

BAB 3

METODE PENELITIAN

3.1. Pendekatan Penelitian

Pendekatan yang digunakan pada penelitian ini adalah pendekatan kuantitatif dengan melakukan pengujian terhadap hipotesis yang telah disusun sebelumnya. Pendekatan ini mengarah pada hubungan antara berbagai variabel. Penelitian ini didasari oleh penelitian sebelumnya yang dilakukan oleh Huang dan Guo (2006) dengan menggunakan metode SVAR Blanchard dan Quah (1989). Penelitian ini menggunakan software E-views 8.

3.2. Identifikasi Variabel

Penjelasan mengenai definisi operasional dari masing-masing variabel, antara lain:

1. Tingkat Harga Minyak Dunia (P_o)

Variabel tingkat harga minyak dunia dinyatakan sebagai harga minyak dalam US dollar per barrel dan digunakan untuk mengakomodasi guncangan penawaran dunia. Harga minyak dunia yang digunakan adalah *world crude oil (petroleum)*

2. Output riil (y_t)

GDP riil merupakan GDP yang mengukur nilai output yang dihasilkan pada suatu waktu dengan berdasarkan pada harga-harga tahun dasar tertentu

(harga konstan). GDP yang digunakan dalam penelitian ini dikonversikan ke dalam bentuk dollar. Karena Data GDP Riil yang tersedia merupakan GDP riil kuartalan sehingga data GDP riil diinterpolasi terlebih dahulu untuk memperoleh GDP riil bulanan dengan menggunakan e-views 8.

Interpolasi yang dilakukan dalam penelitian ini menggunakan metode quadratic match sum yaitu sebagai berikut :

$$M_{1t} = 1/3 [Q_t - 1,5/3 (Q_t - Q_{t-1})]$$

$$M_{2t} = 1/3 [Q_t - 0/3 (Q_t - Q_{t-1})]$$

$$M_{3t} = 1/3 [Q_t + 1,5/3 (Q_t - Q_{t-1})]$$

Dimana :

M_{it} : Data bulanan

Q_t : Data Kuartalan berlaku

Q_{t-1} : Data kuartalan sebelumnya

Metode ini digunakan dalam *polynomial quadratic* untuk beberapa observasi dari frekuensi series yang rendah, kemudian *polynomial* ini digunakan untuk memenuhi semua observasi dari sekumpulan series yang berfrekuensi tinggi dalam suatu periode.

3. Nilai Tukar Riil (e_t)

Menurut Krugman (2000), Kurs atau nilai tukar (exchange rate) adalah harga suatu mata uang terhadap mata uang lainnya. Nilai kurs ditentukan di pasar valuta asing. Nilai tukar riil merupakan harga relatif antara dua output.

Nilai tukar dapat dihitung dengan menggunakan rumus dibawah ini:

$$Q = S.P/P^* \tag{3.1}$$

dimana Q adalah nilai tukar riil, S adalah nilai tukar nominal, P adalah tingkat harga domestik dan P^* adalah tingkat harga di luar negeri.

4. Tingkat Harga Domestik (P_t)

CPI sebagai *proxy* dari tingkat harga domestik, *CPI* merupakan suatu ukuran atas keseluruhan biaya pembelian barang dan jasa oleh rata-rata konsumen.

Penggunaan ke empat variabel di atas (tingkat harga minyak dunia, output riil, nilai tukar riil dan tingkat harga domestik) dikarenakan variabel tersebut merupakan kombinasi dari empat jenis guncangan (*shock*). Dalam model modifikasi *VAR*, variabel eksternal mengikuti proses *Auto Reregressive (AR)* sementara tiga variabel domestik lainnya sebagai fungsi dari lag masing-masing dan lag dari variabel eksternal. Semua variabel dalam bentuk logaritma.

