TINGKAT INFLASI, SUKU BUNGA BANK INDONESIA, JUMLAH UANG BEREDAR DAN KURS

Oleh:
Nenny Hendajany [1)]

[1)] Universitas Sangga Buana
Email: nennyhendajany@gmail.com

ABSTRACT

Inflation as an economic indicator is very interesting to be discussed, although the author of the predecessor has done extensive research on the factors affecting inflation in Indonesia, the authors are interested to use ECM (Error correction model) in the relationship between inflation and the central bank interest rate, money supply, and the exchange rate. Time series data related to finance generally fluctuate and are not stationary at degree level, but the data from December 1997 until December 2011 found that only one variable that is not stationary at the level which is the central bank interest rate, but the first difference of all variables that studied already stationary. Once the data is tested cointegration with Granger 2-Step Engle concluded that the cointegrated variables can be made. First ECM results unsatisfactory estimation, this is due to the persistence of autocorrelation in ECM. The treatment of autocorrelation with GLS provide a better estimate, with a sign of coefficients according to economic theory, although variable m2 or the amount of money in circulation do not significantly affect the short-term relationship.

Keywords*: Inflation, The Central Bank Interest Rate, Money supply, Exchange rate, Error Correction Model*

PENDAHULUAN

Inflasi menjadi salah satu indikator ekonomi yang selalu diperhatikan oleh pe-merintah, dimana saat ini Indonesia (Bank Indonesia) menggunakan kebijakan target inflasi. Sebelum krisis ekonomi tahun 1998, Bank Indonesia bertanggung jawab terhadap kestabilan tingkat inflasi dan nilai tukar rupiah. Namun, sejak Agustus 1998 Bank Indonesia mengeluarkan kebijakan baru dengan melepaskan rentang intervensi dan mengambangkan nilai rupiah.

Berdasarkan tingkat keparahannya, inflasi dapat dibagi empat jenis yaitu inflasi ringan, sedang, berat dan *hyperinflasi*. Inflasi yang tidak besar atau ringan sebenarnya mengun-tungkan bagi pelaku ekonomi, karena mempu-nyai ekspektasi kerja masa depan yang lebih baik dibandingkan terjadinya deflasi. Pada kondisi inflasi ringan masyarakat bergairah untuk bekerja, menabung dan berinvestasi.

Masalah inflasi menjadi sangat menakutkan apabila terjadi pada tingkat *hyper*. *Hyperinflasi* akan terlihat secara jelas dampaknya bagi perekonomian karena umumnya inflasi melebihi 50% perbulannya, dan penyebab utama dikarenakan pencetakan uang yang besar-besaran oleh pemerintah untuk membiayai defisit keuangannya, dikenal dengan nama *seignorage*. Pada kondisi *hyper*, masyarakat tidak semangat bekerja, menabung dan berinvestasi karena harga meningkat dengan cepat.

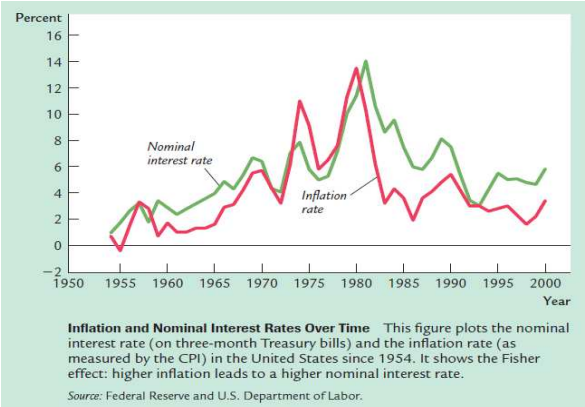
STUDI LITERATUR

Inflasi adalah suatu kecenderungan meningkatnya tingkat harga umum secara terus menerus sepanjang waktu. Jenis inflasi berdasarkan penyebabnya dapat dibagi menjadi tiga *yaitu demand full inflation, cost push inflation* dan *mixed inflation*.

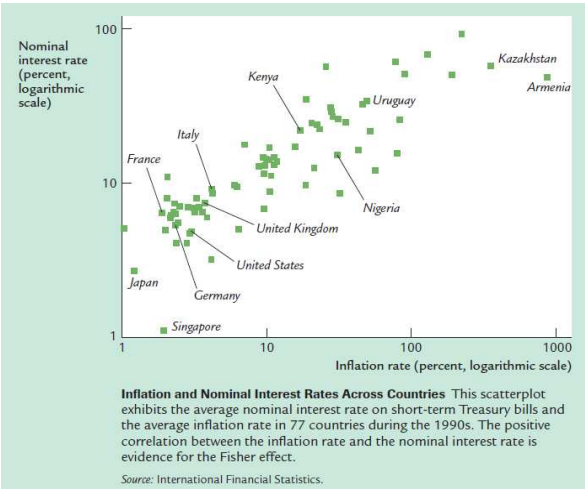
Dasar pemahaman inflasi dimulai dari teori kuantitas uang, dimana proses inflasi terjadi karena dua hal, yaitu jumlah uang yang beredar dan harapan masyarakat mengenai kenaikan harga (Boediono, 1985). Teori kuantitas uang menunjukkan bahwa tingkat harga adalah proporsional terhadap jumlah uang yang beredar, dan bank sentral sebagai pengawas jumlah uang beredar memiliki kendali tertinggi atas tingkat inflasi. Jika bank sentral mempertahankan jumlah uang beredar tetap stabil, tingkat harga akan stabil. Jika bank sentral meningkatkan jumlah uang beredar dengan cepat, tingkat harga akan meningkat dengan cepat. Pertumbuhan kuan-titas uang sebagai determinan penting dalam tingkat inflasi. Hasil penelitian Friedman dan Anna Schwartz, negara dengan pertumbuhan uang tinggi (seperti Turki) cenderung memiliki inflasi yang tinggi, sementara negara dengan pertumbuhan uang rendah (seperti Singapura) cenderung memiliki inflasi yang rendah.

