarkan model persamaan kointegrasi seperti di bawah.

$$LP_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 LU_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

yang mana LP dan LU masing-masing mewakili pembolehubah produktiviti dan pembolehubah upah yang telah diubah ke dalam bentuk logaritma. Jika didapati ε_t adalah $I(0)$, maka produktiviti dan upah dikatakan mempunyai hubungan jangka panjang. Ertinya, upah dan produktiviti bergerak dalam gelombang yang sama. Untuk mengetahui arah penyebab dalam kes ini, maka satu model regresi dengan pembolehubah pembetulan ralat perlulah dibentuk. Sebaliknya jika kedua-dua pembolehubah tadi tidak berkointegrasi, maka ujian penyebab Granger perlu dilakukan untuk mengetahui sama ada upah menjadi penyebab kepada produktiviti atau sebaliknya.

Dalam hal ini, empat persamaan perlu dianggarkan.

$$\Delta LP_t = \alpha_1 + \beta_i \sum_{i=1}^n \Delta LU_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^n \Delta LP_{t-1} + v_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta LP_t = \alpha_1 + \lambda_i \sum_{i=1}^n \Delta LP_{t-1} + v_{2t} \quad (6)$$

$$\Delta LU_t = \alpha_1 + \beta_i \sum_{i=1}^n \Delta LU_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^n \Delta LP_{t-1} + v_{3t} \quad (7)$$

$$\Delta LU_t = \alpha_1 + \beta_i \sum_{i=1}^n \Delta LU_{t-1} + v_{4t} \quad (8)$$

Simbol Δ membawa maksud perubahan dalam pembolehubah. Ujian dilakukan dalam bentuk perubahan jika ciri kepegunannya adalah $I(1)$. Persamaan (5) dan (6) melihat sama ada upah menjadi penyebab Granger kepada produktiviti manakala persamaan (7) dan (8) pula melihat sama ada produktiviti menjadi penyebab Granger kepada upah. Ujian statistik F (seperti formula di bawah) digunakan untuk melihat arah penyebab ini.

$$F = \frac{(RSS_{dk} - RSS_{tk}) / m}{RSS_{tk} / (n - k)} \quad (9)$$

dengan RSS_{dk} mewakili hasil tambah reja-reja dikuasadia dalam bentuk persamaan dengan kekangan iaitu (6) dan (8), manakala RSS_{tk} merujuk kepada hasil tambah reja-reja dikuasadia dalam model persamaan tanpa kekangan iaitu (5) dan (7). Simbol m adalah jumlah pembolehubah yang dilatkan. Simbol k pula mewakili jumlah parameter dalam model persamaan

tanpa kekangan. Hipotesis nul ialah koefisien produktiviti, $\sum_{i=1}^n \beta_i = 0$ dalam

persamaan (5) dan koefisien $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 0$ dalam persamaan (7). Ertinya, upah

(atau produktiviti) tidak menjadi penyebab Granger kepada produktiviti (atau upah). Jika nilai hitung F lebih besar daripada nilai Jadual F , maka hipotesis nul boleh ditolak.

Memandangkan ujian ini amat sensitif dengan jumlah lat yang digunakan, maka jumlah lat optimum akan ditentukan terlebih dahulu melalui model VAR seperti dalam persamaan (5) dengan berdasarkan kepada nilai kriteria maklumat Akaike (Akaike Information Criterion, AIC) yang minimum.

Terdahulu disebutkan bahawa, jika kedua-kedua pembolehubah upah dan produktiviti berkointegrasi atau ϵ_t adalah $I(0)$, maka model ujian penyebab Granger harus meletakkan pembolehubah pembetulan ralat untuk melihat arah penyebab seperti berikut;

$$\Delta LP_t = \alpha_1 + \beta_i \sum_{i=1}^n \Delta LU_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^n \Delta LP_{t-1} + \gamma_{1i} \text{err}_{t-1} + v_{1t} \quad (10)$$

$$\Delta LU_t = \alpha_1 + \beta_i \sum_{i=1}^n \Delta LU_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^n \Delta LP_{t-1} + \gamma_{2i} \text{err}_{t-1} + v_{2t} \quad (11)$$