3.3. Jenis dan Sumber Data

Penelitian ini menggunakan data sekunder bulanan negara-negara anggota ASEAN-5. Negara ASEAN-5 yang dimaksud dalam studi empiris ini adalah Indonesia, Malaysia, Singapura, Filipina, Thailand dan menjadikan AS sebagai negara Benchmark. Penelitian ini menggunakan data bulanan 2000:1 – 2014:6 Data diperoleh dari *International Financial Statistics*, IMF.

3.4. Prosedur Pengumpulan Data

Pengumpulan data dalam penelitian ini akan dilakukan melalui metode kepustakaan (*library research*), yaitu dengan cara pengumpulan data dari berbagai literatur yang mempunyai masalah dengan yang dikemukakan dalam penelitian ini.

3.5. Teknik Analisis

3.5.1. Uji *Unit Root*

Uji Unit Root adalah sebuah uji stasioneritas. Uji akar unit mula-mula dikembangkan oleh D.A. Dickey dan W.A. Fuller yang dikenal sebagai uji akar unit Dickey-Fuller. Uji akar unit Dickey-Fuller mengasumsikan bahwa residual e_t adalah residual yang bersifat independen dengan rata-rata nol, varian konstan, dan tidak saling berhubungan (non autokorelasi). Akan tetapi dalam banyak kasus, residual e_t sering kali saling berhubungan atau mengandung unsur autokorelasi. Sehingga perlu dikembangkan uji akar unit terhadap data yang mengandung autokorelasi pada residual e_t . Menurut Gujarati (2012:446) Ide dasar uji stasioneritas data melalui uji unit akar dapat dijelaskan melalui model berikut :

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (3.2)$$

Di mana u_t adalah bentuk white noise.

Kita ketahui bahwa jika $\rho = 1$, yaitu pada kasus unit root, Persamaan (3.2) menjadi sebuah model random walk tanpa drift, yang mana kita ketahui adalah sebuah proses nonstasioner. Oleh karena itu, kenapa tidak langsung meregresi Y_t terhadap variabel lag (satu periode)nya Y_{t-1} dan temukan jika estimasi ρ secara statistik adalah sama dengan 1. Jika demikian Y_t adalah non stasioner. Inilah ide dasar dibalik uji unit root untuk stasioneritas.

Akan tetapi, kita tidak bisa mengestimasi persamaan (3.2) dengan OS dan menguji hipotesis bahwa $\rho = 1$ dengan uji t biasa karena uji tersebut sangat bias

pada kasus uni root test. Oleh karena itu, kita manipulasi persamaan (3.2) sebagai berikut :

Kurangi Y_{t-1} dari kedua sisi persamaan (3.2) untuk memperoleh :

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \\ &= (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (3.3)$$

Yang bisa juga ditulis sebagai :

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3.4)$$

di mana $\delta = (\rho - 1)$ dan Δ , seperti biasa adalah operator diferens pertama. Untuk menguji ada tidaknya masalah akar unit dilakukan estimasi persamaan (3.3) dengan hipotesis nol $\delta = 0$. Jika $\delta = 0$ maka $\rho = 1$ sehingga data Y mengandung akar unit yang berarti data runtun waktu Y adalah tidak stasioner.

3.5.1.1. Phillips Perron Tests

Untuk mengembangkan uji akar unit Dickey-Fuller pada permasalahan data dengan sifat autokorelasi pada residual, digunakan uji akar unit yang dikembangkan oleh Peter C.B. Phillips dan P. Perron. Uji ini dilakukan dengan menggunakan metode statistik nonparametrik dalam menjelaskan adanya autokorelasi antara residual tanpa memasukkan variabel independen kelambanan diferensi.