Selain jumlah uang beredar dalam teori kuantitas dan persamaan Fisher menyatakan bahwa pertumbuhan uang mempengaruhi tingkat bunga nominal. Menurut teori kuantitas, kenaikan dalam tingkat pertumbuhan uang sebesar 1 %

menyebabkan kenaikan 1 % dalam tingkat inflasi. Menurut persamaan Fisher kenaikan 1% dalam tingkat inflasi sebaliknya menyebabkan kenaikan 1% dalam tingkat bunga nominal. Bukti yang memperlihatkan tingkat bunga nominal dan tingkat inflasi yang diukur oleh IHK (CPI) di AS sejak 1954. Tingginya inflasi menyebabkan tingginya tingkat bunga nominal (lihat Gambar 1). Juga terdapat bukti empiris dari berbagai Negara bahwa inflasi dan tingkat bunga nominal mempunyai hubungan positif (lihat Gambar 2)

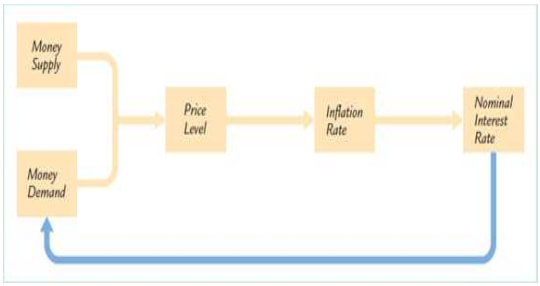


Gambar 1. Plot Inflasi dan Tingkat Suku Bunga Nominal Sejak 1945 di Amerika Serikat



Gambar 2. Hubungan Inflasi dan Tingkat Suku Bunga Antarnegara

Terdapat keterkaitan antara uang, harga dan tingkat bunga. Menurut Mankiw (2001:91), jumlah uang beredar dan permintaan uang menentukan tingkat harga. Perubahan tingkat harga menentukan tingkat inflasi. Tingkat inflasi menentukan tingkat bunga nominal. Tingkat bunga nominal menentukan permintaan uang. Keterkaitan ini digambarkan sebagai berikut:



Gambar 3. Hubungan antara Uang, Harga dan Tingkat Bunga

Dalam penelitian ini suku bunga yang diobservasi adalah suku bunga bank Indonesia (BI rate). Apabila jumlah uang yang beredar dinaikkan, maka bank sentral akan meningkatkan suku bunganya, yang akan mempengaruhi tingkat suku bunga tabungan dan kredit sehingga investasi akan berkurang dan output akan berkurang. Hal ini menyebabkan tingkat harga semakin tinggi.

Pada saat laju inflasi sebuah negara naik relatif terhadap laju inflasi negara lain, maka permintaan atas valutanya menurun karena ekspornya menurun (menyusul naiknya harga). Selain itu konsumen dan perusahaan dalam negara yang memiliki inflasi tinggi cenderung meningkatkan konsumsi import mereka. Kedua tekanan ini menciptakan penurunan atas nilai valuta dari negara yang memiliki inflasi tinggi.

Hubungan inflasi dan nilai tukar tercermin dalam teori paritas daya beli (*purchasing power parity*). Teori ini menyata-kan bahwa nilai tukar akan menyesuaikan diri dari waktu ke waktu untuk mencerminkan selisih inflasi antara dua negara.

Beberapa penelitian terdahulu mengenai inflasi di Indonesia telah dilakukan, Endri (2008: 1-13) memberikan kesimpulan bahwa selama periode nilai tukar mengambang, dalam jangka panjang instrumen kebijakan moneter (suku bunga Bank Indonesia, *output gap*, dan nilai tukar) mempunyai pengaruh yang signifikan terhadap inflasi di Indonesia. Amri A. seorang guru besar Fakultas Ekonomi Universitas Jambi menyimpulkan dalam penelitiannya bahwa kurva Phillips yang menghubungkan inflasi dan tingkat pengangguran untuk Indonesia tidak tepat. Tidak ada pengaruh yang signifikan antara inflasi dengan tingkat pengangguran. Lutfi M. dan Hidayat A. menyimpulkan bahwa jumlah uang beredar berpengaruh secara signifikan terhadap inflasi sementara kurs mata uang dan pengeluaran pemerintah berpengaruh tidak signifikan.

