

## ANALISIS FAKTOR-FAKTOR YANG MEMPENGARUHI INFLASI DI INDONESIA

**Endri**

*ABFI Institute PERBANAS Jakarta*

*E-mail: [endri67@yahoo.com](mailto:endri67@yahoo.com)*

### ***Abstract***

*This research is aimed at analysing some factors that affect inflation rate in Indonesia during period 1997-2005. Using cointegration analysis and error correction model this research will investigate the relationship between independent variable and dependent variables in both short run and long run. In the long run, the monetary policy instrument (SBI rate), output gap and exchange rate have significant influence on inflation rate under floating exchange rate regime. In the short-run, the speed of adjustment of exchange rate is higher and significant for corrected to its long run equilibrium.*

***Keywords:*** *inflasi, efek transmisi, kointegrasi, error correction model*

### **PENDAHULUAN**

Inflasi merupakan salah satu indikator penting dalam menganalisis perekonomian suatu negara, terutama berkaitan dengan dampaknya yang luas terhadap variabel makroekonomi agregat: pertumbuhan ekonomi, keseimbangan eksternal, daya saing, tingkat bunga dan bahkan distribusi pendapatan. Inflasi juga sangat berperan dalam mempengaruhi mobilisasi dana lewat lembaga keuangan formal. Tingkat harga merupakan *opportunity cost* bagi masyarakat dalam memegang (*holding*) aset finansial. Semakin tinggi perubahan tingkat harga maka makin tinggi pula *opportunity cost* untuk memegang aset finansial. Artinya masyarakat akan merasa beruntung jika memegang aset dalam bentuk riil dibandingkan aset finansial jika tingkat harga tetap tinggi. Jika aset finansial luar negeri dimasukkan sebagai salah satu pilihan aset, maka perbedaan tingkat inflasi dalam negeri dan internasional dapat menyebabkan nilai tukar rupiah terhadap mata uang asing menjadi *overvalued* dan

pada gilirannya akan menghilangkan daya saing komoditas Indonesia.

Sebelum terjadinya krisis keuangan Asia yang melanda perekonomian Indonesia pada tahun 1998, Bank Indonesia sebagai institusi yang bertanggung jawab terhadap kestabilan tingkat inflasi telah secara dini memformulasikan dan mengimplementasikan kebijakan moneter yang mempertahankan inflasi yang rendah, demikian juga dalam memelihara dan mengelola stabilitas nilai tukar. Namun dalam kenyataannya, pencapaian tujuan mempertahankan stabilitas nilai tukar lebih mendominasi sasaran kebijakan moneter, sebaliknya pencapaian pertumbuhan besaran moneter dan inflasi menjadi sering terabaikan. Terlebih lagi, dengan meningkatnya arus modal masuk pada awal 1990-an, sasaran target berupa *money base* menjadi kurang dapat dikendalikan. Seiring dengan meningkatnya tekanan terhadap rupiah, maka pada bulan Agustus 1997 Bank Indonesia melepaskan rentang intervensi dan mengambangkan nilai tukar rupiah.

Bertumpu pada UU No. 23 Tahun 1999, Bank Indonesia memfokuskan kebijakannya pada pencapaian kestabilan nilai rupiah, dengan menempatkan “inflasi” sebagai landasan dalam kebijakan moneter. *Inflation targeting* (IT) secara implisit telah diterapkan di Indonesia sejak Bank Indonesia mengumumkan target inflasi secara transparan kepada publik di awal tahun 2000. Penerapan IT di Indonesia didasarkan pada beberapa pertimbangan (Alamsyah, et al., 2001). Pertama, dengan telah ditinggalkannya sistem nilai tukar sebagai *nominal anchor*, diperlukan adanya *anchor* alternatif yang kredibel. Kedua, penerapan *inflation targeting* merupakan konsekuensi dari independensi Bank Indonesia dalam menjalankan kebijakan moneter yang difokuskan pada pengendalian inflasi.

Mulai Juli 2005 Bank Indonesia telah mengimplementasikan kerangka kerja kebijakan moneter yang baru konsisten dengan *Inflation Targeting Framework*, yang mencakup empat elemen mendasar yaitu penggunaan suku bunga BI *Rate* sebagai sasaran operasional, proses perumusan kebijakan moneter yang antisipatif, strategi komunikasi yang lebih transparan, dan penguatan koordinasi kebijakan dengan pemerintah. Langkah-langkah dimaksud ditujukan untuk meningkatkan efektifitas dan tata kelola (*governance*) kebijakan moneter dalam mencapai sasaran akhir kestabilan harga untuk mendukung pertumbuhan ekonomi yang berkelanjutan dan kesejahteraan masyarakat.

Studi ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi di Indonesia yang terdiri dari variabel-variabel domestik dan variabel-variabel eksternal. Variabel-variabel domestik terdiri dari variabel suku bunga SBI dan *output gap*. Sementara variabel eksternal adalah variabel nilai tukar dan perubahan Consumer Price Index (CPI) Amerika Serikat untuk mewakili inflasi luar negeri.

## REVIEW PENELITIAN SEBELUMNYA

Beberapa penelitian terdahulu yang menganalisis inflasi di Indonesia dengan menggunakan data-data pada periode sebelum krisis pada umumnya menemukan bahwa pergerakan nilai tukar merupakan suatu determinan yang signifikan terhadap inflasi. Studi yang dilakukan oleh Ahmed dan Kapur (1990) menganalisis efek inflasi dari kebijakan moneter dengan menggunakan metode estimasi OLS. Mereka menemukan bahwa inflasi di Indonesia hanyalah merupakan bagian dari suatu fenomena moneter. Variabel-variabel struktural seperti harga impor dan harga beras berpengaruh terhadap inflasi domestik. Kesimpulan yang mereka kemukakan adalah bahwa dengan pertumbuhan uang yang rendah akan dapat mengurangi inflasi, di sisi lain transmisi dari inflasi internasional akan mempunyai pengaruh yang besar dan dengan waktu yang segera.