Teori distribusi yang mendukung test Dickey-Fuller mengasumsikan error secara statistik independent dan memiliki variance yang konstan. Dalam menggunakan metodologi ini, diperlukan kehati-hatian untuk memastikan bahwa error term tidak berkorelasi dan memiliki varians yang konstan. Philipps dan

Perron tahun 1988 mengembangkan generalisasi dari prosedur Dickey-Fuller yang mengizinkan asumsi yang cukup ringan tentang distribusi eror. (Enders,1995)

Keuntungan menggunakan uji ini adalah asumsi bahwa tidak terdapat bentuk fungsi untuk variabel proses residual sehingga uji PP dikatakan uji non parametrik. Karena bersifat non parametrik maka uji PP dapat digunakan untuk banyak kasus dan pada sampel yang besar, uji PP akan menunjukkan hasil yang bagus. Uji stasioneritas dengan Uji Akar Unit Phillips-Perron (PP), dilakukan dengan hipotesis

$H_0 : \rho = 1$ ($t Y$ tidak stasioner)

$H_1 : \rho < 1$ ($t Y$ stasioner)

Sehingga apabila $\rho = 1$, maka runtun $t Y$ tidak stasioner karena mempunyai akar unit. Untuk $\rho = 1$, persamaan (3.1) dapat ditulis :

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (t = 1, 2, \dots) \quad (3.5)$$

Untuk mendapatkan nilai estimasi ρ atau $\hat{\rho}$ dilakukan dengan mempertimbangkan estimator kuadrat terkecil (*least squares*) terhadap model persamaan (3.2). Masing-masing sisi persamaan (3.2) dikalikan dengan Y_{t-1} , sehingga diperoleh:

$$Y_t Y_{t-1} = \rho Y_{t-1}^2 + u_t Y_{t-1}$$

$$u_t = Y_t Y_{t-1} - \rho Y_{t-1}^2$$

Jumlah kesalahan minimum dari residual kuadrat adalah:

$$\sum_{t=1}^T u_t^2 = \sum_{t=1}^T (Y_t Y_{t-1} - \rho Y_{t-1}^2)^2 = S$$

Untuk mendapatkan nilai estimasi ρ digunakan turunan pertama dari S dan menyamakannya dengan nol.

$$\frac{\partial S}{\partial \hat{\rho}} = -2 \sum_{t=1}^T (Y_t Y_{t-1} - \hat{\rho} Y_{t-1}^2) = 0$$

$$\Leftrightarrow \hat{\rho} = \frac{\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2 + \sum_{t=1}^T Y_{t-1} \Delta Y_t}{\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2} = 1 + \frac{\sum_{t=1}^T Y_{t-1} \Delta Y_t}{\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2} \quad (3.6)$$

Sehingga

$$T(\hat{\rho} - 1) = T \left(1 + \frac{\sum_{t=1}^T Y_{t-1} \Delta Y_t}{\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2} \right) = T \frac{\sum_{t=1}^T Y_{t-1} \Delta Y_t}{\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2}$$

Masing-masing komponen pada sisi kanan persamaan di atas dibagi dengan T, sehingga diperoleh:

$$T(\hat{\rho} - 1) = T \frac{(\sum_{t=1}^T Y_{t-1} \Delta Y_t) / T}{\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2 / T} = \frac{\sum_{t=1}^T (\frac{Y_{t-1}}{\sqrt{T}}) (\frac{\Delta Y_t}{\sqrt{T}})}{\sum_{t=1}^T (\frac{Y_{t-1}}{\sqrt{T}})^2 \frac{1}{T}} \quad (3.7)$$

Dapat dilihat bahwa y_{t-1} / \sqrt{T} konvergen dengan gerak *Brownian*, dan dengan integral stokastik diperoleh:

$$T(\hat{\rho} - 1) \Rightarrow \frac{\int_0^1 W(r) dW(r)}{\int_0^1 W(r)^2 dr} \quad (3.8)$$

Bentuk di atas dikenal sebagai distribusi akar unit.

