

Hubungan Kointegrasi dan Kebersebaban Granger antara Sektor Utama Indeks Harga Pengeluar di Malaysia

(Cointegration and Granger Causality Relationships between the Major Sectors of the Producer Price Index in Malaysia)

NURULKAMAL MASSERAN*, NUR ATIQA HALIL, NORISZURA ISMAIL & MOHD SABRI ISMAIL

Jabatan Sains Matematik, Fakulti Sains dan Teknologi, Universiti Kebangsaan Malaysia, 43600 UKM Bangi, Selangor, Malaysia

Diserahkan: 30 April 2024/Diterima: 5 Julai 2024

ABSTRAK

Penyesuaian harga adalah salah satu faktor yang boleh digunakan untuk mengawal kecekapan pasaran. Ia merupakan salah satu pendekatan dalam proses pengagihan sumber, kawalan hasil pengeluaran, mahupun pengawalseliaan kerajaan. Bagi tujuan tersebut, Indeks Harga Pengeluar (IHPR) adalah maklumat penting yang sentiasa dirujuk dalam proses pembuatan keputusan dan polisi berkaitan penyesuaian harga. IHPR merupakan indeks berasaskan output yang mengukur perubahan harga komoditi untuk jualan pasaran. Penyelidikan ini mengkaji tingkah laku kointegrasi dan hubungan kebersebaban Granger antara pemboleh ubah dalam IHPR di Malaysia. Data kebangsaan IHPR yang dilaporkan oleh Jabatan Perangkaan Malaysia bagi tempoh Januari 2010 sehingga Disember 2023 telah dianalisis. Objektif kajian ini adalah untuk memahami hubungan dinamik antara pemboleh ubah IHPR dalam konteks ekonomi negara Malaysia menerusi pendekatan ujian punca unit, model vektor autoregresif, analisis penyebab Granger dan kointegrasi Johansen. Hasil kajian mendapati bahawa wujud tiga hubungan satu hala yang signifikan antara pasangan sektor-sektor IHPR iaitu; i) perubahan dalam sektor perlombongan adalah penyebab Granger kepada sektor perubahan dalam sektor pembuatan; ii) perubahan dalam sektor bekalan elektrik merupakan penyebab Granger kepada perubahan dalam sektor perlombongan dan iii) perubahan dalam sektor bekalan air merupakan penyebab Granger kepada perubahan dalam sektor bekalan elektrik. Namun, didapati tiada hubungan kebersebaban dua hala yang signifikan bagi perubahan antara mana-mana pasangan sektor pemboleh ubah IHPR. Selain itu, berdasarkan ujian kointegrasi Johansen, didapati kointegrasi antara pasangan pemboleh ubah IHPR; i) sektor pertanian-perlombongan dan ii) sektor pertanian-pembuatan adalah signifikan. Ini mengimplikasikan bahawa kedua-dua pasangan sektor tersebut menunjukkan tingkah laku kestabilan hubungan jangka panjang dari aspek perubahan nilai indeks antara sektor.

Kata kunci: Hubungan kesebaban; indeks harga pengeluar; kointegrasi; penunjuk ekonomi

ABSTRACT

Price adjustment is one of the factors that can be used to control market efficiency. It is one of the approaches in the process of resource distribution, production control, or government regulation. For that purpose, the Producer Price Index (PPI) is important information that is always referred to in the decision-making process and policies related to price adjustments. IHPR is an output-based index, which measures changes in commodity prices for market sales. This study investigates the cointegration behavior and Granger causality between the variables in the IHPR in Malaysia. IHPR national data reported by the Department of Statistics Malaysia for the period of January 2010 to December 2023 has been analyzed. The objective of this study was to understand the dynamic relationship between PPI variables in the context of the Malaysian economy through the approach of Granger causality analysis and Johansen cointegration. The results of the study found that there are three significant one-way relationships between pairs of IHPR sectors namely; i) changes in the mining sector are Granger causes to the changes in the manufacturing sector; ii) changes in the electricity supply sector are Granger causes to changes in the mining sector, and iii) changes in the water supply sector are Granger causes to changes in the electricity supply sector. However, it was found that there was no significant two-way causality for changes between any pair of sectors of the IHPR variable. In addition, based on Johansen's cointegration test, cointegration was found between pairs of IHPR variables; i) the agricultural-mining sector, and ii) the agricultural-manufacturing sector are significant. This implies that these two pairs of sectors show long-term relationship stability behavior from the aspect of index value changes between sectors.

Keywords: Causality relationship; cointegration; economic indicator; producer price index

PENGENALAN

Indeks Harga Pengeluar (IHPR), Indeks Harga Pengguna (IHP) dan Indeks Pengurus Pembelian (IPP) adalah merupakan antara indeks penting yang digunakan dalam pengukuran prestasi makroekonomi sesebuah negara. Ketiga-tiga indeks ini mempunyai konteks tumpuan ekonomi yang berbeza dengan masing-masing menyumbang maklumat penting dalam peramalan aktiviti, kestabilan dan potensi ekonomi (Masseran, Ruzelan & Nur-Firyal 2024; Masseran et al. 2024; Meyer & Habanabakize 2018). IHPR dan IHP mewakili indeks harga barangan (Anggraeni & Irawan 2018) yang merupakan instrumen penting sebagai petunjuk keadaan ekonomi sesebuah negara (Hakimipoor, Alipour & Akbaryan 2016). Secara ringkasnya, kedua-dua indeks ini masing-masing mengukur perubahan harga daripada perspektif pengeluar dan juga pengguna. Secara umumnya, IHPR mencerminkan purata perubahan harga yang diterima pengeluar dan pengilang untuk barangan dan perkhidmatan dalam tempoh tertentu (Khamis 2020) dan laporan indeks ini diterbitkan secara berkala oleh Jabatan Perangkaan Malaysia. Sektor perlombongan, pembuatan, bekalan elektrik & gas, bekalan air serta sektor pertanian, perikanan & perhutanan adalah tunjang kepada ukuran IHPR di Malaysia. Tujuan utama pengiraan IHPR dibangunkan adalah untuk menjadi salah satu penunjuk kepada inflasi domestik; yang membolehkan ia dijadikan sebagai maklumat untuk proses kawal selia instrumen dasar monetari oleh pusat bank utama (Okyere & Kyei 2014). Ini kerana, IHPR merupakan salah satu penunjuk ekonomi dalam menjejaki perubahan dalam harga yang dibayar oleh pengeluar dari semasa ke semasa. Maka, indeks ini juga merupakan maklumat penting kepada pemain industri dan penggubal dasar bagi tujuan memahami berkaitan beban, risiko dan kos yang perlu ditanggung terutama apabila melibatkan aspek pengeluaran barangan.

Analisis terhadap data siri masa IHPR adalah penting untuk dikaji dari semasa ke semasa. Ini kerana, maklumat IHPR merupakan salah satu penunjuk utama inflasi pengguna. Maka, dengan menganalisis arah aliran dalam IHPR, ahli ekonomi dan penggubal polisi boleh meramalkan potensi perubahan dalam harga pengguna, yang ditunjukkan dalam indeks IHP (da Rocha Lima Filho 2019; Sun et al. 2023; Topuz, Yazdifar & Sahadev 2018). Iaitu, umumnya jika pengeluar membayar lebih untuk input mereka, kos tersebut akan diserahkan kepada pengguna, yang akhirnya akan membawa kepada harga pengguna yang lebih tinggi. Selain itu, bank pusat dan penggubal dasar juga seringkali merujuk tingkah laku data IHPR bagi tujuan membuat keputusan berkaitan dasar monetari (Matsumura 2022). Sebagai contoh, sekiranya data IHPR menunjukkan trend kenaikan harga, bank pusat akan mempertimbangkan untuk mengetatkan dasar monetari bagi tujuan mengawal inflasi. Maklumat berkaitan tingkah laku IHPR juga sangat penting dalam proses membuat perancangan perniagaan dan

strategi kawalan harga (Swick 2004). Ini kerana, jika kos input bahan pengeluaran meningkat, perniagaan perlu melaraskan harga produk yang dikeluarkan untuk mengekalkan margin keuntungan. Di samping itu, maklumat tingkah laku IHPR juga mempunyai pengaruh yang besar terhadap minat pelabur modal (Jiang, Awaitey & Xie 2022).