Penggunaan teknik kointegrasi untuk menjelaskan pengaruh dari kebijakan pengendalian nilai tukar secara ketat terhadap inflasi dilakukan oleh Siregar (1996). Hipotesis yang dikemukakan adalah bahwa kebijakan devaluasi untuk menstimulasi ekspor akan mempunyai konsekuensi terhadap inflasi. Dia juga menunjukkan bahwa perubahan nilai tukar rupiah mempunyai efek terhadap inflasi.

Penelitian mengenai faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi di Indonesia juga dilakukan McLeod (1997), yang mengusulkan *base maney targeting* sebagai pilihan terbaik baik Bank Indonesia dalam mengendalikan inflasi. Alasannya bahwa kebijakan otoritas moneter akan direspon oleh inflasi dalam jangka menengah sampai jangka panjang melalui pengaruh terhadap *supply base money*. Kesimpulan lainnya adalah bahwa kebijakan yang ditempuh Bank Indonesia sebelum terjadinya krisis keuangan 1997 yang berkaitan dengan pentargetan besaran moneter dalam arti luas

seperti M1 dan M2 serta kredit bank adalah salah sasaran, terutama dalam masa pertengahan liberalisasi sektor keuangan pada akhir 1980-an, dan cenderung untuk membiarkan masalah inflasi.

Selanjutnya, penelitian mengenai inflasi di Indonesia dengan model yang memasukkan variabel sektor moneter, sektor tenaga kerja dan sektor luar negeri dilakukan oleh Ramakrishnan dan Vavakidis (2002). Dengan menggunakan data kuartalan periode 1980-2000, pemakaian teknik kointegrasi tidak dapat menghasilkan determinan-determinan inflasi yang signifikan. Kesimpulan dari penelitian ini adalah bahwa nilai tukar dan inflasi luar negeri merupakan kontributor utama terhadap inflasi di Indonesia dengan suatu kekuatan prediksi yang besar, sedangkan pertumbuhan *money base* meskipun secara statistik signifikan namun hanya berpengaruh kecil terhadap inflasi.

Sementara itu, Juda Agung et al. (2003) memasukkan variabel-variabel indikator dan suatu vektor variabel kontrol yang mengandung informasi terhadap inflasi dengan menggunakan teknik kointegrasi dan ECM. Kesimpulan yang diperoleh dari penelitian ini adalah variabel nilai tukar merupakan 'the best indicators' inflasi dan memberikan efek yang segera terhadap inflasi; variabel kuantitas uang, seperti uang kartal, *base money*, M1, dan M2 masih memiliki kandungan informasi yang cukup tinggi terhadap inflasi, namun kandungan informasi agregat moneter ini melemah ketika nilai tukar dimasukkan sebagai variabel kontrol. Temuan lainnya adalah bahwa variabel-variabel suku bunga, terutama suku bunga PUAB memiliki kandungan informasi yang lebih baik terhadap inflasi dibandingkan dengan variabel-variabel kuantitas uang; dan *output gap* memiliki kandungan informasi yang sangat signifikan dengan dampak yang relatif lebih cepat dibanding besaran moneter.

## METODOLOGI PENELITIAN

### Data dan Sumber Data

Penelitian ini menggunakan data bulanan dari periode Agustus 1997 sampai September 2005. Data inflasi yang digunakan adalah perubahan CPI (CPI\_IND\_R). Variabel-variabel domestik yang dimasukkan dalam model terdiri dari variabel suku bunga SBI (SBI\_R) digunakan sebagai satu-satunya variabel kebijakan moneter. Variabel sektor riil yang dimasukkan adalah *output gap* (OG\_R) untuk menampung interaksi penawaran dan permintaan barang-barang dan jasa-jasa. *Output gap* ini diperoleh dengan jalan mengurangi output potensial dengan output aktualnya. Output potensial itu sendiri diperoleh dengan menggunakan metode Hodrick-Prescott Filter. Variabel GDP dengan harga konstan 2002 (GDP\_R) juga dimasukkan sebagai variabel untuk mengukur produktivitas.<sup>1</sup> Sedangkan variabel-variabel eksternal adalah variabel nilai tukar (ER\_R) dan perubahan CPI Amerika Serikat untuk mewakili inflasi luar negeri. Seluruh variabel adalah dalam persentase, di mana untuk variabel CPI Indonesia dan USA menggunakan tahun dasar 2002 dan GDP dihitung sebagai perubahan tahunan (y-o-y), kecuali untuk *output gap* adalah persentase *output gap* terhadap GDP.

Sumber data adalah dari Bank Indonesia, Badan Pusat Statistik, CEIC *database*, dan International Financial Statistics.

### Teknik Analisis Data

Pada umumnya data ekonomi *time-series* seringkali tidak stasioner pada level series. Jika hal ini terjadi, maka kondisi stasioner dapat tercapai dengan melakukan diferensiasi satu kali atau lebih.<sup>2</sup> Apabila

---

<sup>1</sup> Sebagai catatan, data GDP bulanan diperoleh dengan cara mengkonversi data triwulanan ke bulanan dengan metode *quadratic-match sum* dengan perangkat EViews versi 4.1.

<sup>2</sup> Lihat misalnya Pyndick and Rubinfeld (1991) dan Enders (1995).

data telah stasioner pada level series, maka data tersebut dikatakan *integrated of order zero* atau I(0). Apabila data stasioner pada *first-difference* level maka data tersebut adalah *integrated of order one* atau I(1). Teknik analisis dengan regresi linier biasa (OLS) hanya dapat dipakai jika semua datanya stasioner, baik variabel *dependent* maupun *independent*-nya. Namun jika ada data yang tidak stasioner, dan apabila estimasi dengan menggunakan teknik OLS dipaksakan, maka dapat terjadi regresi yang palsu (*spurious regression*).<sup>3</sup>

**Uji Unit Root**

Sebelum melakukan analisa regresi dengan menggunakan data *time-series*, perlu dilakukan uji stasioneritas terhadap seluruh variabel untuk mengetahui apakah variabel-variabel tersebut stasioner atau tidak. Pengujian ini dilakukan dengan menggunakan pengujian *unit root*, yang bertujuan untuk mengetahui apakah data tersebut mengandung *unit root* atau tidak. Jika variabel mengandung *unit root*, maka data tersebut dikatakan data yang tidak stasioner.