Nilai statistik t untuk distribusi (3.1) sebagai berikut :

$$t_{\hat{\rho}} = \frac{\hat{\delta}}{se(\hat{\delta})} \quad (3.9)$$

Dimana $se(\hat{\delta})$ merupakan koefisien kesalahan standar untuk $\hat{\delta}$ yang diberikan sebagai :

$$se(\hat{\delta}) = \sqrt{\frac{s^2}{\sum_{t=2}^T y_{t-1}^2}}$$

dan $s^2 = \frac{\sum_{t=2}^T (y_t - \hat{\rho} y_{t-1})^2}{T-1}$ (3.10)

Persamaan (3.6) dan (3.8) sebagai uji Statistik Dickey-Fuller untuk mendeteksi adanya akar unit pada regresi 3.1 dengan hipotesis nol $\rho = 1$ dan hipotesis alternatif $\rho < 1$.

Phillips dan Perron mengusulkan metode alternatif nonparametrik untuk menguji serial korelasi dengan akar unit. Untuk menyelesaikan masalah parameter gangguan, digunakan estimator konstan untuk σ_u^2 dan σ^2 untuk melakukan transformasi statistik $T(\hat{\rho} - 1)$ dan $t_{\hat{\rho}}$ dengan cara menghilangkan pengaruh parameter gangguan.

Estimator konstan untuk σ_u^2 dinotasikan dengan S_u^2 , dimana S_u^2 merupakan estimasi kesalahan standar pada persamaan regresi (3.1). Nilai $S_u^2 =$

$$S^2 = \frac{\sum_{t=2}^T (y_t - \hat{\rho} y_{t-1})^2}{T-1}$$

untuk data yang diturunkan oleh persamaan (3.1). Ketika

$\{u_t\}$ stasioner lemah dengan kepadatan spektral $f_u(\lambda)$, diperoleh $\sigma^2 = 2\pi f_u(0)$.

Pada kasus ini estimator konstan untuk σ^2 sama dengan estimasi kepadatan spektral dari $\{u_t\}$ pada titik awal, yang dinotasikan dengan S_π^2 .

$$S_\pi^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l w_d \sum_{t=\tau+1}^T u_t u_{t-\tau} \quad (3.11)$$

dimana

$$w_d = 1 - \frac{\tau}{i+1} \quad (3.12)$$

Untuk melakukan uji akar unit, nilai Z_t dibandingkan dengan nilai kritis dari Dickey-Fuller. Rumusan hipotesis diperoleh dengan mengestimasi persamaan (3.4) setelah dilakukan pengurangan pada kedua sisi persamaan dengan Y_{t-1} dan menambahkan sebuah intersep μ .

$$Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (3.13)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \mu + \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \mu + (\rho - 1) Y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (3.14)$$

Hipotesa yang digunakan adalah

$$H_0: \delta = 0 \text{ (} Y_t \text{ tidak stasioner)}$$

$$H_1: \delta < 0 \text{ (} Y_t \text{ stasioner)}$$

$$\text{dimana } \delta = (\rho - 1)$$

Jika $\delta = 0$ maka $\rho = 1$ sehingga data Y mengandung akar unit yang berarti data runtun waktu Y adalah tidak stasioner. Hipotesis nol ditolak bila nilai Z_t lebih kecil dari nilai kritis statistik Dickey-Fuller yang berarti proses stasioner (Di Asih I dkk : 2008).

3.5.2. Penentuan *Lag Length*

Salah satu permasalahan yang terjadi dalam uji stasioneritas adalah penentuan lag optimal. Harris tahun 1995 menjelaskan bahwa jika lag yang digunakan dalam uji stasioneritas terlalu sedikit, maka residual dari regresi tidak

akan menampilkan proses white noise sehingga model tidak dapat mengestimasi actual error secara tepat. Akibatnya, γ dan standar kesalahan tidak diestimasi secara baik. Namun demikian, jika memasukkan terlalu banyak lag, maka dapat mengurangi kemampuan untuk menolak H_0 karena tambahan parameter yang terlalu banyak akan mengurangi derajat bebas.