Selain itu, memahami hubungan antara indeks IHPR adalah penting dalam menganalisis inflasi terutama berkaitan mengenal pasti inflasi tolakan kos, menilai dinamik rantai bekalan, mengukur daya saing dan meramalkan aktiviti ekonomi (Anghel, Mirea & Badiu 2018; Conforti 2016). Sebagai contoh, menerusi analisis hubungan antara indeks IHPR, penggubal dasar, ahli perniagaan dan ahli ekonomi boleh mengenal pasti kesan tekanan kos apabila berlaku perubahan dalam IHPR yang menunjukkan berlaku peralihan dalam kos pengeluaran, seperti bahan mentah dan buruh. Maklumat ini akan membantu dalam mengenal pasti sektor yang mengalami inflasi tolakan kos dengan kos pengeluaran yang lebih tinggi membawa kepada peningkatan harga bagi barangan dan perkhidmatan (Javed, Farooq & Akram 2010; Sidaoui et al. 2010). Selain daripada itu, menerusi analisis hubungan antara data indeks IHPR, ia memberikan maklumat berkaitan tingkah laku dinamik rantai bekalan. Ini kerana, variasi harga yang tinggi pada peringkat pengeluaran yang berbeza umumnya menggambarkan ketakcekapan dalam rantai bekalan yang boleh memberi pengaruh kepada kesan inflasi.

Data IHPR mencerap maklumat khusus berkaitan lima sektor ekonomi yang utama, iaitu: i) pertanian, ii) perlombongan, iii) pembuatan, iv) bekalan elektrik dan gas, dan v) bekalan air. Analisis berkaitan tingkah laku dan hubungan antara sektor-sektor IHPR akan membantu dalam mencungkil maklumat sektor mana yang mengalami pertumbuhan atau penguncupan yang lebih tinggi, serta sektor mana yang saling berkaitan secara langsung atau tidak langsung dalam tempoh masa pendek atau panjang. Maklumat ini penting untuk membantu penganalisis ekonomi dan penggubal dasar dalam proses membuat keputusan berkaitan pelaburan dan perkembangan perniagaan. Dalam kajian ini, hubungan kointegrasi bagi setiap pasangan sektor-sektor dalam IHPR akan dikaji untuk mengesan kewujudan hubungan jangka panjang dalam perubahan antara setiap pasangan sektor-sektor. Di samping itu, kaedah analisis penyebab Granger akan digunakan untuk mengkaji kemungkinan hubungan kebersebaban iaitu sama ada tiada hubungan; hubungan satu-hala atau hubungan dua hala yang mungkin wujud antara setiap sektor-sektor IHPR.

DATA IHPR MALAYSIA

Jabatan Perangkaan Malaysia merekodkan IHPR untuk lima sektor utama iaitu pertanian, perhutanan dan

perikanan, perlombongan, pembuatan, bekalan elektrik dan gas serta bekalan air. Kajian ini menggunakan data bulanan IHPR bagi tempoh Januari 2010 sehingga Disember 2023 untuk mengkaji hubungan dan tingkah laku antara lima sektor utama tersebut. Data ini merupakan data set terbuka yang boleh dimuat turun secara dalam talian menerusi pelantar OpenDOSM (OpenDOSM 2023).

KAEDAH STATISTIK

Seperti yang dinyatakan sebelum ini, empat kaedah statistik yang digunakan untuk mengkaji hubungan dan tingkah laku hubungan antara sektor-sektor IHPR iaitu: (1) Ujian punca unit; (2) Model Vektor Autoregressif; (3) Ujian Kointegrasi Johansen; dan (4) Analisis Penyebab Granger.

UJIAN PUNCA UNIT

Kebanyakan data siri masa makroekonomi mempunyai tingkah laku tidak pegun. Senario ini akan menghasilkan masalah keputusan regresi palsu jika hubungan antara pasangan pemboleh ubah yang terlibat dianalisis secara terus menggunakan model regresi (Stroe-Kunold & Werner 2009). Iaitu, hubungan antara pemboleh ubah yang dinilai akan menghasilkan keputusan model regresi tersuai dengan nilai pekali R^2 yang tinggi walaupun tiada perhubungan yang signifikan sebenarnya wujud antara pemboleh ubah. Oleh itu, adalah penting untuk menilai sifat kepegunan data sebelum analisis berkaitan data siri masa makroekonomi dapat dijalankan (Kumari & Sharma 2017). Ujian Dicky Fuller Lanjutan (ADF) adalah ujian yang seringkali digunakan menguji sifat kepegunan setiap pemboleh ubah data siri masa (Paparoditis & Politis 2018). Siri masa dikatakan pegun sekiranya min dan varians tidak berubah iaitu malar terhadap masa (Neusser 2016). Manakala, siri masa adalah tidak pegun apabila min dan variansnya berubah dan bergantung terhadap masa. Ujian ADF dibangunkan menerusi persamaan regresi berikut:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

dengan α adalah pemalar; t adalah petunjuk masa; $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ adalah pembezaan pertama pemboleh ubah y_t ; dan

δ_i ialah pekali bagi setiap Δy_{t-i} . Hipotesis yang terlibat ialah hipotesis nol, $H_0: \gamma = 0$, iaitu siri masa IHPR adalah tidak pegun dan hipotesis alternatif, $H_1: \gamma < 0$, iaitu siri masa IHPR adalah pegun. Bagi setiap ujian statistik yang dijalankan, aras keertian 5% akan digunakan. Pemilihan aras keertian merupakan aspek kritikal dalam ujian hipotesis berstatistik. Ini kerana aras keertian menentukan syarat ambang terhadap penolakan hipotesis nol. Umumnya, pemilihan aras keertian 5% adalah lebih baik berbanding 15% atau 10% kerana aras keertian yang lebih rendah menunjukkan tahap ketegasan yang lebih tinggi untuk menolak hipotesis nol (Kelly 2013). Memilih tahap

keertian 5% bermakna ujian statistik memerlukan bukti yang lebih kukuh untuk menolak hipotesis nol berbanding aras keertian 10% atau 15%. Ini penting untuk memastikan bahawa kesimpulan statistik ujian adalah dibuat berdasarkan bukti yang lebih kukuh. Selain itu, penggunaan aras keertian 5% dalam ujian hipotesis berstatistik telah diterima secara meluas dalam pelbagai bidang penyelidikan. Ia telah dianggap sebagai ambang piawai dalam ujian hipotesis berstatistik (Stigler 2008). Iaitu, jika nilai- p statistik ujian adalah lebih kecil daripada aras keertian 0.05, maka H_0 akan ditolak yang membawa kesimpulan siri masa Y_t adalah pegun. Sebaliknya, jika nilai- p statistik ujian lebih besar daripada nilai aras keertian yang ditetapkan, maka H_0 gagal ditolak yang membawa kesimpulan siri masa Y_t adalah tidak pegun pada peringkat aras. Kegagalan untuk menolak H_0 membawa kepada proses pembezaan peringkat pertama terhadap siri masa Y_t dan ujian ADF akan dijalankan semula terhadap data Y_t yang telah dibezakan. Maklumat kepegunan atau ketakpegunan siri masa ini diperlukan sebagai justifikasi penilaian kewujudan kointegrasi antara sektor-sektor IHPR.