Penentuan orde integrasi dilakukan dengan uji *unit root* untuk mengetahui sampai berapa kali diferensiasi harus dilakukan agar series menjadi stasioner. Terdapat beberapa metode pengujian unit root, dua diantaranya yang saat ini secara luas dipergunakan adalah (*augmented*) Dickey-Fuller dan Phillips-Perron *unit root test*. Ilustrasi uji *unit root* dengan menggunakan uji Dickey-Fuller adalah dengan mengikuti proses autoregresi orde pertama AR(1), sebagai berikut:<sup>4</sup>

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \epsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

di mana  $a_0$  dan  $a_1$  adalah parameter dan  $\epsilon_t$  diasumsikan *white noise*.  $y_t$  adalah suatu series yang stasioner jika  $-1 < a_1 < 1$ . Jika  $a_1 = 1$ , maka  $y_t$  adalah series yang non-stasioner (suatu *random walk* dengan *drift*). Jika nilai absolut  $a_1$  lebih besar dari satu, maka series  $y_t$  menjadi eksplosif. Untuk memungkinkan hipotesis suatu stasioneritas series, nilai absolut  $a_1$  harus lebih kecil dari satu. Dengan mengurangi  $y_{t-1}$  terhadap kedua sisi persamaan di atas diperoleh:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \dots\dots\dots (2)$$

di mana  $\gamma = a_1 - 1$ . Persamaan di atas merupakan representasi dari *first-order autoregressive (AR) process*. Pengujian *unit root* dengan menggunakan uji Dickey-Fuller merupakan pengujian terhadap hipotesis  $H_0 : \gamma = a_1 - 1 = 0$  dan  $H_1 : \gamma < 0$ . Formulasi model Dickey-Fuller adalah sebagai berikut (Enders, 1995):

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \epsilon_t, \dots\dots\dots (3)$$

Nilai yang diperoleh dari uji Dickey-Fuller selanjutnya dibandingkan dengan tabel nilai kritis McKinnon pada tingkat signifikansi 1%, 5% dan 10%. Apabila t-statistik lebih besar daripada t-tabel maka  $H_0$  ditolak dan berarti data tersebut stasioner. Apabila  $H_0$  diterima, maka data tersebut adalah tidak stasioner.

Pengembangan dari uji Dickey Fuller adalah uji Augmented Dickey-Fuller (Maddala, 1992 dan Enders, 1995), yang merupakan perluasan dari uji Dickey-Fuller dengan proses *higher-order autoregressive* untuk variabel dependen. Dalam pengujian ini, diperlukan informasi panjang *lag* yang memenuhi syarat untuk proses *autoregressive* sehingga dapat mengakomodasi *white*

<sup>3</sup> *Spurious regression* ditandai dengan koefisien determinasi ( $R^2$ ) yang tinggi dan nilai statistik yang terlihat signifikan, namun DW-statistiknya sangat rendah dan hasilnya tidak mempunyai arti secara ekonomi. Lihat misalnya Enders (1995) dan Greene (2000).

<sup>4</sup> Lihat misalnya Pindyck and Rubinfeld (1991), Enders (1995) dan Greene (2000).

*noise residual*. Hal ini memungkinkan untuk menggunakan uji Dickey-Fuller dalam persamaan orde yang lebih tinggi. Misalkan ada orde ke- $p$  proses AR adalah sebagai berikut:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 y_{t-3} + \dots + a_{p-2} y_{t-p+2} + a_{p-1} y_{t-p+1} + a_p y_{t-p} + \epsilon_t \dots \dots \dots (4)$$

Jika series dikorelasikan pada *lag* orde yang lebih tinggi, asumsi *white noise disturbance* dilanggar. Pendekatan Augmented Dickey-Fuller (ADF) mengontrol korelasi orde lebih tinggi dengan menambahkan *lagged difference term* dari variabel *dependent y* terhadap sisi kanan persamaan, sehingga diperoleh:

$$\Delta y_t = a_0 + y_{t-1} + \epsilon_1 \Delta y_{t-1} + \epsilon_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \epsilon_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t \dots \dots \dots (5)$$

dengan  $H_0 : = 0$  dan  $H_1 : < 0$ , di mana nilai statistik ADF dibandingkan dengan nilai kritis MacKinnon. Jika nilai t-statistik lebih kecil dari nilai kritis, maka kita menolak  $H_0 : = 0$ , yang berarti series tidak mengandung *unit root* atau dengan kata lain series adalah stasioner.

Pengujian *unit root* lainnya adalah dengan menggunakan pendekatan Phillips-Perron *unit root test*, yang merupakan pengembangan prosedur Dickey-Fuller dengan memperbolehkan asumsi adanya distribusi *error*. Dalam uji Dickey-Fuller digunakan asumsi adanya *error* yang homogen dan independen. Sedangkan Phillips-Perron *unit root test* dapat mengakomodasi adanya *error* yang dependen dan terdistribusi secara heterogen (heteroskedasitas).

Di dalam uji ADF, kita harus menentukan *lag* yang digunakan sehingga kesalahan dalam penggunaan *lag* akan mempengaruhi hasil pengujian. Sedangkan dalam Phillips-Perron *Unit root Test*, kesalahan tersebut dapat dihindari karena besarnya *lag* telah ditentukan berdasarkan

kisaran data. Di samping itu, hasil ADF *test* dapat memberikan hasil yang bias akibat tidak menolak adanya *unit root*. Hal ini terjadi karena perubahan data akibat adanya *shock*, seperti *booming* minyak, deregulasi keuangan, dan intervensi dalam kebijakan moneter oleh bank sentral, di mana *shock* tersebut dapat menyebabkan perubahan data secara permanen. Dalam kasus ini, Phillips-Perron *unit root test* memiliki tingkat pengujian yang lebih tepat.