Selanjutnya, untuk mengurangi jumlah lag optimal yang digunakan dalam uji stasioneritas, berikut adalah kriteria yang digunakan .

$$\text{Akaike Information Criterion (AIC)} : -2 \left(\frac{1}{T} \right) + 2(k + T)$$

$$\text{Schwarz Information Criteria (SIC)} : -2 \left(\frac{1}{T} \right) + k \frac{\log(T)}{T}$$

$$\text{Hannan-Quinn Information (HQ)} : -2 \left(\frac{1}{T} \right) + 2k \left(\frac{\log(T)}{T} \right)$$

Dimana:

1 = Nilai fungsi log likelihood yang sama jumlahnya dengan-

$$\frac{T}{2} \left(1 + \log(2\pi) + \log\left(\frac{\epsilon''\epsilon'}{T}\right) \right); \epsilon''\epsilon' \text{ merupakan sum of squared residual}$$

T = jumlah observasi

k = parameter yang diestimasi

Dalam penentuan lag optimal dengan menggunakan kriteria informasi tersebut, kita pilih/tentukan kriteria yang mempunyai final prediction error correction (FPE) atau jumlah dari AIC, SIC, dan HQ yang paling kecil diantara berbagai lag yang diajukan (Ajija dkk.,2011).

3.5.3. Model SVAR

Sims tahun 1980, pendekatan VAR memperlakukan semua variabel secara simetris, sehingga ahli ekonometrik tidak bergantung pada suatu retriaksi. VAR dapat sangat membantu dalam menguji hubungan antar variabel. Lebih jauh lagi, hasil estimasi VAR dapat digunakan untuk tujuan peramalan. Urutan pertama sistem VAR direpresentasikan pada persamaan dibawah ini :

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (3.15)$$

Meskipun hasil pendekatan VAR hanya mengestimasi nilai dari A_0 dan A_1 , untuk tujuan eksposisi, hal ini berguna untuk memperlakukan setiap nilai diketahui. Persamaan dari n-step peramalan eror :

$$x_{t+n} - E_t x_{t+n} = e_{t+n} + A_1 e_{t+n-1} + A_1^2 e_{t+n-2} + \dots + A_1^{n-1} e_{t+1} \quad (3.16)$$

Walaupun model tidak teridentifikasi, Model spesifikasi yang tepat akan menghasilkan ramalan yang unbiased dan memiliki varians minimum. Tentu jika menggunakan informasi sebelumnya yang berkaitan dengan koefisien kemungkinan akan meningkatkan ketelitian dari estimasi dan mengurangi varian dari eror peramalan. Peneliti yang hanya tertarik dalam peramalan kemungkinan besar menginginkan untuk memangkas model VAR yang overparameterized. Hal ini jelas bahwa peramalan dengan VAR adalah perpanjangan multivariate dari peramalan menggunakan *simple autoregression*.

Metode VAR banyak menuai kritik terutama karena tidak memiliki konten ekonomi. Karena sedikitnya input ekonomi dalam VAR, tidak mengejutkan jika

hanya terdapat sedikit konten ekonomi dari hasil VAR. Urutan variabel penting dalam perhitungan inovasi, namun pemilihan urutan secara umum sifatnya ad hoc. Kecuali jika model struktural pokok dapat diidentifikasi dari model reduced-form VAR, Inovasi dalam Dekomposisi Choleski tidak memiliki interpretasi ekonomi langsung.

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t}$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t}$$

Dua eror term e_{1t} dan e_{2t} , sebenarnya merupakan komposit dari shock pokok ϵ_{yt} dan ϵ_{zt} .