Hipotesis yang diajukan penulis berdasarkan literatur dan studi empiris terdahulu adalah:

1. Diduga terdapat hubungan positif antara jumlah uang beredar dengan inflasi

2. Diduga terdapat hubungan positif antara suku bunga Bank Indonesia dengan inflasi.
3. Diduga terdapat hubungan positif antara nilai tukar kurs Dolar Amerika Serikat terhadap Rupiah dengan inflasi.

METODE ANALISIS

1. Data dan Sumber Data

Berdasarkan landasan teori maka data yang sesuai untuk digunakan adalah data inflasi berdasarkan indeks harga konsumen atau CPI, suku bunga Bank Indonesia, jumlah uang beredar dan nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika Serikat. Data inflasi berdasarkan indeks harga konsumen (CPI) dari database IFS. Karena dari data IFS diperoleh hanya sampai Feb 2010, maka selanjutnya dihitungkan CPI melalui tingkat inflasi yang dikeluarkan oleh Badan Pusat Statistik (BPS), dengan terlebih dahulu menguji pada bulan Februari 2010 perhitungan inflasi berdasarkan CPI dengan inflasi yang dikeluarkan BPS. Data suku bunga Bank Indonesia dan jumlah uang beredar diperoleh dari laporan Bank Indonesia. Suku bunga Bank Indonesia yang diambil adalah BI rate. Jumlah uang beredar yang diambil adalah M2. Nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika Serikat diambil dari database IFS dan dilengkapi dari laporan tahunan Bank Indonesia. Jumlah uang beredar dan nilai tukar dibuat dalam logaritma.

Data yang digunakan mulai Desember 1997 sampai dengan Desember 2011. Beberapa alasan yang mendasari pengambilan data tersebut, pertama data bulanan suku bunga Bank Indonesia yang dipublikasikan secara lengkap mulai dari Desember 1997, kedua kebijakan nilai tukar mengambang baru diberlakukan setelah tahun 1997.

2. Teknik Analisis Data

Data *time series* yang berkaitan dengan ekonomi umumnya tidak stasioner pada tingkat level. Untuk membuat data stasioner maka perlu melakukan diferensiasi. Diferensiasi mula-mula dilakukan sekali dan diuji apakah sudah stasioner, apabila belum maka perlu melakukan diferensiasi untuk kedua kalinya lalu uji kembali, begitu seterusnya sampai diperoleh data stasioner.

Suatu data *time series* yang telah stasioner di level *series*, data tersebut dinamakan *integrated of order zero* atau I(0). Apabila stasioner di diferensiasi pertama disebut *integrated of order one* atau I(1), dan seterusnya. Data stasioner diperlukan agar dapat menggunakan teknik analisis dengan regresi OLS, jika data tidak stasioner dan dipaksakan menggunakan OLS maka akan terjadi spurious regression. Untuk menguji kestasioneran data dikenal dengan istilah uji *unit root.*

Uji unit Root

Pengujian *unit root* bertujuan untuk mengetahui ada tidaknya *unit root* dalam data. Jika data mengandung *unit root* maka data tersebut dikatakan data yang tidak stasioner. Metode pengujian *unit root* dapat dilakukan secara parametrik yang dikenal dengan augmented Dickey Fuller dan secara non parametrik yang dikenalkan oleh Philips Perron *unit root test*. Selain kedua uji tersebut sebenarnya uji stasioner melalui *correlogram* dengan melihat koefisien ACF dan PACF, hanya saja metode ini cocok untuk data yang sangat bervariasi.

Pengujian unit root dengan Dickey Fuller test dengan menggunakan ide dasar mengikuti proses autoregresi orde pertama yang dijelaskan sebagai berikut

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t, \ t = 1,2, \ldots\ldots\ldots (1)$$

di mana $\alpha \, \text{dan} \, \rho$ adalah parameter dan e_t diasumsikan white noise.

Jika y_t mengikuti persamaan (1) akan mempunyai *unit root* jika dan hanya jika $\rho = 1$. Apabila $\alpha = 0$ dan $\rho = 1$ disebut dengan *random walk* tanpa *drift*. Jika $\alpha \neq 0$ dan $\rho = 1$ maka y_t adalah *random walk* dengan *drift*. Jika nilai ρ lebih dari satu maka series y_t menjadi series yang eksplosif. Ketika $|\rho| < 1$ maka y_t adalah proses AR(1) yang stabil.

Hipotesis bahwa y_t mempunyai *unit root*:$H_0: \rho = 1$ dan $H_a: \rho < 1$. Ingat dalam semua kasus kita hanya memperhatikan satu sisi yaitu pihak kiri.

Apabila kedua sisi pada persamaan (1) dikurangkan y_{t-1} maka diperoleh :

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + e_t \ldots\ldots (2)$$

Di mana $\theta = \rho - 1$.