Pendekatan Phillips-Perron *unit root test* mengemukakan suatu metode nonparametrik untuk mengontrol korelasi serial orde yang lebih tinggi dalam suatu series. Uji regresi Phillips-Perron (PP) adalah suatu proses AR (1) sebagai berikut:

$$\Delta y_t = b_0 + y_{t-1} + \epsilon_t \dots \dots \dots (6)$$

Berbeda dengan uji ADF yang mengoreksi korelasi serial orde yang lebih tinggi dengan menambahkan *lagged difference terms* pada sisi kanan persamaan, uji PP membuat suatu koreksi terhadap t-statistik koefisien dari regresi AR(1) untuk menghitung korelasi serial dalam . Koreksinya bersifat nonparametrik karena menggunakan suatu estimasi dalam spektrum pada frekuensi nol yang *robust* terhadap *heteroskedasticity* dan *autocorrelation* dari bentuk yang tidak diketahui. EViews menggunakan estimasi yang konsisten dengan *Newey-West heteroscedasticity autocorrelation* sebagai berikut:

$$\hat{\sigma}^2 = \sigma^2 + 2 \sum_{v=1}^q \left( 1 - \frac{v}{q+1} \right) \hat{\gamma}_v$$

yang mana

$$\hat{\gamma}_j = \left( \sum_{t=j+1}^T \hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_{t-j} \right) / T$$

dan  $q$  adalah *truncation lag*. t-statistic dari PP dihitung sebagai berikut:

$$t_{pp} = \frac{\hat{\beta}_0^{1/2} t_b - (\hat{\beta}^2 - 0) T s_b}{\hat{\sigma}^2 s}$$

yang mana  $t_b$ ,  $s_b$  adalah *t-statistic* dan *standard error* dari  $\beta$  dan  $s$  adalah *standard error* dari uji regresi. Model yang digunakan oleh Phillips-Perron dalam melakukan uji *unit root* adalah sebagai berikut (Enders, 1995):

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = Y_{t-1} + \epsilon_t \dots\dots\dots (6)$$

Seperti halnya dengan uji ADF, uji PP membandingkan nilai t-statistik PP terhadap nilai kritis MacKinnon dengan hipotesis  $H_0: \beta = 0$  dan  $H_1: \beta < 0$ , di mana  $\beta = a_1 - 1$ . Hasil t-statistik Phillips-Perron *unit root test* selanjutnya dibandingkan dengan nilai kritis MacKinnon pada tingkat signifikansi 1%, 5% dan 10%.

Prosedur pengujian stasioneritas data adalah sebagai berikut:

1. Langkah pertama dalam uji *unit root* adalah melakukan uji terhadap level series. Jika hasil uji *unit root* menolak hipotesis nol bahwa ada *unit root*, berarti series adalah stasioner pada tingkat level atau dengan kata lain series terintegrasi pada I(0).
2. Jika semua variabel adalah stasioner, maka estimasi terhadap model yang digunakan adalah dengan regresi OLS.
3. Jika dalam uji terhadap level series hipotesis adanya *unit root* untuk seluruh series diterima, maka pada tingkat level seluruh series adalah nonstasioner.
4. Langkah selanjutnya adalah melakukan uji *unit root* terhadap *first difference* dari series.
5. Jika hasilnya menolak hipotesis adanya *unit root*, berarti pada tingkat *first difference*, series sudah stasioner atau dengan kata lain semua series terintegrasi pada orde I(1), sehingga estimasi dapat dilakukan dengan menggunakan metode kointegrasi.

6. Jika uji *unit root* pada level series menunjukkan bahwa tidak semua series adalah stasioner, maka dilakukan *first-difference* terhadap seluruh series.
7. Jika hasil uji *unit root* pada tingkat *first-difference* menolak hipotesis adanya *unit root* untuk seluruh series, berarti seluruh series pada tingkat *first-difference* terintegrasi pada orde I(0), sehingga estimasi dilakukan dengan metode regresi OLS pada tingkat *first-difference*-nya.
8. Jika hasil uji *unit root* menerima hipotesis adanya *unit root*, maka langkah berikutnya adalah melakukan diferensiasi lagi terhadap series sampai series menjadi stasioner, atau series terintegrasi pada orde I(d).

**Kointegrasi**

Konsep kointegrasi pada dasarnya adalah untuk mengetahui equilibrium jangka panjang di antara variabel-variabel yang diobservasi. Kadangkala dua variabel yang masing-masing tidak stasioner atau mengikuti pola *random walk* mempunyai kombinasi linear di antara keduanya yang bersifat stasioner. Dalam hal ini dapat dikatakan bahwa kedua variabel tersebut saling terintegrasi atau *cointegrated*. Definisi formal kointegrasi dikemukakan oleh Engle dan Granger, di mana analisis formalnya dimulai dengan mempertimbangkan suatu himpunan variabel-variabel ekonomi dalam jangka panjang, yang dinyatakan yakni sebagai berikut (Enders, 1995):

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \dots\dots\dots (7)$$

Jika  $\beta$  adalah vektor  $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  dan  $x$  adalah vektor  $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ , sistem berada dalam equilibrium jangka panjang jika  $\beta x_t = 0$ . Deviasi dari equilibrium jangka panjang disebut sebagai *equilibrium error*,  $e_t$ , sehingga:

$$e_t = x_t \dots\dots\dots (8)$$

Komponen vektor  $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$  dikatakan berkointegrasi pada orde  $d, b$  yang dinotasikan  $x_t \sim CI(d, b)$  jika:<sup>5</sup>

1. Seluruh komponen dari  $x_t$  terintegrasi pada orde  $d$ .
2. Terdapat suatu vektor  $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)$  yang mempunyai kombinasi linier  $x_t = \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} + \dots + \alpha_n x_{nt}$  terintegrasi pada orde  $(d, b)$ , di mana  $b > 0$ , sehingga vektor  $\alpha$  dikatakan sebagai vektor kointegrasi (*cointegrating vector*).