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = 1/(1-b_{12}b_{21}) \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Meskipun komposit guncangan merupakan langkah lebih lanjut dari peramalan eror y_t dan z_t , variabel y_t dan z_t tidak memiliki interpretasi struktural. Karenanya, terdapat perbedaan penting dalam menggunakan struktural VAR untuk peramalan dan untuk analisis ekonomi. Pada persamaan (3.17), e_{1t} dan e_{2t} adalah eror dari peramalan. Jika peneliti hanya tertarik dalam peramalan, komponen dari peramalan eror tidak penting. Perhatikan model persamaan dibawah ini :

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt} \quad (3.17)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \epsilon_{zt} \quad (3.18)$$

ϵ_{yt} dan ϵ_{zt} adalah perubahan autonomus pada y_t dan z_t dalam periode t. Jika peneliti ingin memperoleh impulse response function atau variance decomposition

untuk menganalisis efek inovasi pada y_t atau z_t , penting untuk menggunakan guncangan struktural (ϵ_{y_t} atau ϵ_{z_t}), bukan dari eror peramalan. Tujuan dari Struktural VAR adalah menggunakan teori ekonomi untuk memperbaiki inovasi struktural dari residual $\{e_{1t}\}$ dan $\{e_{2t}\}$.

Dekomposisi Choleski sebenarnya memiliki asumsi yang kuat tentang *underlying structural error*. Perhatikan persamaan (3.20) dibawah ini :

$$z_t = b_{20} + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \epsilon_{z_t}$$

Asumsikan $b_{21} = 0$, dengan asumsi ini persamaan dapat berubah menjadi

$$\epsilon_{z_t} = e_{2t} \text{ dan } \epsilon_{y_t} = e_{1t} - b_{12}e_{2t}$$

Dengan memaksakan asumsi $b_{21} = 0$ adalah ekuivalen mengakibatkan inovasi pada y_t tidak memiliki contemporaneous effect pada z_t . Kecuali jika terdapat teori terhadap asumsi ini, underlying shock yang teridentifikasi akan salah. Seperti, impulse responses dan variance decomposition yang dihasilkan dari identifikasi yang salah dapat menyesatkan.

Jika koefisien korelasi antara e_{1t} dan e_{2t} rendah, urutan tidak begitu penting. Akan tetapi dalam VAR terdapat beberapa variabel, hal ini tidak mungkin jika semua korelasi antar variabel rendah. Lagipula, dalam memilih variabel untuk diikutsertakan dalam model, variabel yang dipilih harus menunjukkan comovement yang kuat. Hal ini tidak praktis untuk mencoba semua urutan alternatif. Dengan model empat variabel, terdapat 24 urutan yang mungkin (4!).

Sims dan Bernanke tahun 1986 mengusulkan model inovasi menggunakan analisis ekonomi. Untuk memahami prosedur, penting untuk menguji hubungan antara forecast error dan inovasi struktural pada variabel- n VAR. Karena hubungannya invariant terhadap panjang lag, pertimbangkan model first order dengan n variabel berikut :

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & \dots & b_{1n} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & \dots & b_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ b_{n1} & b_{n2} & b_{n3} & b_{n4} & b_{n5} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \\ \dots \\ x_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ \dots \\ b_{n0} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \dots & \gamma_{1n} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \dots & \gamma_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \gamma_{n3} & \gamma_{n4} & \gamma_{n5} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ x_{2t-1} \\ \dots \\ x_{nt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \dots \\ \epsilon_{nt} \end{bmatrix}$$

Untuk mengidentifikasi model struktural dari estimasi VAR, Perlu dipaksakan restriksi $(n^2 - n)/2$ terhadap model struktural.

Hitung jumlah restriksi dalam *Choleski Decomposition*. Dalam sistem diatas, Choleski Decomposition mengharuskan semua elemen diatas diagonal utama menjadi nol.

$$b_{12} = b_{13} = b_{14} = \dots = b_{1n} = 0$$

$$b_{23} = b_{24} = \dots = b_{2n} = 0$$

$$b_{34} = \dots = b_{3n} = 0$$

...

$$b_{n-1n}=0$$

Karenanya, terdapat total $(n^2 - n)/2$ restriksi, sistem secara tepat teridentifikasi.