Persamaan (2) merupakan representasi dari proses *first order autoregressive* (AR). Persamaan ini merupakan dasar pengujian unit root dengan uji Dickey Fuller, sehingga hipotesisnya menjadi $H_0: \theta = 0$ dan $H_a: \theta < 0$. Nilai t statistik yang diperoleh dari uji Dickey Fuller ini dibandingkan dengan tabel nilai kritis dari McKinnon dengan tingkat signifikansi 1 %, 5% atau 10 %. Nilai kritis McKinnon ini diperoleh dengan perhitungan sebagai berikut:$\beta_\infty + \frac{\beta_1}{T} + \frac{\beta_2}{T^2}$

Pengujian augmented Dickey Fuller memerlukan informasi lag yang memenuhi syarat untuk proses autoregesif sehingga dapat mengakomodasi adanya white noise *residual*. Terdapat dua cara untuk mendapatkan informasi lag ini, pertama dapat menggunakan Akaike information criterion (AIC) dengan melihat nilai

yang terendah. Dimana kita membuat terlebih dahulu p proses AR, kemudian dicari AICnya, selanjutnya p-1 proses AR yang juga dicari AICnya, terus sampai proses AR(1). Pilihlah *lag* dengan AIC terkecil, perlu diingat bahwa jumlah observasi harus sama apabila ingin membandingkan AIC, maka untuk itu jumlah observasi harus disesuaikan dengan proses Autoregresi terbesar yaitu p, AR(p). Formulasi AIC dapat dituliskan:

$$AIC = e^{2k/T}\frac{\sum \hat{u}_i^2}{T} = e^{2k/T}\frac{RSS}{T}....(3)$$

di mana k merupakan jumlah parameter estimasi, T adalah jumlah observasi, e = 2,718 dan u adalah residual. Persamaan AIC tersebut dapat pula dibuat dalam bentuk logaritma:

$$lnAIC = \frac{2k}{T} + \ln(\frac{RSS}{T})...(4)$$

Menurut kriteria ini model yang baik adalah yang mempunyai nilai AIC terkecil. Kriteria ini memberi timbangan yang lebih besar dibandingkan $\bar{R}^2$dalam hal penambahan variabel independen.

Kedua dapat menggunakan *general to specific*, dari p proses AR, kita *redundant* koefisien yang ditolak, kemudian uji jika hasilnya Ho tidak ditolak, maka model *restricted* dapat digunakan, selanjutnya apabila masih ada koefisien yang ditolak kita dapat kita *redundant* lagi, begitu seterusnya sampai mendapatkan model yang spesifik.

Pendekatan Phillips-Peron *unit root test* merupakan pengembangan prosedur Dickey Fuller dengan memperbolehkannya asumsi bahwa *error* itu dependen dan terdistribusi secara heterogen (heteroskedastisitas). Sementara dalam uji Dickey Fuller asumsi *error* itu homogen dan independen.

Berbeda halnya dengan uji ADF yang harus menentukan *lag* yang tepat, dalam Phillips Peron *unit root test* ini besarnya *lag* telah ditentukan berdasarkan kisaran data. Rumusan besarnya *lag* adalah $q = floor(4\left(\frac{T}{100}\right)^{\frac{2}{9}})$

Apabila terdapat perubahan data akibat adanya *shock*, seperti deregulasi keuangan, *booming* minyak atau intervensi bank sentral dalam kebijakan moneter yang mengakibatkan perubahan data secara permanen, maka Phillips Peron *unit root* memiliki tingkat pengujian yang lebih tepat.

Phillips Peron dapat menggunakan uji Newey-West *heteroscedasticity autocorrelation* dengan persamaan :

$$\hat{\lambda}_T^2 = \hat{\gamma}_{0,T} + 2\sum_{j=1}^{q}(1 - \frac{j}{q+1})\hat{\gamma}_{j,T}....(5)$$

Dimana:

$$\hat{\gamma}_{j,T} = \frac{1}{T}\sum_{i=j+1}^{T}\hat{e}_i\hat{e}_{i-j}....(6)$$

Statistik uji untuk Phillips Peron ini ada dua yaitu yang tanpa menggunakan konstan dan yang memasukkan trend

$$Z_\rho = T(\hat{\rho}_T - 1) - \frac{1}{2}\frac{T^2\hat{\sigma}^2}{s_T^2}(\hat{\lambda}_T^2 - \hat{\gamma}_{0,T})....(7)$$

$$Z_\tau = \sqrt{\frac{\hat{\gamma}_{0,T}}{\hat{\lambda}_T^2}}\frac{\hat{\rho}_T - 1}{\hat{\sigma}} - \frac{1}{2}(\hat{\lambda}_T^2 - \hat{\gamma}_{0,T})\frac{1}{\hat{\lambda}_n}\frac{n\hat{\sigma}}{s_n}....(8)$$

Nilai kritis yang digunakan adalah Mackinnon yang sesuai apakah tanpa konstanta dan trend, hanya konstanta ataukah dengan konstanta dan trend.