MODEL VEKTOR AUTOREGRESSIF (VAR) DAN MODEL PEMBETULAN RALAT VEKTOR (VECM)

Sebelum pengesanan tingkah laku kointegrasi dapat dijalankan menerusi ujian kointegrasi Johansen, parameter lat yang optimum perlu dikenal pasti menerusi penyuaian model VAR terhadap data siri masa. Secara ringkasnya, persamaan model VAR(p) dengan semua pemboleh ubah yang pegun pada tertib aras adalah seperti berikut:

$$\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{A}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{Y}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{Y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (2)$$

dengan \mathbf{Y}_t ialah vektor pemboleh ubah endogen ($k \times 1$) pada masa t , $\boldsymbol{\alpha}$ ialah vektor ($k \times 1$) bagi pekali pintasan, $\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2, \dots, \mathbf{A}_p$ ialah matriks pekali ($k \times k$) untuk lag 1 hingga p , $\mathbf{Y}_{t-1}, \mathbf{Y}_{t-2}, \dots, \mathbf{Y}_{t-p}$ ialah nilai lampau bagi pemboleh ubah endogen, dan $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ ialah vektor ralat ($k \times 1$) pada masa t (Lütkepohl 2011). Manakala, model VAR(p) bagi pemboleh ubah yang tak pegun pada tertib aras adalah seperti berikut:

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{A}_1 \Delta \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \Delta \mathbf{Y}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_p \Delta \mathbf{Y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (3)$$

dengan $\Delta \mathbf{Y}_t$ ialah vektor ($k \times 1$) bagi pemboleh ubah endogen terbezakan pada masa t . Seterusnya, kriteria penilaian menerusi kriteria maklumat Akaike (AIC), kriteria maklumat Bayesian (BIC) dan kriteria maklumat Hannan-Quinn (HQC) perlu digunakan untuk pemilihan lat yang optimum. Formula untuk setiap kriteria adalah seperti berikut:

$$AIC = 2k - \ln(L) \quad (4)$$

$$BIC = k \ln(n) - 2 \ln(L) \quad (5)$$

$$HQC = 2k \ln(\ln(n)) - 2 \ln(L) \quad (6)$$

dengan n adalah bilangan data dalam siri masa; k adalah bilangan parameter; L adalah nilai fungsi kebolehdjian maksimum bagi model dan σ^2 adalah anggaran varians ralat ramalan model. Nilai lat yang paling optimum akan menghasilkan nilai kriteria AIC, BIC dan HQC yang lebih rendah berbanding nilai kriteria pada lat yang lain.

Kedua-dua model VAR dan VECM ialah model yang seringkali digunakan untuk menganalisis hubungan antara pemboleh ubah siri masa berganda. Namun, kedua-dua model ini mempunyai pendekatan yang sedikit berbeza dalam aplikasi terhadap data siri masa. Secara umumnya, model VAR digunakan untuk memodelkan hubungan dinamik antara pemboleh ubah siri masa berganda tanpa mempertimbangkan hubungan jangka panjang tak tersirat yang dikenali sebagai kointegrasi (Akkaya 2021). Ia menganggarkan hubungan antara pemboleh ubah berdasarkan nilai lat masa lepas yang membolehkan sifat dinamik jangka pendek hingga sederhana dapat dikenal pasti. Manakala, model VECM versi lanjutan model VAR menggabungkan konsep kointegrasi. Kointegrasi merujuk kepada kewujudan hubungan keseimbangan jangka panjang antara pemboleh ubah, walaupun ia mungkin menunjukkan kewujudan hubungan dinamik jangka pendek (Keilbar & Zhang 2021). Oleh itu, model VECM mampu mengungkap sisihan jangka pendek terhadap tahap keseimbangan dan juga pelarasan untuk siri masa kembali kepada tahap keseimbangan (Zhang, Hu & Zhang 2010). Secara khususnya, perbezaan utama antara model VAR dan VECM terletak pada pemasukan sebutan kointegrasi. Iaitu, model VAR tidak mengambil kira kesan kointegrasi, manakala model VECM memasukkan sebutan kointegrasi dalam bentuk pembetulan ralat yang menungkap pelarasan ke arah hubungan keseimbangan jangka panjang. Dengan itu, pekali bagi model VAR hanya mewakili hubungan jangka pendek antara pemboleh ubah. Sebaliknya, pekali dalam model VECM mewakili kedua-dua dinamik hubungan jangka pendek dan juga hubungan keseimbangan jangka panjang. Manakala, dari aspek penentuan sebabab Granger, kedua-dua model VAR dan VECM boleh digunakan untuk menjalankan ujian sebabab Granger untuk mengenal pasti hubungan sebabab antara pemboleh ubah. Namun, model VECM memberikan maklumat tambahan berkenaan arah dan kadar pelarasan terhadap keseimbangan (Arce et al. 2019; Lütkepohl 2005).

Secara matematiknyanya, model VECM berbeza daripada model VAR dengan pemasukan maklumat matriks vektor kointegrasi \mathbf{D} yang mewakili pelarasan ke arah hubungan keseimbangan jangka panjang. Pelarasan ini diungkap menerusi sebutan pembetulan ralat dalam model VECM. Model VECM dapat digunakan untuk menerangkan

hubungan dinamik jangka pendek dan keseimbangan jangka panjang antara pemboleh ubah. Secara ringkasnya, model VECM ialah ubahsuaian model VAR dengan menggabungkan konsep kointegrasi antara pemboleh ubah. Formula matematik model VECM diterangkan seperti berikut:

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \mathbf{\Pi} \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{\Gamma}_1 \Delta \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{\Gamma}_2 \Delta \mathbf{Y}_{t-2} + \dots + \mathbf{\Gamma}_{p-1} \Delta \mathbf{Y}_{t-(p-1)} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (7)$$

dengan $\Delta \mathbf{Y}_t$ ialah vektor ($k \times 1$) bagi pemboleh ubah endogen terbeza pada masa t ; \mathbf{Y}_t ialah vektor ($k \times 1$) bagi pemboleh ubah endogen pada masa t ; \mathbf{D} ialah matriks ($k \times k$) bagi vektor yang berkointegrasi; $\bar{\mathbf{A}}_1, \bar{\mathbf{A}}_2, \dots, \bar{\mathbf{A}}_{p-1}$ ialah matriks pekali ($k \times k$) untuk lag yang terbeza sehingga tertib $p-1$, dan $\hat{\boldsymbol{\alpha}}_t$ ialah sebutan vektor ralat ($k \times 1$) pada masa t . Matriks \mathbf{D} menerangkan hubungan keseimbangan jangka panjang antara pemboleh ubah, manakala matriks pekali $\bar{\mathbf{A}}_1, \bar{\mathbf{A}}_2, \dots, \bar{\mathbf{A}}_{p-1}$ menerangkan hubungan dinamik jangka pendek (Lütkepohl 2005).

UJIAN KOINTEGRASI JOHANSEN

Pendekatan kointegrasi bertujuan untuk menerangkan hubungan jangka panjang antara pemboleh ubah dalam data siri masa dan ia telah digunakan secara meluas dalam bidang ekonomi. Ini kerana, umumnya, beberapa pemboleh ubah berkaitan ekonomi mempunyai kemungkinan untuk saling berkait rapat walaupun mungkin terdapat perbezaan dalam pergerakan siri masa yang tidak sepadan dalam tempoh jangka masa yang pendek (Popescu & Diaconu 2021). Namun, seringkali senario ini memberikan hasil penyuaian model regresi yang baik. Masalah ini dikenali sebagai regresi palsu. Secara khususnya, pendekatan kointegrasi adalah penting untuk menganalisis hubungan antara pemboleh ubah kerana ia boleh menangani masalah kewujudan korelasi palsu dan seterusnya boleh memberikan gambaran yang lebih jelas berkenaan hubungan keseimbangan jangka panjang antara pemboleh ubah yang terlibat (del Barrio Castro, Cubadda & Osborn 2022; Thome 2015). Walaupun pemboleh ubah siri masa secara tunggal adalah pegun selepas pembezaan, namun pemboleh ubah tersebut masih berkemungkinan untuk mempunyai hubungan atau trend jangka panjang jika ia dianalisis secara serentak. Ini kerana, walaupun selepas dibezakan, dua pasangan pemboleh ubah mungkin kelihatan berkorelasi dalam jangka pendek disebabkan turun naik yang bersifat rawak, yang mana keadaan ini boleh membawa kepada keputusan korelasi palsu. Maka, ujian kointegrasi dapat membantu untuk membezakan antara hubungan jangka panjang yang tulen dengan sifat korelasi yang palsu.