dengan err_{t-1} ialah pembolehubah pembetulan ralat hasil daripada anggaran persamaan (4). Menurut Engle dan Granger (1987), kewujudan hubungan kointegrasi memberi implikasi bahawa terdapatnya hubungan penyebab antara pembolehubah seperti yang ditunjukkan oleh $|\gamma_1| + |\gamma_2| > 0$. Jika hipotesis nul, iaitu $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0$ dan $\gamma_1 = 0$ tidak berjaya ditolak melalui ujian statistik F, maka ini bererti bahawa upah tidak menjadi penyebab Granger kepada produktiviti. Begitu juga sekiranya hipotesis nul, iaitu $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n = 0$ dan $\gamma_2 = 0$ tidak berjaya ditolak, maka produktiviti bukan penyebab Granger kepada upah. Walau bagaimanapun jika hanya hipotesis $\gamma_1 = 0$ (atau $\gamma_2 = 0$) berjaya ditolak, maka terdapat arah penyebab granger jangka panjang antara upah kepada produktiviti (atau produktiviti kepada upah).

Toda dan Yamamoto (1995), bagaimanapun telah mengubahsuai spesifikasi ujian penyebab Granger seperti yang dibincangkan di atas. Secara tradisinya, ujian F yang digunakan untuk menentukan arah penyebab Granger adalah tidak sah sekiranya pembolehubah dalam sistem berkenaan adalah berintegrasi kerana Statistik F yang biasa tidak mempunyai taburan piawai. Toda dan Yamamoto mengubahsuai kekangan ke atas parameter dalam model VAR(k), dengan k sebagai tempoh masa lat dalam sesuatu sistem. Dengan menggunakan kaedah 'seemingly unrelated regression' (SUR), model VAR($k + d_{\max}$) dianggarkan. Nilai d_{\max} mewakili darjah integrasi yang maksimum yang dijangkakan wujud dalam sistem berkenaan. Sebagai contoh, jika satu sistem model VAR dibentuk dan didapati lat optimal ialah 1 dan darjah integrasi pembolehubah-pembolehubah ialah I(1), maka model VAR yang akan dianggarkan ialah VAR(2) dengan kaedah SUR. Ini ditunjukkan seperti sistem model VAR dalam persamaan (12).

$$\begin{bmatrix} LP_t \\ LU_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LP_{t-1} \\ LU_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{13} & \alpha_{14} \\ \alpha_{23} & \alpha_{24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LP_{t-2} \\ LU_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (12)$$

Untuk mengetahui sama ada upah menjadi penyebab Granger kepada produktiviti, maka ujian statistik Wald yang telah diubahsuai (Mwald) (Dolado & Lütkepohl 1996) akan dilakukan dengan hipotesis $\alpha_{12} = 0$. Jika nilai statistik adalah lebih besar daripada nilai kritikal berdasarkan taburan χ^2 , maka hipotesis nul akan ditolak. Ini bererti wujud arah penyebab daripada upah kepada produktiviti. Untuk menguji arah penyebab sebaliknya, maka model hipotesis nul $\alpha_{21} = 0$ pula perlu diuji.

KEPUTUSAN EMPIRIK

Jadual 2 menunjukkan hasil keputusan kepegunan dengan ujian PP. Keputusan menunjukkan kedua-dua pembolehubah produktiviti dan upah adalah pegun dalam bentuk pembezaan pertama atau berciri I(1).

JADUAL 2. Keputusan kepegunan dengan Phillips Perron (PP)

	Bentuk tingkat	Bentuk pembezaan pertama
Produktiviti (sektor pembuatan)	-1.9496	-8.1965***
Produktiviti (sektor pembinaan)	-2.0951	-4.0909**
Upah (sektor pembuatan)	-1.6768	-5.5623***
Upah (sektor pembinaan)	-1.8512	-3.2390*

Nota:

* signifikan pada aras keertian 10%

** signifikan pada aras keertian 5%

*** signifikan pada aras keertian 1%

Keputusan ujian kointegrasi Engle dan Granger untuk melihat hubungan jangka panjang ditunjukkan dalam Jadual 3.

Jadual 3 menunjukkan bahawa hubungan kointegrasi antara upah dengan produktiviti tidak wujud bagi sektor pembinaan, tetapi ia wujud dalam sektor pembuatan. Oleh itu, ujian penyebab Granger seperti dalam

JADUAL 3. Keputusan ujian kointegrasi

Kointegrasi regresi	Nilai statistik PP	
	Sektor pembinaan	Sektor pembuatan
LP=f(LU)	-2.000621 ^a	-3.4228 ^{b*}
LU=f(LP)	-1.974977 ^a	-3.4181 ^{b*}

Nota:

Persamaan kointegrasi termasuk pintasan dan juga tren

Nilai statistik PP adalah untuk ralat model persamaan kointegrasi yang diuji a nilai kritikal Mac Kinnon 1%, 5% dan 10% -4.2712, -3.5562 dan -3.2109

b nilai kritikal Mac Kinnon 1%, 5% dan 10% -4.2165, -3.5312 dan -3.1968

* signifikan pada aras keertian 10%

persamaan (5) hingga (8) akan diaplikasikan kepada sektor pembinaan manakala ujian penyebab Granger dengan pembolehubah pembetulan ralat seperti persamaan (10) dan (11) akan digunakan untuk sektor pembuatan. Sementara itu, ujian penyebab versi Toda dan Yamamoto akan diaplikasikan kepada kedua-dua sektor. Keputusan ujian penyebab masing-masing ditunjukkan dalam Jadual 4 dan Jadual 5.

Keputusan arah penyebab Granger mendapati upah menjadi penyebab Granger kepada produktiviti bagi sektor pembinaan. Sementara itu, produktiviti pula menjadi penyebab Granger kepada upah bagi sektor pembuatan berdasarkan kesignifikanan pembolehubah ralat. Walau bagaimanapun, keputusan penyebab Granger versi Toda dan Yamamoto, mendapati wujudnya hubungan timbal balik dalam arah penyebab bagi kedua-dua sektor ekonomi yang dikaji sekurang-kurangnya pada aras

JADUAL 4. Keputusan ujian arah penyebab Granger

Sektor pembinaan Hipotesis nul:	Jumlah cerapan	Statistik F	Nilai p
Upah tidak menjadi penyebab Granger kepada produktiviti	25 (7)	5.1324**	0.0105
Produktiviti tidak menjadi penyebab Granger kepada upah		0.9818	1.1526

Nota:

Nombor dalam kurungan menunjukkan lat optimal berdasarkan AIC

** signifikan pada aras keertian 5%

Sektor pembuatan Hipotesis nul:	Jumlah cerapan	Statistik F/t	Nilai p
Upah tidak menjadi penyebab Granger kepada produktiviti	33	$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_5 = 0$ 0.8675 ^F	0.5192
		$\gamma_1 = 0$ 0.4380 ^t	0.6659
Produktiviti tidak menjadi penyebab Granger kepada upah		$\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_5 = 0$ 1.5520 ^F	0.2169
		$\gamma_2 = 0$ 1.8465 ^{t*}	0.0790

Nota:

* signifikan pada aras keertian 10%

JADUAL 5. Keputusan ujian arah penyebab versi Toda dan Yamamoto

Hipotesis Nul	Statistik MWald	Nilai p
Sektor Pembinaan		
Upah tidak menjadi penyebab Granger kepada produktiviti	50.3293***	0.0000
Produktiviti tidak menjadi penyebab Granger kepada upah	14.0595**	0.0290
Sektor Pembuatan		
Upah tidak menjadi penyebab Granger kepada produktiviti	11.0978*	0.0854
Produktiviti tidak menjadi penyebab Granger kepada upah	31.4516***	0.0000

Nota:

* signifikan pada aras keertian 10%

** signifikan pada aras keertian 5%

*** signifikan pada aras keertian 1%
lat optimal ialah 6

keertian 5 peratus. Ertinya upah menjadi penyebab Granger kepada produktiviti dan sebaliknya, bagi kedua-dua sektor yang diuji.

RUMUSAN DAN IMPLIKASIDASAR

Hasil kajian penyebab Granger menunjukkan bahawa fenomena ekonomi upah tinggi memang wujud dalam sektor pembinaan. Tetapi dalam sektor pembuatan, rumusan yang sama tidak dapat dipertahankan. Namun demikian, jika hasil keputusan penyebab versi Toda dan Yamamoto diambil kira, maka kesan upah terhadap produktiviti sememangnya wujud bagi kedua-dua sektor yang dikaji. Gambarannya di sini ialah wujudnya tindak balas dua hala antara produktivi dengan upah. Ini timbul mungkin kerana pengaruh antara upah dengan produktiviti berbeza-beza mengikut firma yang berlainan. Oleh itu, kajian arah penyebab yang lebih terperinci di peringkat firma dalam sektor-sektor berkenaan amat perlu sebelum sesuatu rumusan umum dibuat. Bagaimanapun, apabila upah boleh mempengaruhi daya usaha dan seterusnya produktiviti pekerja seperti dalam kes pembinaan, maka keluk permintaan terhadap buruh menjadi lebih tidak

anjai. Artinya kurang kesan pengurangan terhadap permintaan buruh dan keuntungan firma apabila upah ditingkatkan. Fenomena ini pasti menguntungkan firma dan dalam masa yang sama kebajikan pekerja terus terjamin.