Ada beberapa catatan penting yang perlu diperhatikan mengenai definisi kointegrasi:<sup>6</sup>

1. Kointegrasi berkenaan dengan suatu kombinasi linier dari variabel-variabel yang non-stasioner.
2. Seluruh variabel harus terintegrasi pada orde yang sama. Jika ada dua variabel yang terintegrasi pada orde yang berbeda, maka kedua variabel ini tidak mungkin berkointegrasi.
3. Meskipun demikian, terdapat kemungkinan adanya suatu campuran dari orde series yang berbeda jika ada tiga atau lebih series yang diperhatikan. Dalam kasus ini, suatu himpunan bagian dari series dengan orde yang lebih tinggi dapat terkointegrasi pada orde yang lebih rendah.
4. Jika  $x_t$  mempunyai  $n$  komponen, maka terdapat kemungkinan sebanyak  $n - 1$  vektor kointegrasi yang independen linier.

Namun jika hasil pengujian *unit root* menunjukkan bahwa tidak semua variabel

nonstasioner, maka teknik kointegrasi tidak dapat dilakukan karena kointegrasi mensyaratkan seluruh variabel harus terintegrasi pada orde yang sama.

### Kointegrasi dan Model Koreksi Kesalahan

Seperti sudah dikemukakan di atas, konsep kointegrasi adalah untuk mengetahui equilibrium jangka panjang dari variabel-variabel yang diobservasi. Suatu ciri khusus dari variabel-variabel yang terkointegrasi adalah jalur waktu (*time path*)-nya dipengaruhi oleh deviasi dari equilibrium jangka panjang. Jika suatu sistem mempunyai equilibrium jangka panjang, maka pergerakan dalam jangka pendek dari variabel-variabelnya harus menanggapi besaran dari ketidakseimbangan jangka panjangnya. Hal ini berarti pergerakan dalam jangka pendek harus dipengaruhi oleh deviasi dari hubungan jangka panjangnya.

Dalam model koreksi kesalahan (*error-correction model, ECM*), pergerakan jangka pendek variabel-variabel dalam sistem dipengaruhi oleh deviasi dari equilibrium. Pada dasarnya ECM mengandung suatu bentuk koreksi kesalahan (*error-correction term, EC*) yang menjamin hubungan jangka panjang terpenuhi. *EC* ini diperoleh dari residual estimasi persamaan kointegrasi.

Sebagai ilustrasi, misalkan ada dua variabel yakni  $y_t$  dan  $z_t$  yang diyakini terintegrasi pada orde 1 dan akan dilihat hubungannya dalam jangka panjang. Jika  $y_t$  dan  $z_t$  keduanya adalah  $I(1)$ , untuk mengestimasi hubungan keseimbangan jangka panjang dibentuk dalam persamaan berikut:

$$y_t = \alpha + \beta z_t + e_t$$

Untuk mengetahui keseimbangan jangka pendeknya, yakni untuk mengetahui variasi dalam keseimbangan jangka

<sup>5</sup> Enders (1995), h.358. Lihat juga Mills (1993) h.172.

<sup>6</sup> Enders (1995), h. 358-360.

panjangnya, maka diperlukan suatu *error correction model* (ECM). Misalkan model ECM adalah sebagai berikut:

$$\Delta y_t = \gamma_1 + \gamma_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{11} \gamma_{11(i)} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \gamma_{12(i)} \Delta z_{t-i} + \epsilon_{yt}$$

$$\Delta z_t = \gamma_2 + \gamma_z \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{21} \gamma_{21(i)} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{22} \gamma_{22(i)} \Delta z_{t-i} + \epsilon_{zt}$$

di mana  $\hat{e}_{t-1}$  adalah *error-correction term* yang merupakan nilai tenggang residual dari estimasi hubungan jangka panjangnya. Sedangkan  $\gamma_y$  dan  $\gamma_z$  adalah koefisien kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment coefficient*),  $\epsilon_{yt}$  dan  $\epsilon_{zt}$  adalah *white-noise disturbances*. Untuk mengestimasi persamaan *error correction* di atas dapat digunakan dengan regresi *ordinary least square* (OLS).

**Model Penelitian**

Untuk melihat hubungan antara inflasi dengan variabel-variabel yang mempengaruhinya, baik berupa faktor domestik maupun faktor internasional, persamaan kointegrasinya dapat dituliskan sebagai berikut:

$$X_t = \alpha + \beta Y_t + \phi Z_t + e_t \dots\dots\dots (1)$$

dan dalam bentuk model '*error correction*' jika antar variabel terdapat hubungan kointegrasi, dan dengan menambahkan *error correction term* ke dalam model (1), menjadi:

$$\Delta X_t = \alpha(L) \Delta X_{t-1} + \beta(L) \Delta Y_{t-1} + \phi(L) \Delta Z_{t-1} + EC_{t-1} + \epsilon_t \dots\dots\dots (2)$$

di mana  $X$  adalah persentase perubahan harga konsumen dan  $Y$  adalah variabel-variabel domestik, dan  $Z$  adalah variabel-variabel internasional yang kemungkinan berpengaruh terhadap inflasi.  $EC$  adalah *error correction term* jika terdapat hubungan kointegrasi antar variabel-variabel yang dimasukkan dalam model.

**PEMBAHASAN HASIL**

Pengujian terhadap keberadaan *unit root* untuk semua variabel yang dimasukkan dalam model menunjukkan bahwa seluruh variabel pada level mempunyai *unit root*. Hal ini ditunjukkan oleh nilai statistik Phillips-Perron yang lebih besar dari nilai kritis Mac Kinnon dengan tingkat keyakinan 95 persen dengan memasukkan unsur *trend* dan konstanta (Tabel 1). Dengan demikian dapat dikatakan bahwa seluruh variabel tidak stationer.