Oleh itu, pendekatan kointegrasi telah diusulkan bagi tujuan mengatasi masalah regresi palsu yang wujud apabila menjalankan analisis berkaitan data ekonomi yang dipengaruhi oleh masalah ketakpegunaan siri masa (Yussuf

2021). Teknik ini seringkali berguna di dalam bidang ekonomi kerana ia boleh mengesan kesan jangka panjang antara pemboleh ubah yang berkemungkinan tidak terlihat di dalam analisis jangka pendek. Maka, kita dapat mengesan kesan saling tindak yang mungkin wujud antara pemboleh ubah ekonomi yang akan kekal atau mengalami gangguan sementara dalam suatu tempoh masa tertentu. Langkah permulaan sebelum menjalankan ujian kointegrasi Johansen ialah data siri masa tersebut perlu ditentukan kepegunannya, iaitu sama ada pemboleh ubah yang terlibat adalah bersifat pegun pada peringkat aras, $I(0)$, iaitu tiada pembezaan pertama yang terlibat, atau ia tidak pegun pada peringkat aras, namun boleh dijelmakan kepada siri masa pegun menerusi proses pembezaan peringkat pertama, $I(1)$. Sekiranya kesemua pemboleh ubah yang terlibat adalah bersifat $I(1)$, maka ujian kointegrasi Johansen boleh dijalankan terhadap pemboleh ubah tersebut (Naidu, Pandaram & Chand 2017).

Terdapat dua ujian statistik utama yang boleh digunakan dalam ujian ini iaitu ujian jejak dan ujian maksimum eigen. Formula untuk setiap ujian statistik adalah seperti berikut:

$$J_{\text{jejak}} = -T \sum_{i=r+1}^m \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

$$J_{\text{eigen maks}} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

dengan T ialah saiz sampel; m ialah bilangan pemboleh ubah yang terlibat; r ialah bilangan vektor kointegrasi yang ingin diuji; dan $\hat{\lambda}_i$ ialah nilai eigen yang perlu dihitung (Lütkepohl, Saikkonen & Trenkler 2001).

Dalam kajian ini, ujian jejak akan digunakan yang mana hipotesis nol yang diuji adalah terdapat r vektor berkointegrasi, $H_0: r=r_0$ dan hipotesis alternatif adalah terdapat lebih daripada r vektor kointegrasi yang berkointegrasi, $H_1: r>r_0$. Sekiranya, nilai statistik ujian jejak didapati lebih besar daripada nilai kritikal yang ditetapkan, maka H_0 akan ditolak dan sebaliknya jika ujian jejak lebih kecil daripada nilai kritikal yang ditetapkan, maka H_0 gagal ditolak.

ANALISIS PENYEBAB GRANGER

Analisis penyebab Granger bertujuan untuk menentukan sama ada nilai lampau suatu pemboleh ubah siri masa membantu dalam meramal perubahan nilai masa depan pemboleh ubah yang lain. Hasil keputusan daripada analisis penyebab Granger akan mengesan hubungan sebab-akibat yang wujud antara pasangan pemboleh ubah yang diuji, iaitu; adakah pemboleh ubah tersebut mempengaruhi secara Granger antara satu sama lain yang mengimplikasikan wujudnya hubungan satu hala, dua hala atau tiada hubungan secara langsung. Persamaan yang digunakan dalam ujian penyebab Granger adalah seperti berikut:

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

dengan a ialah pekali yang mewakili kecerunan garis regresi pada titik $t=0$; p ialah bilangan lag untuk pemboleh ubah Y dan q ialah bilangan lag bagi pemboleh ubah X . Persamaan tersebut menerangkan sama ada pemboleh ubah X adalah penyebab Granger terhadap pemboleh ubah Y . Hipotesis nol bagi ujian ini adalah, $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_q = 0$ dan hipotesis alternatif, $H_1: \gamma_i \neq 0$ untuk sekurang-kurangnya satu i . Jika hipotesis nol ditolak pada aras keceertian 0.05, maka kesimpulan yang boleh didapati adalah pemboleh ubah X adalah penyebab Granger terhadap pemboleh ubah Y . Manakala, persamaan yang boleh digunakan untuk menguji adakah pemboleh ubah Y penyebab Granger terhadap pemboleh ubah X adalah seperti berikut:

$$X_t = a + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \delta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

KEPUTUSAN DAN PERBINCANGAN

Sebelum analisis hubungan kointegrasi dan sebab-akibat Granger dijalankan terhadap data IHPR, perihalan statistik terhadap data perlu dijalankan terlebih dahulu untuk mencungkil maklumat umum berkaitan tingkah laku data. Rajah 1 menunjukkan plot siri masa bagi indeks IHPR bulanan bagi tempoh Januari 2010 sehingga Disember 2023. Rajah tersebut jelas menunjukkan bahawa IHPR keseluruhan di Malaysia mengalami turun naik yang ketara dalam tempoh sedekad ini. Namun, untuk tempoh 5 tahun terkini, didapati nilai IHPR meningkat dengan ketara. Ini didorong oleh peningkatan yang ketara bagi sektor berkaitan pembuatan elektrik dan juga bekalan air. IHPR sektor pertanian didapati meningkat dengan ketara bermula pada pertengahan tahun 2020 sehingga pertengahan tahun 2020 dan kemudiannya kembali menurun ke paras yang sederhana. Manakala, IHPR bagi sektor perlombongan didapati menurun pada kadar yang lebih rendah dalam tempoh Mac 2020 sehingga Disember 2020 dan kembali meningkat ke paras sederhana bermula Januari 2021. Selain itu, didapati trend IHPR bagi sektor pembuatan mempunyai tingkah laku turun naik yang paling serupa dengan IHPR keseluruhan. Seterusnya, Rajah 2 menunjukkan plot autokorelasi terhadap semua pemboleh ubah sektor IHPR. Didapati semua nilai pemboleh ubah sektor IHPR mempunyai nilai autokorelasi signifikan pada tertib lat yang tinggi. Ini mengimplikasikan kebersandaran yang tinggi antara nilai semasa IHPR dengan nilai lepas.

Di samping itu, Rajah 3 menunjukkan bahawa wujud korelasi sederhana dan tinggi antara setiap pasangan sektor-sektor dalam IHPR. Korelasi yang wujud antara sektor dalam data indeks IHPR menggambarkan saling ketergantungan pelbagai sektor dalam ekonomi. Oleh itu, adalah bermanfaat untuk menjalankan analisis kointegrasi ke atas data siri masa IHPR. Ini kerana, analisis kointegrasi dapat membantu dalam mengenal pasti hubungan jangka panjang antara siri masa yang berbeza (Soderlind & Vredin

1996). Walaupun setiap siri masa adalah berkorelasi dalam jangka pendek, namun menerusi analisis kointegrasi, ia dapat mengesan sama ada pasangan atau gabungan siri tersebut boleh bergerak bersama dalam jangka panjang dan berkongsi arah aliran stokastik yang sama (Leschinski, Voges & Sibbertsen 2020). Seterusnya, berdasarkan analisis kointegrasi, ujian penyebab Granger dapat dijalankan untuk menentukan arah penyebab antara sektor-sektor dalam IHPR. Maklumat daripada ujian penyebab Granger ini membantu untuk mengenal pasti sektor mana yang mempengaruhi sektor lain dalam jangka panjang yang secara tidak langsung memberi gambaran berkaitan mekanisme perubahan harga merentasi sektor IHPR yang berbeza.

Seterusnya, Jadual 1 membentangkan statistik berangka bagi setiap sektor IHPR. Didapati sektor pembuatan, bekalan air dan bekalan elektrik mempunyai purata dan nilai minimum yang tinggi, namun mempunyai ukuran sisihan piawai dan nilai maksimum yang rendah. Manakala, sektor pertanian dan perlombongan mempunyai purata dan nilai minimum yang rendah, namun mempunyai ukuran sisihan piawai dan nilai maksimum yang tinggi. Keadaan ini menggambarkan bahawa tingkah laku IHPR sektor pembuatan, bekalan air dan bekalan elektrik mempunyai sifat kemeruapan yang lebih rendah walaupun IHPRnya berada pada paras yang tinggi. Sebaliknya, walaupun IHPR sektor pertanian dan perlombongan secara puratanya berada pada paras yang lebih rendah, namun tingkah laku turun naik siri masanya menunjukkan sifat kemeruapan yang lebih tinggi.