Upah tinggi tidak lagi harus dilihat sebagai penghalang kepada saingan pasaran dunia bagi keluaran Malaysia. Dasar ini mesti diimbangi dengan usaha yang lebih gigih bagi meningkatkan kualiti buruh melalui latihan kemahiran yang lebih tinggi bersesuaian dengan keperluan majikan dalam era K-ekonomi.

RUJUKAN

- Akerlof, G. A. 1984. Gift exchange and efficiency wages: four views. *American Economic Review* 74 (May): 78-83.
- Dickens W., Lawrence Katz & Kevin Lang. 1986. Are efficiency wages efficient? *NBER Working Paper #1935* (June).
- Dickey, D. A. & W. A. Fuller. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74: 427-431.
- Dolado, J. J. & H. Lütkepohl. 1996. Making Wald Tests Work for Cointegrated VAR System. *Econometric Reviews*, forthcoming.
- Dunlop, J. T. (ed.) 1966. *The Theory of Wage Determination*. London: Macmillan.
- Eaton C. & William D. White. 1983. The economy of high wages: an agency problem. *Economica* 50 (May): 175-181.
- Engle, Robert F. & C. W. J. Granger. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55: 251-276.
- Granger, C. W. J. 1969. Investigating causal relations by econometric model and cross spectral methods. *Econometrica* July: 9-50.
- Granger, C. W. J. 1988. Some recent development in a concept of causality. *Journal of Econometrics* 39: 199-211.
- Granger, C. W. J. & P. Newbold. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2: 111-120.
- Hicks, J. R. 1932. *The Theory of Wages*. New York: Macmillan.
- Ishak Shari & Zulkifly Osman. 1988. Strategi perindustrian: Kesan terhadap penyerapan buruh, struktur upah dan pendapatan di sektor perkilangan. Dlm. Chamhuri Siwar & Mohd. Hafiah Piei, (eds.). *Dasar dan Strategi Pembasmian Kemiskinan*. Kuala Lumpur: Dewan Bahasa dan Pustaka.
- Jabatan Perangkaan Malaysia. 1999. *Perangkaan Ekonomi Malaysia – Siri Masa*. Kuala Lumpur: Jabatan Perangkaan Malaysia.
- Katz, Lawrence F. 1986. Efficiency Wage Theories: A partial evaluation. *NBER Working Paper #1906* (April).
- Kementerian Kewangan Malaysia. 1987. *Laporan Ekonomi 1987/88*. Kuala Lumpur: Jabatan Percetakan Negara.

- Krueger, A. B. & Lawrence H. Summers. 1988. Efficiency wages and interindustry wage structure. *Econometrica* 5: 259-293.
- Lester, R. 1946. Shortcomings of marginal analysis for wage employment problems. *American Econ. Review* 36 (March).
- Machlup, F. 1946. Marginal analysis and empirical research. *American Econ. Review* 36 (March).
- MacKinnon, J. G. 1991. Critical values of cointegration tests. Dim. R. F. Engle & C. W. J. Granger, (eds.), *Long run economic relationships: Readings in Cointegration*. New York: Oxford University Press.
- Malaysia. 1996. *Rancangan Malaysia Ketujuh 1996-2000*. Kuala Lumpur: Percetakan Nasional Malaysia Bhd.
- Mansor Jusoh & Chew Yuet Fah. 1998. Upah agregat dan produktiviti buruh di Malaysia: Penganggaran model penentuan upah dengan pendekatan kointegrasi. *Jurnal Ekonomi Malaysia* 32(.
- Perlman, R. 1969. *Labor Theory*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Philips, P. C. B. & P. Perron. 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika* 75(2): 335-346.
- Rambaldi, A. N. & Doran H. E. 1996. Testing for Granger non-causality in cointegrated systems made easy. *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics No. 88*, Department of Econometrics, The University of New England.
- Rees, Albert. 1973. *The Economics of Work and Pay*. New York: Harper & Row.
- Toda, H. Y. & T. Yamamoto. 1995. Statistical inference in vectors auto regressions with possibly integrated process. *Journal of Econometrics* 66: 225-250.
- Toda, H. Y. & P. C. B. Phillips. 1993. Vectors auto regressions and causality. *Econometrica* 1367-1393.

Jabatan Analisis Ekonomi dan Dasar Awam
Fakulti Ekonomi
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600 UKM Bangi
Selangor Darul Ehsan
e-mail: zosman@pkrisc.cc.ukm.my