**Tabel 1:** Hasil Uji Phillips-Perron *Unit root* pada level

Variabel	Konstanta dan Trend	Konstanta	Tanpa Konstanta dan Trend
CPI_IND_R	-2.510508	-2.033814	-1.569099
SBI_R	-2.819570	-1.907822	-1.206758
OG_R_GDP	-3.249258*	-2.918508**	-2.733775***
GDP_R	-2.578255	-1.900540	-1.835674*
ER_R	-2.601587	-2.173876	-2.183679**
CPI_USA_R	-2.148739	-1.874509	-0.044527

Sumber: Hasil estimasi

Ket: \*\*\* signifikan dalam tingkat keyakinan 99 persen  
 \*\* signifikan dalam tingkat keyakinan 95 persen  
 \* signifikan dalam tingkat keyakinan 90 persen

**Tabel 2:** Hasil Uji Phillips-Perron *Unit root* pada first-difference

Variabel	Konstanta dan Trend	Konstanta	Tanpa Konstanta dan Trend
D(CPI_IND_R)	-3.261341*	-3.266880**	-3.284218***
D(SBI_R)	-7.977201***	-7.992187***	-8.018719***
D(OG_R_GDP)	-7.038287***	-5.952018***	-5.968540***
D(GDP_R)	-4.208903***	-4.198963***	-4.214929***
D(ER_R)	-8.537725***	-8.582083***	-8.629736***
D(CPI_USA_R)	-7.977201***	-7.992187***	-8.018719***

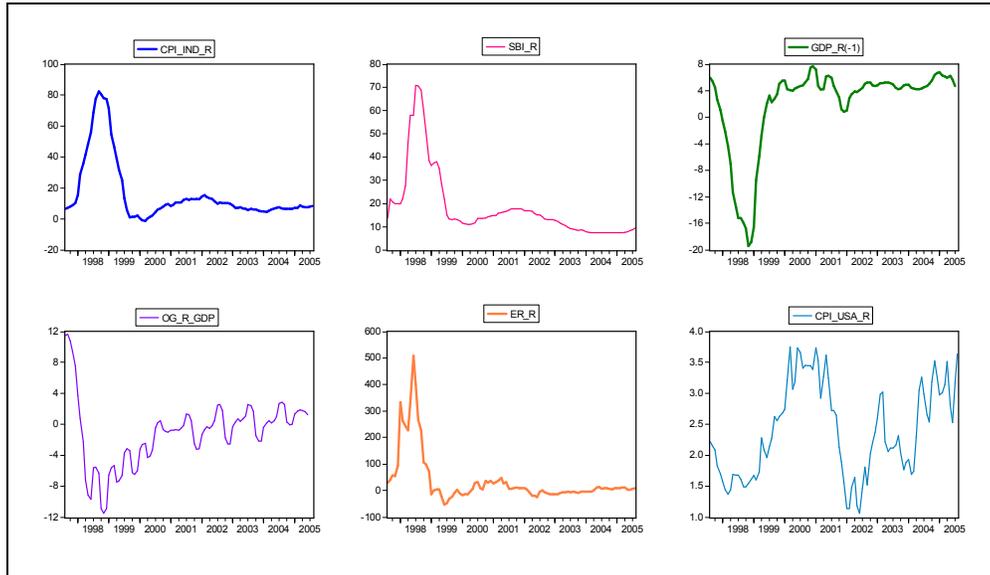
Sumber: Hasil estimasi

Ket: D menunjukkan first-difference

\*\*\* signifikan dalam tingkat keyakinan 99 persen

\*\* signifikan dalam tingkat keyakinan 95 persen

\* signifikan dalam tingkat keyakinan 90 persen



**Gambar 1:** Plot seluruh Variabel yang Dimasukkan Dalam Model

Selanjutnya, pengujian terhadap ada tidaknya kointegrasi diantara variabel-variabel menghasilkan bahwa dengan *trace test* mengindikasikan terdapat 3 persamaan kointegrasi pada tingkat 5 persen dan 2 persamaan kointegrasi pada tingkat 1 persen, sedangkan *max-eigenvalue test* mengindikasikan terdapat satu buah persamaan kointegrasi pada tingkat 5 persen maupun 1 persen. Uji kointegrasi ini menggunakan

interval lag (1 4), yang mana baik *Akaike Information* maupun *Criteria Schwarz Criteria* adalah yang paling kecil. Keberadaan kointegrasi ini juga didukung oleh plot antara CPI\_IND\_R, SBI\_R dan ER\_R yang mempunyai arah kecenderungan yang relatif seiring (Gambar 1).

Hasil persamaan kointegrasi yang merupakan persamaan jangka panjang inflasi dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
 \text{CPI\_IND\_R} = & 0,598 \text{ SBI\_R} + 0,884 \text{ OG\_R\_GDP} \\
 & [3.36576] \quad [4.76371] \\
 & - 0,150 \text{ GDPR}(-1) + 0,107 \text{ ER\_R} \\
 & [-0.35404] \quad [3.08870] \\
 & - 1,265 \text{ CPI\_USA\_R} + 5,545 \\
 & [-1.24001] \quad (3)
 \end{aligned}$$

Ket: Angka dalam tanda kurung menunjukkan nilai t-statistik

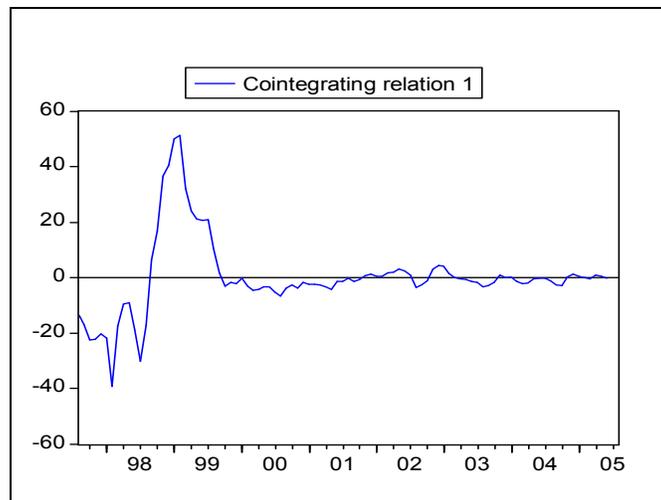
Berdasarkan persamaan (3), dalam jangka panjang, inflasi secara signifikan dipengaruhi oleh kebijakan moneter (dalam hal ini adalah tingkat bunga SBI), besarnya *output gap* dan nilai tukar. Yang perlu diperhatikan adalah tanda koefisien variabel SBI\_R yang positif, yang berarti suatu kenaikan tingkat bunga SBI justru akan meningkatkan laju inflasi. Yang perlu dikaji di sini adalah bahwa Bank Indonesia akan langsung menaikkan tingkat bunga SBI jika laju inflasi mulai meningkat.