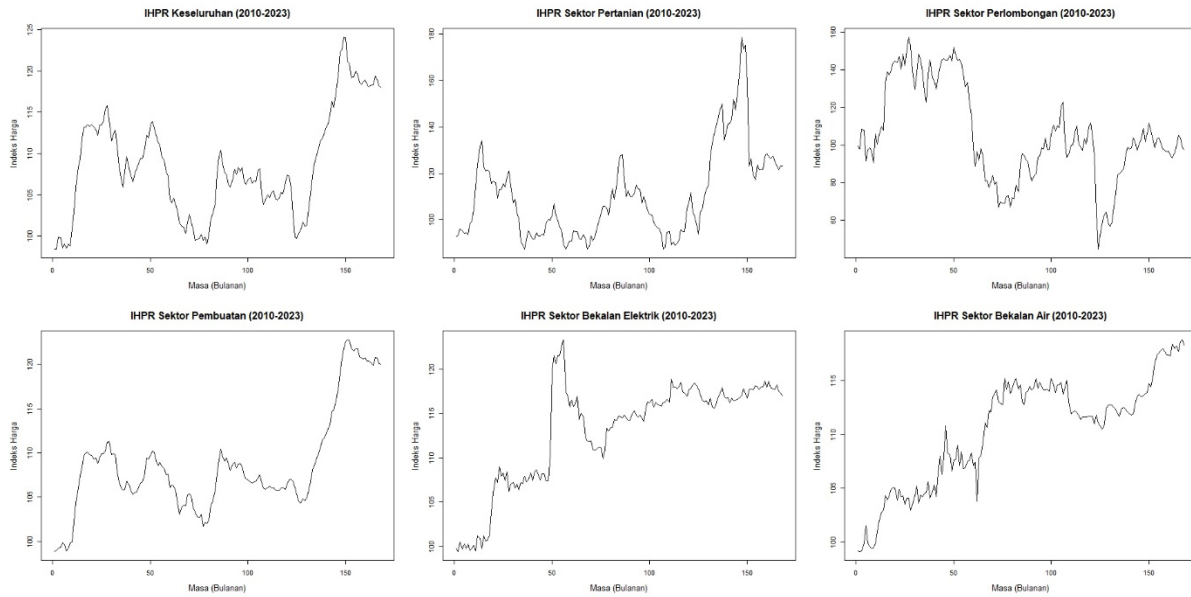
Berdasarkan kepada statistik perihalan berkaitan tingkah laku setiap sektor dalam IHPR, analisis lanjut dijalankan untuk mengkaji sama ada tingkah laku IHPR Malaysia mempunyai hubungan kointegrasi antara satu sama lain dan juga sama ada wujud hubungan sebabab Granger antara setiap sektor dalam IHPR. Jadual 2 menunjukkan keputusan ujian punca unit menggunakan ujian Dickey Fuller lanjutan. Didapati semua pemboleh ubah sektor IHPR adalah tidak pegun pada peringkat aras. Namun, selepas pembezaan pertama, semua siri masa pemboleh ubah IHPR didapati memiliki sifat kepegunan.

Keputusan dalam Jadual 2 mengimplikasikan bahawa mungkin wujud hubungan kointegrasi antara pasangan pemboleh ubah sektor IHPR. Bagi menguji hipotesis ini, penentuan tertib lat model bivariat VAR yang optimum dinilai menerusi kriteria AIC, HQ dan BIC untuk setiap nilai lat bagi pasangan pemboleh ubah IHPR. Dalam lima sektor IHPR, kelima-lima siri masa sektor IHPR menunjukkan data adalah tidak pegun pada peringkat aras, namun semua adalah pegun pada tertib 1, iaitu $I(1)$. Di samping itu, didapati wujud antara pasangan pemboleh ubah 'Pertanian dan Perlombongan' serta 'Pertanian dan Pembuatan'. Oleh kerana wujud campuran pasangan siri masa yang berkointegrasi dan yang tidak berkointegrasi, maka model VAR untuk lima pemboleh ubah IHPR secara serentak tidak sesuai untuk disesuaikan terhadap data. Bagi

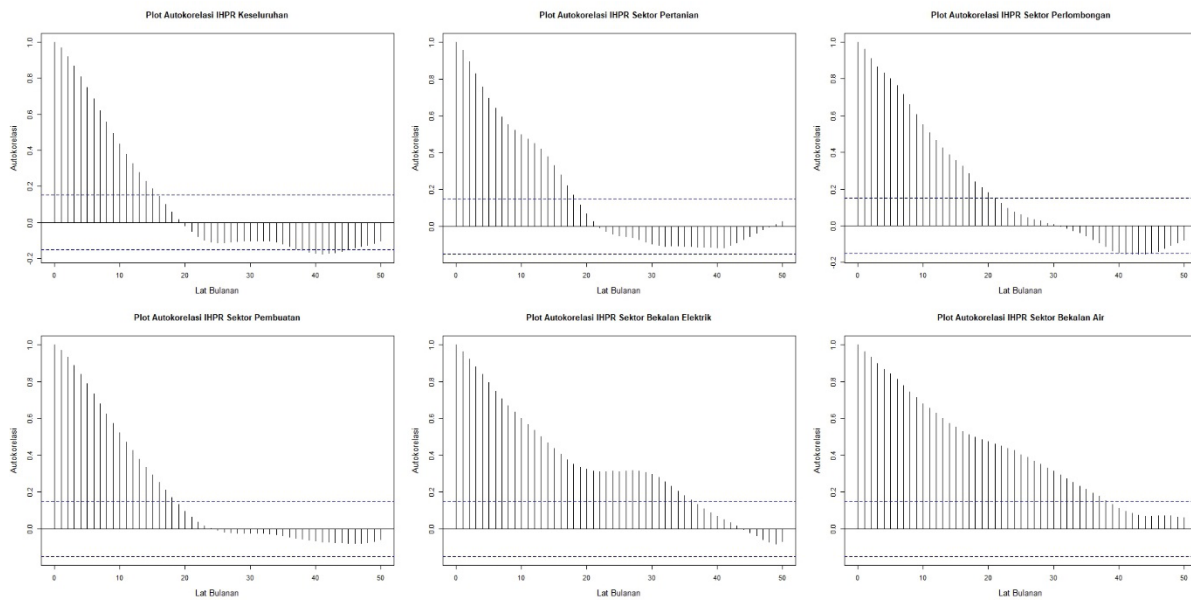
mengatasi kekangan ini, pasangan pemboleh ubah yang berkointegrasi akan dimodelkan menggunakan pendekatan model VECM. Manakala, pasangan pemboleh ubah yang tidak berkointegrasi akan dimodelkan menggunakan pendekatan VAR dengan siri masa yang dibezakan pada tertib 1. Menganalisis model VAR dan VECM secara berpasangan ini memberikan beberapa kelebihan berbanding analisis model untuk kesemua pemboleh ubah yang ada secara serentak. Ini kerana, pemodelan bivariat VAR/VECM membolehkan analisis memfokuskan terhadap perhubungan tertentu yang diminati tanpa ditenggelami oleh kesan interaksi antara pemboleh ubah lain. Malahan, pendekatan bivariat VAR/VECM ini memberikan kefleksibelan yang tinggi terhadap aplikasi model VAR/VECM dengan pelbagai gabungan pasangan pemboleh ubah yang berbeza boleh dipilih untuk dianalisis secara terus. Kefleksibelan ini meningkatkan kebolegunaan analisis VAR/VECM dan pada masa yang sama ia menghasilkan tafsiran yang lebih mudah terhadap hubungan antara pasangan pemboleh ubah. Secara tidak langsung, pendekatan ini mengurangkan kerumitan model dalam menerangkan hubungan dinamik antara pemboleh ubah yang terlibat. Oleh itu, menerusi analisis pasangan pemboleh ubah secara berasingan, pemahaman yang lebih mendalam boleh diperolehi dalam menerangkan hubungan dinamik antara pemboleh ubah yang terlibat tanpa dipengaruhi kesan yang mengelirukan daripada pemboleh ubah lain. Selain daripada itu, pemodelan bivariat VAR/VECM memudahkan penecaman hubungan sebabab antara dua pemboleh ubah. Iaitu, dengan menilai kesan lag salah satu pemboleh ubah terhadap pemboleh ubah yang lain, kita boleh membuat kesimpulan arah dan kekuatan sebabab secara terus antara pasangan pemboleh ubah yang terlibat.