Pengujian stasioneritas data yang dilakukan sesuai dengan prosedur berikut:

1. Uji *unit root* pada level *series*. Apabila Ho ditolak berarti *series* stasioner pada tingkat level atau *series* terintegrasi pada I(0).
2. Apabila semua variabel stasioner maka OLS dapat digunakan untuk mengestimasi model.
3. Apabila dalam uji pada level *series* semua Ho tidak ditolak maka tingkat level seluruh *series* tersebut nonstasioner.
4. Selanjutnya melakukan uji *unit root* pada *first difference* pada *series.*
5. Apabila Ho ditolak berarti pada tingkat *first difference series* sudah stasioner atau series terintegrasi pada I(1), estimasi dapat dilakukan dengan menggunakan metode kointegrasi.
6. Apabila uji *unit root* pada tingkat level *series* tidak semua *series* stasioner, maka dilakukan *first difference* terhadap semua series.
7. Apabila hasil uji *unit root* pada *first difference* menolak Ho untuk semua *series*, berarti seluruh *series* terintegrasi pada orde I(1).
8. Apabila hasil uji *unit root* pada *first difference* Ho tidak ditolak, maka langkah selanjutnya adalah melakukan diferensiasi lagi terhadap *series* sampai *series* menjadi stasioner, atau *series* terintegrasi pada orde I(d). Dimana d adalah jumlah diferensiasi yang mengakibatkan semua *series* stasioner.

Kointegrasi pada umumnya untuk mengetahui keseimbangan jangka panjang di antara variabel-variabel yang diobservasi. Terkadang dua variabel yang tidak stasioner mempunyai kombinasi linier diantara keduanya yang bersifat stasioner.

Kointegrasi diperkenalkan pertama kali oleh Engle dan Granger. Engle Granger menyebutkan *two step test*. Langkah kointegrasi awalnya mengestimasi model persamaan (sebagai contoh): $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$ dan kemudian mendapatkan nilai residualnya. Dari *residual* ini kemudian uji dengan Dickey Fuller atau Augmented Dickey Fuller. Model persamaannya dapat dituliskan:

$$\Delta\varepsilon_t = \beta_1\varepsilon_{t-1} + \sum_{i=2}^{p}\alpha_i\Delta\varepsilon_{t-i+1}...(9)$$

Nilai statistic Dickey Fuller adan Augmented Dickey Fuller diperolah dari koefisien

β_1. Jika nilai statistiknya lebih besar dari nilai kritisnya maka variabel yang diamati saling berkointegrasi, sebaliknya apabila nilainya lebih kecil maka variabel yang diamati tidak berkointegrasi.

Hal yang perlu diperhatikan dalam kointegrasi:

1. Kointegrasi merupakan suatu kombinasi linier dari variabel-variabel yang non stasioner.
2. Seluruh variabel harus terintegrasi pada orde yang sama, jika kedua variabel tidak mempunyai orde yang sama maka kedua variabel tidak mungkin berkointegrasi.
3. Apabila ada tiga atau lebih *series* yang diperhatikan, terdapat kemungkinan adanya suatu campuran dari orde *series* yang berbeda.
4. Jika hasil pengujian *unit root* menunjukkan tidak semua variabel nonstasioner, maka teknik kointegrasi tidak dapat dilakukan.

Disebutkan di atas adanya kointegrasi berarti ada hubungan jangka panjang antara kedua variabel tersebut. Dalam jangka pendek mungkin saja terjadi ketidakseimbangan (disequilibrium). Ketidakseimbangan inilah yang sering kita temui dalam perilaku ekonomi, artinya apa yang jadi desired pelaku ekonomi belum tentu sama dengan kejadian yang sebenarnya. Perbedaan inilah yang menyebabkan perlunya penyesuaian atau adjustment.Model yang memasukkan penyesuaian untuk melakukan koreksi bagi ketidakseimbangan disebut sebagai model koreksi kesalahan atau *Error Correction Model* (ECM). Model ini pertama kali dikemukakan oleh Sargan dan dikembangkan serta dipopulerkan oleh Engle-Granger.

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

Untuk membahas model ECM ini misalkan kita mempunyai hubungan jangka panjang antara dua variabel X dan Y seperti berikut: $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t$. Persamaan tersebut akan terpenuhi saat Y dan X dalam keseimbangan. Apabila tidak, maka terdapat perbedaan sisi kiri dan sisi kanan sebesar :$EC_T = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t$.Nilai perbedaan ini disebut dengan kesalahan ketidakseimbangan. Selanjutnya hubungan jangka pendek dengan memasukkan unsur lag Y dan X, misalkan bentuk persamaannya sebagai berikut:

$$Y_t = b_0 + b_1 X_t + b_2 X_{t-1} + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t dimana\ 0 < \phi < 1 \text{.....(10)}$$

Model ini memasukkan *first order lags*. Sebenarnya kita dapat memasukkan pada lag kedua atau yang lebih tinggi. Persamaan diatas menyiratkan bahwa nilai Y memerlukan waktu untuk melakukan penyesuaian secara penuh terhadap variasi X.