Koefisien *output gap* yang bertanda positif menunjukkan bahwa kenaikan *output*

*gap* sebesar satu persen dari GDP akan menaikkan laju inflasi sekitar 0,9 persen. Demikian halnya jika terjadi suatu kenaikan (depresiasi) nilai tukar rupiah sebesar satu persen akan menaikkan laju inflasi sebesar sekitar 0,11 persen. Di bagian lain, dalam jangka panjang koefisien variabel GDP dan inflasi luar negeri tidak signifikan dalam mempengaruhi inflasi Indonesia.

Persamaan (3) di atas juga mengindikasikan bahwa variabel domestik baik variabel moneter (SBI rate) dan variabel riil (*output gap*) mempunyai peranan yang sangat besar dalam mempengaruhi inflasi. Demikian juga variabel eksternal yaitu nilai tukar dapat mempengaruhi inflasi melalui kenaikan harga barang dan jasa impor, baik barang konsumsi maupun bahan baku dan barang modal.

Secara grafik persamaan (3) dapat ditunjukkan oleh Gambar 2.



Gambar 2: Hubungan Jangka Panjang Persamaan Inflasi

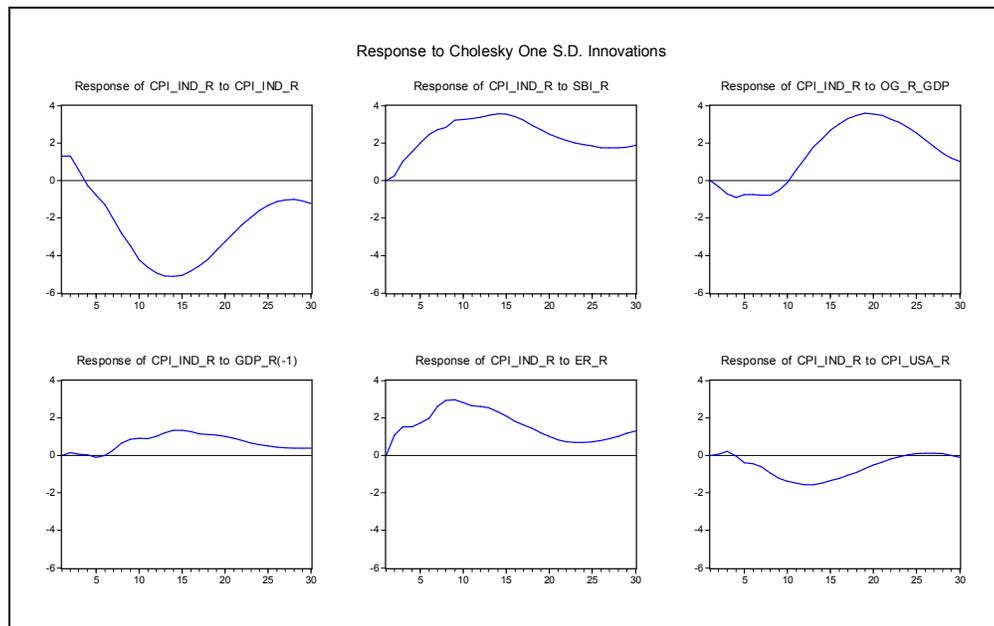
**Tabel 3:** Koefisien *Speed of Adjustment*

Error Correction:	D(CPI_IND_R)	D(SBI_R)	D(OG_R_GDP)	D(GDP_R(-1))	D(ER_R)	D(CPI_USA_R)
CointEq1	-0.058133	-0.019502	0.037233	0.074689***	-4.456690***	-4.59E-05
	(0.03790)	(0.06272)	(0.02385)	(0.01579)	(0.88595)	(0.00870)
	[-1.53376]	[-0.31094]	[ 1.56119]	[ 4.73059]	[-5.03041]	[-0.00528]

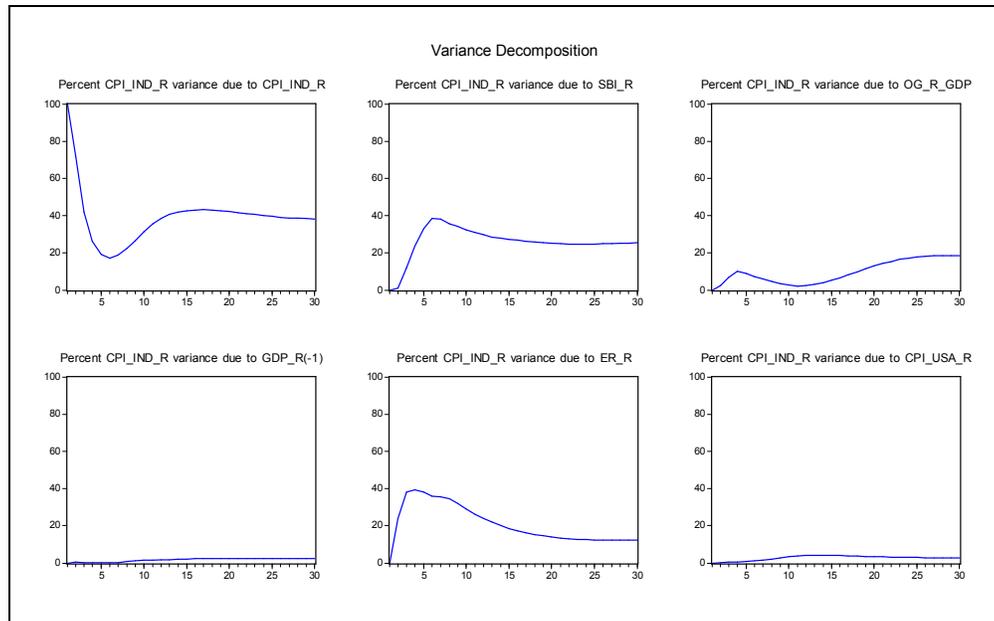
Ket: ( ) menunjukkan nilai standard error, [ ] menunjukkan nilai statistik