Kebanyakan pasangan pemboleh ubah didapati mempunyai lat optimum yang rendah iaitu pada tertib 1 dan 2. Hanya pasangan pemboleh ubah Pembuatan–Air didapati mempunyai tertib–lag 4. Hasil penentuan tertib–lat ini akan digunakan sebagai tertib dalam model VAR dan VECM untuk kaedah analisis yang berikutnya. Seterusnya, ujian kointegrasi Johansen dijalankan untuk menilai kewujudan hubungan jangka panjang dalam perubahan antara setiap pasangan sektor-sektor ekonomi dalam data siri masa IHPR Malaysia. Ujian kointegrasi Johansen akan dijalankan terhadap sektor pemboleh ubah IHPR yang mana pasangan siri masa ini didapati tidak pegun pada peringkat aras. Berdasarkan Jadual 2, ujian punca unit yang telah dijalankan sebelum ini menunjukkan kelima-lima sektor pemboleh ubah IHPR Malaysia adalah tidak pegun pada peringkat aras. Maka ujian kointegrasi Johansen dijalankan terhadap kesemua pasangan sektor-sektor IHPR berdasarkan nilai lat yang optimum yang telah dikenal pasti dalam Jadual 3.

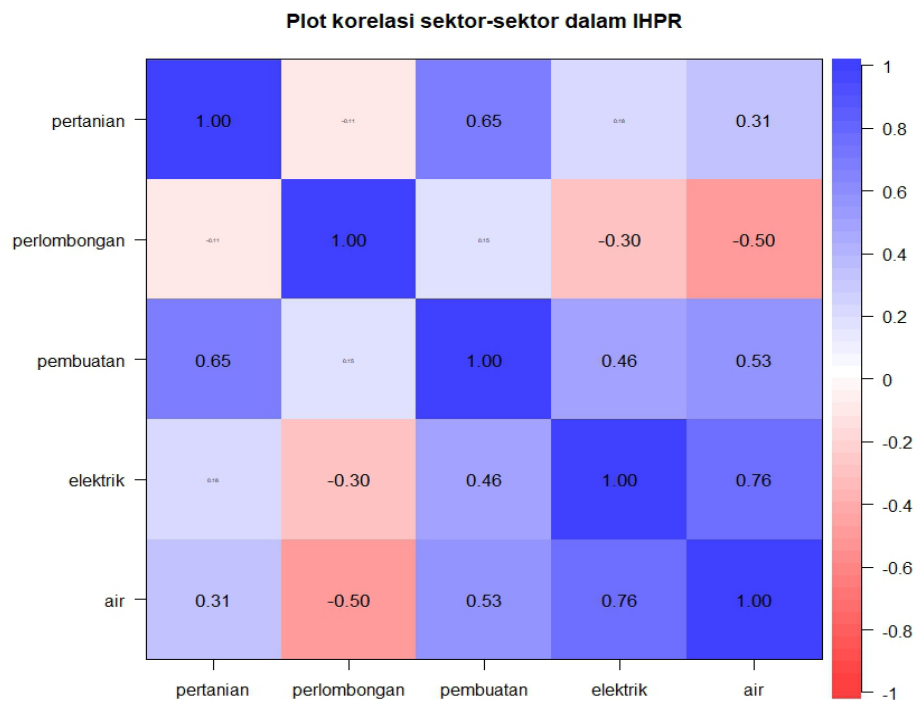
Kajian ini akan menggunakan ujian jejak untuk menentukan bilangan vektor berkointegrasi yang signifikan terhadap pasangan pemboleh ubah sektor-sektor IHPR.



RAJAH 1. Siri masa bulanan IHPR keseluruhan dan lima sektor utama bagi tahun 2010-2023



RAJAH 2. Plot autokorelasi IHPR keseluruhan dan lima sektor utama bagi tahun 2010-2023



RAJAH 3. Plot korelasi antara setiap pasangan sektor-sektor dalam IHPR

JADUAL 1. Statistik perihalan data Indeks Harga Pengeluar Malaysia

Sektor	Nilai minimum	Nilai maksimum	Sisihan piawai
Pertanian	87.30	178.70	19.07
Perlombongan	44.70	157.20	25.33
Pembuatan	98.80	122.80	5.74
Bekalan elektrik	99.40	123.30	5.92
Bekalan air	99.10	118.80	5.08

JADUAL 2. Keputusan ujian punca unit Dickey Fuller lanjutan

Pemboleh ubah	Ujian punca unit				Keputusan
	Aras		Pembezaan pertama		
	Statistik ujian	Nilai- <i>p</i>	Statistik ujian	Nilai- <i>p</i>	
Pertanian	-2.560	0.341	-6.170	0.01*	I(1)
Perlombongan	-2.290	0.451	-5.350	0.01*	I(1)
Pembuatan	-2.272	0.460	-4.670	0.01*	I(1)
Bekalan Elektrik	-2.740	0.267	-5.040	0.01*	I(1)
Bekalan Air	-1.910	0.610	-6.230	0.01*	I(1)

Tanda * menunjukkan statistik ujian adalah signifikan pada aras keertian 5%

JADUAL 3. Penentuan tertib lat optimum bagi model bivariat VAR dan VECM

Pasangan pemboleh ubah	Bilangan Lat	AIC	HQ	BIC
Pertanian–Perlombongan	1	7.180	7.227	7.287
	2	*7.137	*7.216	*7.332
	3	7.173	7.284	7.446
	4	3.5768	3.6265	3.6995
Pertanian–Pembuatan	1	2.269	2.316	2.386
	2	*2.198	*2.227	*2.394
	3	2.224	2.351	2.514
	4	2.249	2.392	2.601
Pertanian–Elektrik	1	3.771	*3.818	*3.888
	2	*3.748	3.827	3.943
	3	3.783	3.894	4.057
	4	3.820	3.963	4.172
Pertanian–Air	1	3.305	3.352	3.422
	2	*3.197	*3.277	*3.393
	3	3.239	3.351	3.513
	4	3.278	3.421	3.630
Perlombongan–Pembuatan	1	3.166	3.214	3.283
	2	*2.880	*2.960	*3.076
	3	2.903	3.014	3.176
	4	2.885	3.028	3.237
Perlombongan–Elektrik	1	4.195	*4.243	*4.312
	2	*4.174	4.254	4.370
	3	4.202	4.313	4.475
	4	4.214	4.357	4.566
Perlombongan–Air	1	3.767	3.814	3.884
	2	*3.660	*3.739	*3.855
	3	3.666	3.777	3.939
	4	3.700	3.843	4.052
Pembuatan–Elektrik	1	-0.229	-0.181	-0.112
	2	*-0.488	*-0.409	*-0.293
	3	-0.473	-0.362	-0.199
	4	-0.468	-0.325	-0.116
Pembuatan–Air	1	-0.681	-0.632	-0.563
	2	-0.015	-0.936	*-0.820
	3	-1.043	-0.932	-0.769
	4	*-1.098	*-0.955	-0.746
Elektrik–Air	1	0.285	0.333	0.402
	2	*0.153	*0.232	*0.348
	3	0.173	0.284	0.335
	4	0.193	0.335	0.544

Tanda * menunjukkan nilai kriteria yang paling minimum

Jadual 4 menunjukkan hasil analisis ujian kointegrasi Johansen. Hipotesis nol bagi ujian kointegrasi ialah terdapat r vektor berkointegrasi. Hipotesis nol ini akan ditolak jika statistik nilai ujian jejak adalah lebih besar daripada nilai kritikal statistik ujian. Daripada Jadual 4, didapati pasangan sektor pertanian–perlombongan dan pasangan sektor pertanian–pembuatan mempunyai satu vektor berkointegrasi tertib. Hal ini menunjukkan bahawa terdapat satu hubungan linear yang mengaitkan hubungan jangka panjang yang seimbang dalam perubahan antara setiap pasangan sektor-sektor pertanian–perlombongan dan juga pasangan sektor pertanian–pembuatan. Keputusan bagi pasangan pemboleh ubah IHPR yang lain menunjukkan nilai vektor kointegrasi adalah 0 yang menunjukkan bahawa tiada hubungan keseimbangan jangka masa panjang yang dapat dikekalkan sekiranya terdapat perubahan antara mana-mana sektor yang terlibat.