Apabila data tidak stasioner pada tingkat level maka untuk mengatasinya diperlukan sedikit manipulasi dengan mengurangkan kedua sisinya dengan Y_{t-1}

$$Y_t - Y_{t-1} = b_0 + b_1 X_t + b_2 X_{t-1} + \phi Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$Y_t - Y_{t-1} = b_0 + b_1 X_t + b_2 X_{t-1} - (1-\phi) Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Gunakan trik matematika dengan menambah dan mengurangkan $b_1 X_{t-1}$

$$Y_t - Y_{t-1} = b_0 + b_1 X_t - b_1 X_{t-1} + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-1} - (1-\phi) Y_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\Delta Y_t = b_0 + b_1 \Delta X_t + (b_1 + b_2) X_{t-1} - \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

di mana Δ menunjukkan *first difference* dan λ=1 − ϕ . Persamaan diatas dapat dibuat kedalam bentuk seperti ini

$$\Delta Y_t = b_0 + b_1 \Delta X_t - \lambda (Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1}) + \varepsilon_t$$

di mana $\beta_1 = (b_1 + b_2)/\lambda$. Persamaan di atas dapat juga dituliskan sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = b_1 \Delta X_t - \lambda (Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}) + \varepsilon_t$$

di mana $\beta_0 = b_0/\lambda$. Persamaan di atas menjelaskan bahwa perubahan Y masa sekarang dipengaruhi oleh perubahan X dan *error correction component* periode sebelumnya. Persamaan ini disebut dengan *first order error correction model*. Dapat pula dibuat dalam bentuk *second orde*r ECM atau *third order* ECM. Parameter λ merupakan parameter penyesuaian, b menjelaskan pengaruh jangka pendek, dan β menjelaskan pengaruh jangka panjang.Menurut Engle Granger jika dua variabel Y dan X tidak stasioner tetapi terkointegrasi maka hubungan antara keduanya dapat dijelaskan dalam model ECM. Persamaan diatas apabila dikaitkan dengan persamaan $EC_t = (Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1})$, maka diperoleh:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 EC_t + \varepsilon_t \text{....(11)}$$

α_1 menunjukkan koefisien jangka pendek, α_2 dalam absolut menjelaskan seberapa cepat waktu diperlukan untuk mendapatkan nilai keseimbangan.

Data *time series* sangat memper-hatikan sekali permasalahan autokorelasi, ka-rena mau tidak mau apabila kita menggunakan data *time series*, maka antara *error* periode t dengan periode t-1 saling berhubungan. Pengujian yang dapat digunakan untuk menguji autokorelasi ini adalah uji Breusch Godfrey (BG) yang dikenal pula dengan uji LM. Statistik ujinya adalah $(n-p)R^2 \sim \chi_p^2$

Apabila data masih mengandung autokorelasi, maka perlu penanganan khusus dengan *correcting for (pure) autocorrelation* menggunakan Metoda GLS (*Generalized Least Squares*). Sebagai ilustrasi, misalkan dua variabel

dalam model regresi $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$, dengan asumsi error mempunyai pola AR(1), misalkan $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t - 1 < \rho < 1$. Jika ρ diketahui maka:

$$Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + u_{t-1}$$

Kalikan dengan ρ, maka:

$$\rho Y_{t-1} = \rho\beta_0 + \rho\beta_1 X_{t-1} + \rho u_{t-1}$$

Apabila persamaannya dikurangkan diperoleh:

$$Y_{t-1} - \rho Y_{t-1} = \beta_0(1-\rho) + \beta_1(X_{t-1} - \rho X_{t-1}) + \varepsilon_t \text{.....(12)}$$

di mana $\varepsilon_t = (u_t - \rho u_{t-1}$. Persamaan tersebut baru diestimasi dengan mengenerate variabel baru $Y^* = Y_{t-1} - \rho Y_{t-1}$dan $X^* = X_{t-1} - \rho X_{t-1}$. Maka persamaan (12) dapat disederhanakan menjadi :

$$Y^* = \beta_0^* + \beta_1^* X^* + \varepsilon_t \text{.....(13)}$$

3. Model Penelitian

Untuk melihat hubungan antara inflasi dengan variabel independennya yaitu suku bunga Bank Indonesia, nilai tukar rupiah dan jumlah uang beredar dituliskan dalam model berikut:

$inf_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_1 sbi_t + \hat{\beta}_2 lexc_t + \hat{\beta}_3 lm2_t + \varepsilon_t$..(14)

Dimana :

inf_t: inflasi periode t, dimana t adalah bulanan yang dimulai Desember 1997, variabel ini didapatkan dari CPI dengan persamaan d(log(cpi))

sbi_t: suku bunga bank Indonesia periode t

$lexc_t$: log nilai tukar rupiah terhadap dollar AS periode t

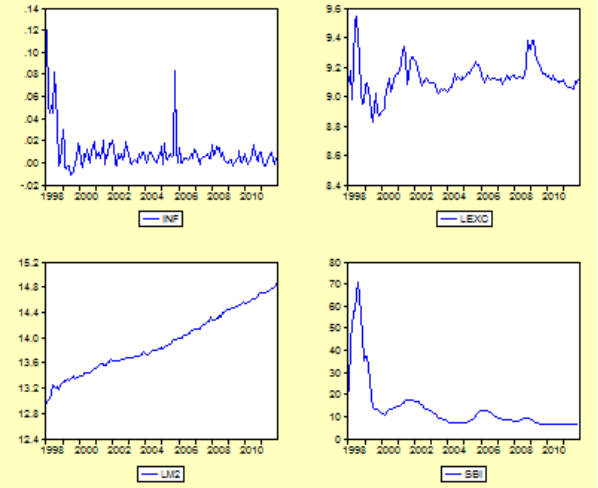
$lm2_t$: log jumlah uang beredar periode t

Persamaan (9) dapat pula diartikan sebagai hubungan jangka panjang. Hubungan jangka panjang ini berlaku jika ε_t nya white noise, yang berarti memenuhi asumsi klasik dimana $\varepsilon_t \sim NiiD(0, \sigma^2)$.