Analisis dengan menggunakan metode kointegrasi merupakan analisis jangka panjang, sedangkan untuk mengetahui pengaruh jangka pendeknya digunakan metode *Error Correction model*. Hasil estimasi *Error Correction model* berupa besarnya koefisien persamaan *error correction* yang menunjukkan kecepatan variabel tersebut untuk kembali menuju keseimbangan dari deviasinya. Koefisien

persamaan *error correction* yang signifikan hanya variabel GDP dan nilai tukar (Tabel 3). Dilihat dari besarnya koefisien, variabel GDP sangat kecil sebesar 0,07 yang menunjukkan bahwa GDP untuk kembali ke keseimbangannya sangat lambat. Sedangkan koefisien untuk variabel nilai tukar sebesar -4,46 menunjukkan bahwa nilai tukar akan dengan cepat kembali menuju keseimbangannya.



**Gambar 3:** *Impulse Response* Inflasi terhadap Variabel Lainnya



**Gambar 4:** *Variance Decomposition* Inflasi terhadap Variabel Lainnya

Dalam jangka pendek, dengan menggunakan metode *Error Correction model*, melalui *impulse response* inflasi terhadap variabel lainnya menunjukkan respon yang berbeda-beda. Respon inflasi terhadap *shock* inflasi sendiri akan direspon dengan menurunnya inflasi sampai jangka waktu sekitar satu tahun dan kemudian meningkat lagi (lihat gambar 3). Sedangkan *shock* kebijakan moneter berupa kenaikan SBI rate akan direspon berupa naiknya laju inflasi sampai jangka waktu sekitar 15 bulan. Demikian juga respon inflasi terhadap *shock* dari *output gap*, GDP dan nilai tukar akan cenderung menaikkan laju inflasi. Sedangkan respon inflasi terhadap inflasi luar negeri adalah negatif.

Dengan menggunakan *variance decomposition*, terlihat bahwa dalam jangka pendek selain dirinya sendiri, laju inflasi secara berturut-turut banyak dipengaruhi oleh suku bunga SBI, nilai tukar, *output gap*, inflasi luar negeri dan GDP (gambar 4). Hal

ini menandakan bahwa kebijakan moneter dan nilai tukar sangat berpengaruh terhadap inflasi secara umum.

#### PENUTUP

Studi ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi inflasi baik variabel domestik seperti SBI rate, *output gap*, dan produktivitas, maupun variabel internasional seperti nilai tukar dan inflasi luar negeri. Dengan menggunakan model analisis kointegrasi dan model koreksi kesalahan (*error correction model*, ECM) temuan penting yang diperoleh adalah selama periode nilai tukar mengambang, dalam jangka panjang instrumen kebijakan moneter (SBI rate), *output gap* dan nilai tukar mempunyai pengaruh yang signifikan terhadap inflasi Indonesia.

Dalam jangka pendek, kecepatan penyesuaian nilai tukar cukup besar dan signifikan untuk kembali ke keseimbangan jangka panjangnya. Dengan menggunakan

*impulse response* dan *variance decomposition* juga menunjukkan bahwa suku bunga SBI, nilai tukar dan *output gap* mempunyai kontribusi yang cukup signifikan dalam mempengaruhi inflasi di Indonesia.

#### **DAFTAR PUSTAKA**

- Agung, Juda, et al. (2003). "Identifikasi Variabel Informasi Dalam Framework Inflation Targeting". *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, Bank Indonesia, Desember.
- Ahmed, S. dan B.K. Kapur. (1990). "How Indonesia's Monetary Policy Affects Key Variables". Working Bank Policy, Research, and External Affairs Working Paper, February.
- Alamsyah, Halim, et al. (2001). "Toward Implementation of Inflation Targeting in Indonesia." *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, December.
- Awaluddin, Imam. (2004). "Nilai Tukar Rupiah Riil Ekulibrium Sebelum dan Selama Krisis", *Jurnal Ekonomi dan Pembangunan Indonesia*, Departemen Ilmu Ekonomi FEUI, Vol 4 No. 1, Januari.
- Enders, Walter. (1995). *Applied Econometrics Time Series*. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Greene, William H. (2000). *Econometric Analysis*. Fourth Edition, Prentice-Hall Inc., New Jersey.
- Gujarati, Damodar N. (2003). *Basic Econometrics*. Third Edition, McGraw-Hill Book Co., Singapore.
- Maddala, G.S. dan In-Moo Kim. (1998). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press, Cambridge.
- McLeod, R. H. (1997). "Explaining Chronic Inflation in Indonesia." *Journal of Development Studies*, Vol. 33, No. 3, February.
- Muelgini, Yoke, Imam Awaluddin dan Nusyirwan. (2004). "Efek Transmisi Domestik dan Internasional Terhadap Inflasi di Indonesia," Makalah Seminar Akademik Tahunan Ekonomi II, kerja sama antara FEUI dan BI, Jakarta.
- Laksono, Beta Yuliana. (2005). "Identifikasi Jalur Mekanisme Transmisi dan Efektivitas Kebijakan Moneter dalam Mencapai Tingkat Inflasi yang Mendukung Pertumbuhan Ekonomi Daerah", Disertasi Program Pascasarjana Ilmu Ekonomi FEUI, tidak dipublikasikan.
- Pindyck, Robert S. and Daniel L. Rubinfeld. (1991). *Econometric Models and Economic Forecasts*. Third Edition, McGraw-Hill Inc., Singapore.
- Ramakrishnan, Uma dan Athanasios Vamvakidis. (2002). "Forecasting Inflation in Indonesia". IMF Working Paper, WP/02/111.
- Siregar, R.Y. (1996). "Real Exchange Rate Targeting and Inflation in Indonesia: Theory and Empirical Evidence." Pacific Basin Working Paper Series, Federal Reserve Bank of San Fransisco, No. PB96-07.