Seterusnya, analisis penyebab Granger dijalankan menyelidiki hubungan kebersebaban Granger antara perubahan (siri masa $I(1)$), bagi pasangan sektor pemboleh ubah IHPR Malaysia. Hipotesis nol yang digunakan di dalam proses ini adalah perubahan dalam sektor pertama bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam sektor kedua. Sebaliknya, hipotesis alternatif bagi analisis ini adalah sektor pertama ialah penyebab Granger kepada

sektor kedua. Jadual 5 menunjukkan jenis hubungan Granger antara perubahan antara pasangan sektor pemboleh ubah setelah menjalani analisis penyebab Granger.

Berdasarkan Jadual 5, hasil keputusan analisis penyebab Granger terhadap pasangan-pasangan sektor pemboleh ubah IHPR Malaysia menunjukkan terdapat tiga hubungan satu hala sahaja signifikan iaitu; i) perubahan dalam sektor perlombongan merupakan penyebab Granger kepada sektor perubahan dalam sektor pembuatan; ii) perubahan dalam sektor bekalan elektrik merupakan penyebab Granger kepada perubahan dalam sektor perlombongan dan iii) perubahan dalam sektor bekalan air merupakan penyebab Granger kepada perubahan dalam sektor bekalan elektrik. Namun, didapati tiada hubungan kebersebaban dua hala yang signifikan bagi perubahan antara mana-mana pasangan sektor pemboleh ubah IHPR. Keputusan ini memberikan gambaran bahawa sektor perlombongan merupakan maklumat penting dalam peramalan terhadap tingkah laku atau perubahan masa hadapan berkaitan sektor pembuatan. Kesimpulan yang sama juga boleh dibuat terhadap sektor bekalan elektrik terhadap perlombongan dan juga sektor bekalan air terhadap sektor bekalan elektrik.

JADUAL 4. Ujian kointegrasi Johansen terhadap pasangan sektor IHPR Malaysia

Pemboleh ubah	Hipotesis		Ujian jejak		Tertib kointegrasi
	Nol	Alternatif	Statistik ujian	Nilai kritikal 5%	
Pertanian dan Perlombongan	$r=0$	$r>0$	19.10	17.95	1
Pertanian dan Pembuatan	$r=0$	$r>0$	34.88	17.95	1
Pertanian dan Bekalan Elektrik	$r=0$	$r>0$	12.01	17.95	0
Pertanian dan Bekalan Air	$r=0$	$r>0$	9.39	17.95	0
Perlombongan dan Pembuatan	$r=0$	$r>0$	6.82	17.95	0
Perlombongan dan Elektrik	$r=0$	$r>0$	16.76	17.95	0
Perlombongan dan Bekalan Air	$r=0$	$r>0$	10.74	17.95	0
Pembuatan dan Bekalan Elektrik	$r=0$	$r>0$	9.10	17.95	0
Pembuatan dan Bekalan Air	$r=0$	$r>0$	5.98	17.95	0
Bekalan Elektrik dan Bekalan Air	$r=0$	$r>0$	13.49	17.95	0
	$r=1$	$r>1$	2.35	8.18	

JADUAL 5. Hasil analisis penyebab Granger

Pemboleh ubah	Hipotesis nol	Statistik-F	Nilai- <i>p</i>	Keputusan
Pertanian dan Perlombongan	Perubahan dalam pertanian bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam perlombongan	0.0123	0.9877	Tiada hubungan
	Perubahan dalam perlombongan bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam pertanian	0.0081	0.9919	
Pertanian dan Pembuatan	Perubahan dalam pertanian bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam pembuatan	0.0154	0.9846	Tiada hubungan
	Perubahan dalam pembuatan bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam Pertanian	0.0145	0.9856	
Pertanian dan Bekalan Elektrik	Perubahan dalam pertanian bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam bekalan elektrik	0.3993	0.6711	Tiada hubungan
	Perubahan dalam bekalan elektrik bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam pertanian	0.5543	0.5750	
Pertanian dan Bekalan Air	Perubahan dalam pertanian bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam bekalan air	0.8093	0.4461	Tiada hubungan
	Perubahan dalam bekalan air bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam pertanian	0.1182	0.8885	
Perlombongan dan Pembuatan	Perubahan dalam perlombongan bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam pembuatan	4.5473	*0.0112	Hubungan satu hala
	Perubahan dalam pembuatan bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam perlombongan	1.5507	0.2137	
Perlombongan dan Bekalan Elektrik	Perubahan dalam perlombongan bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam bekalan elektrik	0.8585	0.4247	Hubungan satu hala
	Perubahan dalam bekalan elektrik bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam perlombongan	3.3090	*0.0378	
Perlombongan dan Bekalan Air	Perubahan dalam perlombongan bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam bekalan air	0.7710	0.4634	Tiada hubungan
	Perubahan dalam bekalan air tidak menyebabkan Granger kepada perubahan dalam perlombongan	1.1346	0.3228	
Pembuatan dan Bekalan Elektrik	Perubahan dalam pembuatan bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam bekalan elektrik	0.8602	0.4240	Tiada hubungan
	Perubahan dalam Bekalan elektrik bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam pembuatan	1.9563	0.1431	

bersambung ke halaman seterusnya ...

bersambung dari halaman sebelumnya...

Pembuatan dan Bekalan Air	Perubahan dalam pembuatan bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam bekalan Air	0.8081	0.4466	Tiada hubungan
	Perubahan dalam bekalan air bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam pembuatan	0.2016	0.8175	
Bekalan Elektrik dan Bekalan Air	Perubahan dalam bekalan elektrik bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam bekalan air	0.3037	0.7383	Hubungan satu hala
	Perubahan dalam bekalan air bukan penyebab Granger kepada perubahan dalam elektrik	5.6205	*0.0039	

Tanda * menunjukkan nilai-*p* yang signifikan

KESIMPULAN

IHPR merupakan indeks petunjuk terhadap perubahan harga yang ditanggung oleh pengeluar perkhidmatan dan barangan sebelum produk akhir sampai kepada pengguna. Kajian ini menganalisis data siri masa bulanan IHPR Malaysia daripada tahun 2010 hingga tahun 2023 bagi tujuan mengesan sama ada wujud hubungan kointegrasi dan hubungan sebab-akibat Granger antara sektor-sektor dalam IHPR. Hasil kajian mendapati wujud hubungan kointegrasi yang signifikan antara pasangan pemboleh ubah IHPR bagi i) sektor pertanian-perlombongan dan ii) sektor pertanian-pembuatan. Ini mengimplikasikan bahawa kedua-dua pasangan sektor tersebut menunjukkan tingkah laku kestabilan hubungan jangka panjang. Selain itu, hasil kajian juga mendapati bahawa wujud tiga hubungan satu hala yang signifikan antara pasangan sektor-sektor IHPR iaitu; i) perubahan dalam sektor perlombongan merupakan penyebab Granger kepada sektor perubahan dalam sektor pembuatan; ii) perubahan dalam sektor bekalan elektrik merupakan penyebab Granger kepada perubahan dalam sektor perlombongan dan iii) perubahan dalam sektor bekalan air merupakan penyebab Granger kepada perubahan dalam sektor bekalan elektrik. Maklumat yang diperolehi ini memberikan gambaran bahawa sektor perlombongan merupakan maklumat penting dalam peramalan terhadap tingkah laku atau perubahan masa hadapan berkaitan sektor pembuatan. Manakala, sektor bekalan elektrik memberikan maklumat penting dalam peramalan terhadap tingkah laku terhadap perlombongan. Begitu juga antara sektor bekalan air terhadap sektor bekalan elektrik. Bagi kajian lanjutan, adalah dicadangkan untuk analisis yang lebih kompresensif dijalankan melibatkan perbandingan data siri masa IHPR Malaysia dengan negara-negara lain terutama negara ASEAN bagi tujuan mengkaji tingkah laku dan pengaruh kointegrasi antara pemboleh ubah IHPR.