HASIL ANALISIS

Sebelum menguji *unit root test*, terlebih dahulu data kita plot agar terlihat apakah data tersebut stasioner terhadap rata-rata atau akan stasioner jika memasukkan unsur trend dan perlukah menggunakan konstanta. Keempat variabel yang dibahas dalam paper ini menghasilkan gambar plot data seperti yang terlihat dalam gambar 4.

Gambar 4 : Plot seluruh variabel dalam model



Gambar 4. Plot Seluruh Variabel dalam Model

Data inf dan lexc terlihat kemungkinan akan stasioner pada konstanta (intercept) dan data lm2 cenderung stasioner dengan trend dan konstanta, sedangkan data sbi cenderung stasioner apabila sampel di atas 1998 (setelah krisis ekonomi). Untuk memperjelas digunakan uji *unit root*.

Hasil uji *unit root* diperlihatkan dalam Tabel 1 dan Tabel 2. Disini digunakan uji Phillips Perron dengan alasan bahwa kita tidak perlu menentukan terlebih dahulu *lag* yang paling tepat karena sudah terpilihkan dan yang terpenting adalah tidak perlu mengasumsikan bahwa varians dari *error* konstan.

Tabel 1. Hasil Uji Phillips Perron *Unit Root* pada Level

Variabel	Konstanta dan Trend	Konstanta	Tanpa Konstanta dan Trend
Inf	-6.22861***	-6.01386***	-5.24929***
Sbi	-2.80863	-2.128418	-1.59796
Lexc	-4.10678***	-4.07293***	0.10182
Lm2	-5.07759***	-1.634537	6.47702

Sumber: Hasil Estimas

Keterangan :

*** signifikan dalam tingkat keyakinan 99 % (α=1%)

** signifikan dalam tingkat keyakinan 95 % (α=5%)

* signifikan dalam tingkat keyakinan 90 % (α=10%)

Tabel 2. Hasil Uji Phillips Perron *Unit Root* pada *First Difference*

Varia-bel	Konstanta dan Trend	Konstanta	Tanpa Konstanta dan Trend
Inf	-21.2925 ***	-20.8778 ***	-20.76189 ***

Sbi	-7.61000 ***	-7.63166 ***	-7.654755 ***
Lexc	-16.8806 ***	-17.0122 ***	-17.09171 ***
Lm2	-18.7397 ***	-18.8833 ***	-14.41945 ***

Sumber: Hasil Estimasi
Keterangan :
*** signifikan dalam tingkat keyakinan 99 % (α=1%)
**signifikan dalam tingkat keyakinan 95 % (α=5%)
* signifikan dalam tingkat keyakinan 90 % (α=10%)

Nilai kritis menggunakan tabel Mackinnon diperoleh tabel 3.

Dari tabel 1 merupakan pengujian pada tingkat level, terdapat satu variabel (yaitu sbi) yang tidak stasioner pada tingkat level, sementara yang lainnya stasioner di tingkat level. Hal ini memperlihatkan bahwa kejadian shock di tahun 1998 mempengaruhi cukup besar fluktuasi sbi sehingga data menjadi tidak stasioner.Variabel lm2 hanya stasioner dengan keadaan with trend dan lexc stasioner pada konstanta dan with trend. Tabel 2 memperlihatkan semua sudah signifikan pada tingkat keyakinan 99 %.

Tabel 3. Perhitungan Nilai Kritis dengan Menggunakan Tabel Mackinnon

N			Nilai kritis
1	no constasn	1%	-2.5779
		5%	-1.94168
		10%	-1.61668
1	no trend	1%	-3.47057
		5%	-2.87879
		10%	-2.57587
1	with trend	1%	-4.01552
		5%	-3.43742
		10%	-3.14265

Karena ada satu variabel independen yang stasioner pada *first difference*, maka apakah kombinasi variabel dependen dan semua variabel independen nya adalah stasioner? Untuk itu perlu dilakukan uji kointegrasi.

Pengujian kointegrasi pada intinya ingin mengetahui apakah kombinasi hubungan variabel dependen dan independen memiliki *residual* yang white noise. Untuk itu diperlukan terlebih dahulu estimasi model hubungan kointegrasi dan menghitung residualnya. Hasil estimasi model dalam persamaan (14):

$$\widehat{inf}_t = -0.30767 + 0.00047 sbi_t + 0.0433\ lexc_t - 0.00611\ lm2_t$$

Kemudian residual (ε_t) yang diberi nama variabel EC diuji stasioneritasnya.Hasil uji stasioneritas residual dalam Tabel 4.