Untuk contoh yang spesifik, Perhatikan *Choleski decomposition* dengan 3 variabel VAR berikut ini :

$$e_{1t} = \epsilon_{1t}$$

$$e_{2t} = c_{21} \epsilon_{1t} + \epsilon_{2t}$$

$$e_{3t} = c_{31} \epsilon_{1t} + c_{32} \epsilon_{2t} + \epsilon_{3t}$$

ϵ_{1t} , ϵ_{2t} dan ϵ_{3t} dapat diidentifikasi dari estimasi e_{1t} , e_{2t} dan e_{3t} dan *variance/covariance* matriks Σ . Cara alternatif untuk membuat model hubungan antara forecast error dan inovasi struktural adalah

$$e_{1t} = \epsilon_{1t} + c_{13} \epsilon_{3t}$$

$$e_{2t} = c_{21} \epsilon_{1t} + \epsilon_{2t}$$

$$e_{3t} = c_{31} \epsilon_{2t} + \epsilon_{3t}$$

Forecast error masing-masing variabel dipengaruhi oleh inovasi struktural variabel itu sendiri dan inovasi struktural variabel lainnya. $(9-3)/2 = 3$ restriksi pada C, Kondisi yang diperlukan untuk identifikasi B dan ϵ_t terpenuhi.

Contoh dari *structural decomposition*, Sims tahun 1986 menggunakan enam variabel VAR data kuartal dari tahun 1948:1 sampai tahun 1979:3. Variabel meliputi GNP riil (y), real business fixed in investment (i), deflator GNP (p), uang beredar yang diukur dengan M1 (m), unemployment (u), dan tingkat bunga treasury bill (r). VAR yang tidak direstriksi diestimasi memiliki empat lag dari masing-masing variabel dan constant term. Sims memperoleh 36 fungsi impulse

response menggunakan dekomposisi choleski dengan urutan y mempengaruhi i mempengaruhi p mempengaruhi m mempengaruhi u mempengaruhi r . Beberapa fungsi impulse respon memiliki alasan interpretasi. Namun respon variabel riil terhadap shock money supply terlihat tidak masuk akal. Impulse respon mengasumsikan shock money supply memiliki dampak yang kecil terhadap harga, output atau tingkat bunga. Dengan menggunakan fungsi permintaan uang, hal ini sulit untuk menjelaskan kenapa masyarakat memilih untuk memegang uang. Sims mengajukan alternatif untuk dekomposisi Choleski yang konsisten terhadap keseimbangan pasar uang. Sims meretriksi matriks B seperti dibawah ini :

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} & 0 & 0 \\ b_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 & b_{36} \\ b_{41} & 0 & b_{43} & 1 & 0 & b_{46} \\ b_{51} & 0 & b_{53} & b_{54} & 1 & b_{56} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_t \\ m_t \\ y_t \\ p_t \\ u_t \\ i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \epsilon_{rt} \\ \epsilon_{mt} \\ \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{pt} \\ \epsilon_{ut} \\ \epsilon_{it} \end{bmatrix}$$

Perhatikan terdapat 17 restriksi nol pada b_{ij} ; sistem overidentified; dengan enam variabel, identifikasi yang tepat hanya membutuhkan $(6^2-6)/2=15$ restriksi. Dengan memaksakan 16 restriksi, Sims mengidentifikasi enam hubungan inovasi contemporaneous.

$$r_t = 71.20m_t + \epsilon_{rt} \quad (3.19)$$

$$m_t = 0.283y_t + 0.224p_t - 0.0081r_t + \epsilon_{mt} \quad (3.20)$$

$$y_t = -0.00135r_t + 0.132i_t + \epsilon_{yt} \quad (3.21)$$

$$p_t = -0.0010r_t + 0.045y_t - 0.00364i_t + \epsilon_{pt} \quad (3.22)$$

$$u_t = -0.116r_t - 20.1y_t - 1.48i_t + \epsilon_{ut} \quad (3.23)$$

$$i_t = \epsilon_{it} \quad (3.24)$$

Sims melihat persamaan (3.19) dan (3.20) sebagai fungsi penawaran dan permintaan uang. Dalam pers. (3.19), penawaran uang meningkat ketika tingkat bunga juga meningkat. Permintaan uang pada persamaan (3.20) pendapatan dan tingkat harga berbanding lurus dan berbanding terbalik dengan tingkat bunga. Investasi dalam persamaan (3.24) adalah autonomous. Sims melihat tidak ada alasan untuk meretriksi persamaan lainnya pada model. Agar lebih mudah Sims memilih struktur block Choleski untuk GNP, tingkat harga, dan tingkat pengangguran.