PENGHARGAAN

Penulis merakamkan ucapan penghargaan kepada Jabatan Perangkaan Malaysia kerana membekalkan data Indeks Harga Pengeluar (IHPR). Penulis juga merakamkan ucapan penghargaan kepada Universiti Kebangsaan Malaysia yang memberi dana untuk membolehkan penyelidikan ini dapat dilaksanakan (Nombor Geran: GP-K020446).

RUJUKAN

- Akkaya, D.M. 2021. Vector autoregressive model and analysis. In *Applied Econometrics Handbook of Research on Emerging Theories, Models, and Applications of Financial Econometrics*, disunting oleh Adıgüzel Mercangöz, B. Springer, Cham.
- Anggraeni, D. & Irawan, T. 2018. Causality analysis of Producer Price Index (PPI) and Consumer Price Index (CPI) in Indonesia. *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Pembangunan* 7(1): 60-77.
- Anghel, M.G., Mirea, M. & Badiu, A. 2018. Analysis of the main aspects regarding the price indices applied in the determination of inflation. *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences* 8(2): 28-36.
- Arce, P., Antognini, J., Kristjanpoller, W. & Salinas, L. 2019. Fast and adaptive cointegration based model for forecasting high frequency financial time series. *Computational Economics* 54: 99-112.
- Conforti, L. 2016. The first 50 years of the producer price index: Setting inflation expectations for today. *Monthly Labor Review* 139(6): 1-17.
- da Rocha Lima Filho, R.I. 2019. Does PPI lead CPI in Brazil? *International Journal of Production Economics* 214: 73-79.

- del Barrio Castro, T., Cubadda, G. & Osborn, D.R. 2022. On cointegration for processes integrated at different frequencies. *Journal of Time Series Analysis* 43(3): 412-435.
- Hakimipour, N., Alipour, M.S. & Akbaryan, H. 2016. Investigation on causality relationship between consumer price index and producer price index in Iran. *Reports on Economics and Finance* 2: 37-49.
- Javed, Z.H., Farooq, M. & Akram, S. 2010. Cost-push shocks and inflation: An empirical analysis from the economy of Pakistan. *Journal of Economics and International Finance* 2(12): 308-312.
- Jiang, F., Awaitey, J. & Xie, H. 2022. Analysis of construction cost and investment planning using time series data. *Sustainability* 14: 1703.
- Keilbar, G. & Zhang, Y. 2021. On cointegration and cryptocurrency dynamics. *Digital Finance* 3: 1-23.
- Kelly, M. 2013. Emily Dickinson and monkeys on the stair Or: What is the significance of the 5% significance level? *Significance* 10(5): 21-22.
- Khamis, A.B. 2020. Time series forecasting of Malaysia producer price index using ARIMA and Grey models. *International Journal for Research in Applied Science and Engineering Technology* 8(8): 1343-1348.
- Kumari, A. & Sharma, A.K. 2017. Physical & social infrastructure in India & its relationship with economic development. *World Development Perspectives* 5: 30-33.
- Leschinski, C., Voges, M. & Sibbertsen, P. 2020. A comparison of semiparametric tests for fractional cointegration. *Statistical Papers* 62: 1997-2030.
- Lütkepohl, H. 2011. *Vector autoregressive models*. In *International Encyclopedia of Statistical Science*, disunting oleh Lovric, M. Berlin, Heidelberg: Springer.
- Lütkepohl, H. 2005. Vector error correction models. In *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer, Berlin, Heidelberg.
- Lütkepohl, H., Saikkonen, P. & Trenkler, C. 2001. Maximum eigenvalue versus trace tests for the cointegrating rank of a VAR process. *The Econometrics Journal* 4(2): 287-310.
- Masseran, N., Ruzelan, N. & Nur-Firyal, R. 2024. Trend behavior of Malaysia consumer price index: Evidence from National Database (2003-2022). *Sains Malaysiana* 53(4): 953-967.
- Masseran, N., Ahmad Farouk, S.N., Nur-Firyal, R. & Mansor, M. M. 2024. Latent hidden factor model for Malaysia consumer price index. *Sains Malaysiana* 53(4): 969-982.
- Matsumura, M. 2022. What price index should central banks target? An open economy analysis. *Journal of International Economics* 135: 103554.
- Meyer, D.F. & Habanabakize, T. 2018. Analysis of relationships and causality between consumer price index (CPI), the producer price index (PPI) and purchasing manager's index (PMI) in South Africa. *Journal of Economics and Behavioral Studies* 10(6): 25-32.
- Naidu, S., Pandaram, A. & Chand, A. 2017. A Johansen cointegration test for the relationship between remittances and economic growth of Japan. *Modern Applied Science* 11(10): 137.
- Neusser, K. 2016. *Time Series Econometrics*. Cham, Switzerland: Springer.
- Okyere, F. & Kyei, L. 2014. Temporal modelling of producer price inflation rates of Ghana. *IOSR Journal of Mathematics* 10(3): 70-77.
- OpenDOSM. 2023. *Producer Prices*. <https://open.dosm.gov.my/dashboard/producer-prices> (Diakses pada 20 Ogos 2023).
- Paparoditis, E. & Politis, D.N. 2018. The asymptotic size and power of the augmented Dickey-Fuller test for a unit root. *Econometric Reviews* 37(9): 955-973.
- Popescu, C.C. & Diaconu, L. 2021. Government spending and economic growth: A cointegration analysis on Romania. *Sustainability* 13: 6575.
- Sidaoui, J., Capistrán, C., Chiquiar, D. & Manuel Ramos-Francia, M. 2010. On the predictive content of the PPI on CPI inflation: The case of Mexico. Bank for International Settlements Papers, No: 49. hlm. 249-257.
- Soderlind, P. & Vredin, A. 1996. Applied cointegration analysis in the mirror of macroeconomic theory. *Journal of Applied Econometrics* 11: 363-381.
- Stigler, S. 2008. Fisher and the 5% level. *Chance* 21(4): 12.
- Stroe-Kunold, E. & Werner, J. 2009. A drunk and her dog: A spurious relation? Cointegration tests as instruments to detect spurious correlations between integrated time series. *Quality & Quantity* 43: 913-940.
- Sun, J., Xu, J., Cheng, X., Miao, J. & Mu, H. 2023. Dynamic causality between PPI and CPI in China: A rolling window bootstrap approach. *International Journal of Finance & Economics* 28(2): 1279-1289.
- Swick, R. 2004. Measuring services in the producer price index. *Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe* 21(3-4): 299-308.
- Thome, H. 2015. Cointegration and error correction modelling in time-series analysis: A brief introduction. *International Journal of Conflict and Violence* 8(2): 199-208.
- Topuz, Y.V., Yazdifar, H. & Sahadev, S. 2018. The relation between the producer and consumer price indices: A two-country study. *Journal of Revenue and Pricing Management* 17: 122-130.

- Yussuf, Y.C. 2021. Cointegration test for the long-run economic relationships of East Africa community: Evidence from a meta-analysis. *Asian Journal of Economics and Banking* 6(3): 314-336.
- Zhang, J., Hu, W. & Zhang, X. 2010. The relative performance of VAR and VECM model. In *Proceedings of the 2010 3rd International Conference on Information Management, Innovation Management and Industrial Engineering*, Kunming, China, 26-28 November. hlm. 132-135.

*Pengarang untuk surat-menyurat; email: kamalmsn@ukm.edu.my