3.5.4. *Impulse Response Function dan Variance Decomposition*

Terdapat dua aplikasi populer lain dari model SVAR, yakni *Impulse-Response Function (IRF)* dan *Variance Decomposition (VD)*.

IRF melakukan penelusuran atas dampak suatu guncangan (*shock*) terhadap suatu variabel terhadap sistem (seluruh variabel) sepanjang waktu tertentu. Sebagai ilustrasi, perhatikan model bivariat dengan lag satu sebagai berikut :

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,5 & 0,3 \\ 0,0 & 0,2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (3.25)$$

Matriks koefisien VAR dapat diperoleh misalnya melalui estimasi. Sekarang seandainya pada saat $t = 0$ terjadi guncangan pada y_1 sebesar 1, maka kita dapat

menelusuri dampak guncangan dimaksud pada y_1 dan y_2 pada $t = 0, 1, \dots$ dan seterusnya sebagai berikut.

$$y_0 = \begin{bmatrix} u_{10} \\ u_{20} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$y_1 = \begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{12} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,5 & 0,3 \\ 0,0 & 0,2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,5 \\ 0,0 \end{bmatrix} \quad (3.26)$$

$$y_2 = \begin{bmatrix} y_{21} \\ y_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,5 & 0,3 \\ 0,0 & 0,2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,5 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,25 \\ 0,0 \end{bmatrix}$$

Dapat kita lihat di sini dampak guncangan adalah semakin kecil dari waktu ke waktu (sistem adalah stabil). Tidak ada pengaruh guncangan dari y_1 terhadap y_2 , karena memang y_2 tidak dipengaruhi oleh y_1 (koefisien y_1 pada regresi y_2 adalah nol, elemen matriks 21).

Dampak guncangan pada variabel y_2 adalah terjadi pada kedua variabel.

Hal ini dapat dilihat melalui ilustrasi berikut.

$$y_0 = \begin{bmatrix} u_{10} \\ u_{20} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$y_1 = \begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{12} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,5 & 0,3 \\ 0,0 & 0,2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,3 \\ 0,2 \end{bmatrix}$$

$$y_2 = \begin{bmatrix} y_{21} \\ y_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,5 & 0,3 \\ 0,0 & 0,2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,3 \\ 0,2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,21 \\ 0,04 \end{bmatrix}$$

Seperti halnya guncangan pada variabel y_1 , dampak guncangan pada variabel y_2 adalah semakin kecil (dampen out).

VD melakukan dekomposisi atas perubahan nilai suatu variabel yang disebabkan oleh (1) guncangan variabel sendiri dan (2) guncangan dari variabel lain. Varians residual prediksi s ($s = 1, 2, \dots$) langkah ke depan dipecah berdasarkan bagian yang bersumber dari variabel itu sendiri dengan yang

bersumber dari variabel-variabel lain. Secara umum tentunya diharapkan proporsi varians yang terbesar adalah yang bersumber dari variabel itu sendiri.

Urutan variabel adalah penting dalam perhitungan IRF dan VD. Teori ekonomi mungkin dapat memberikan masukan khususnya mana yang menjadi penyebab dan mana yang menjadi akibat. Jika teori tidak menyediakan informasi, maka suatu teknik *trial dan error* dapat dilakukan dengan mengubah-ubah urutan dan memilih di antaranya yang dianggap paling baik/masuk akal atau stabil Ariefianto (2012).