Tabel 4. Hasil Uji Phillips Perron *Unit Root* pada Level untuk *Residual*

Variabel	Konstanta dan Trend	Konstanta	Tanpa Konstanta dan Trend
EC	-7.915***	-7.926***	-7.957***

Dari Tabel 4 memperlihatkan bahwa residualnya stasioner, itu berarti terdapat kointegrasi antar variabelnya. Dalam hal ini antara variabel dependen dan independen mempunyai hubungan jangka panjang. Sehingga dapat dilanjutkan pada pembentukan *Error Correction Model*, dengan persamaan

$$d(inf_t) = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1 d(sbi_t) + \hat{\theta}_2 d(lexc_t) + \hat{\theta}_3 d(lm2_t) + \hat{\theta}_4 EC_{t-1} + u_t \ldots.(15)$$

di mana $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \hat{\theta}_3$ merupakan koefisien jangka pendek dan $\hat{\theta}_4$ dalam bentuk absolut menjelaskan seberapa cepat waktu diperlukan untuk mendapatkan nilai keseimbangan.Hasil estimasi persamaan di atas adalah

$$d(inf_t) = 0.00067 + 0.00093\ d(sbi_t) + 0.04918\ d(lexc_t) -$$
(0.001051) (0.000463)**
(0.019537)**
$$0.08679\ d(lm2_t) - 0.60509\ EC_{t-1}$$
(0.052116)* (0.088998)***

T = 167, $\bar{R}^2 = 0.268$, $\hat{\sigma} = 0.011335$
Nilai dalam kurung adalah *standard error*.

Hasil estimasi semua signifikan kecuali *intercept*. Hanya saja salah satu tanda koefisien berbeda secara teori dan jika diperhatikan adjusted determinasinya cukup kecil, sementara hampir semua koefisien signifikan. Hal ini pertanda bahwa salah satu asumsi dari pengguanaan OLS tidak terpenuhi. Karena sifat data *time series* sangat riskan sekali melanggar autokorelasi, maka masalah autokorelasi perlu diperhatikan terlebih dahulu. Untuk menguji apakah Model ECM masih mengandung autokorelasi maka dilakukan pengujian dengan BG test atau dikenal dengan LM test, dimana Ho : Tidak ada autokorelasi Ha : ada autokorelasi. Hasil pengujian sebagai berikut:

Tabel 5. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	12.0023	Probability	0.000014
Obs*R-squared	21.7860	Probability	0.000019

Karena nilai statistik uji lebih besar dari Chi-kuadrat tabel atau bila dilihat dari nilai

probabilitasnya cukup kecil yaitu kurang 1 %, maka Ho ditolak, artinya ada autokorelasi.

Langkah berikutnya mengobati autokorelasi dengan metode GLS. Pertama *generate* setiap variabel dengan memasukkan nilai ρ hasil estimasi koefisien AR(1) *residual* dari persamaan (10). Koefisien ρ dihasilkan sebesar -0.127709. Jadi dibuat *series* baru:

$$inf_t^* = inf_t + 0.127709\ inf_{t-1}$$
$$sbi_t^* = sbi_t + 0.127709\ sbi_{t-1}$$
$$lexc_t^* = lexc_t + 0.127709\ lexc_{t-1}$$
$$lm2_t^* = lm2_t + 0.127709\ lm2_{t-1}$$
$$EC_t^* = EC_t + 0.127709\ EC_{t-1}$$

Model barunya adalah

$d(inf_t^*) = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 d(sbi_t^*) + \hat{\gamma}_2 d(lexc_t^*) + \hat{\gamma}_3 d(lm2_t^*) + \hat{\gamma}_4 EC_{t-1}^* + \varepsilon_t$...(16)

Dan hasil estimasinya :

$$d(inf_t^*) = -0.000972 + 0.001412 d(sbi_t^*) + 0.0430 d(lexc_t^*)$$
(0.000898) (0.000365)*** (0.015550)***
$$+0.011365 d(lm2_t^*) - 0.722614\ EC_{t-1}^* + \varepsilon_t$$
(0.043243) (0.072692)***

T=166, $\bar{R}^2 = 0.438,\ \sigma = 0.009131$

Hasil uji t statistik menyatakan bahwa tingkat inflasi dalam hubungan jangka pendek dipengaruhi signifikan hanya oleh tingkat suku bunga bank Indonesia dan nilai tukar rupiah terhadap dollar AS, sementara jumlah uang beredar tidak mempengaruhi tingkat inflasi dalam jangka pendek. Perubahan 1 % suku bunga bank Indonesia menyebabkan adanya perubahan inflasi sebesar 0.001412 % dan perubahan nilai tukar 1 % menyebabkan adanya perubahan inflasi sebesar 0.00043 %. Dalam jangka panjang variabel tingkat inflasi dipengaruhi oleh variabel independen.Koefi-sien EC_{t-1}^* mengandung pengertian bahwa kecepatan untuk mencapai keseimbangan jangka panjang membutuhkan waktu 22 hari.

Hasil pengujian autokorelasi untuk persamaan (16) adalah:

Tabel 6. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	4.29596 Probability	0.01524
Obs*R-squared	8.51030 Probability	0.01419

Sekarang nilai statistik uji lebih kecil dari Chi-kuadrat tabel dengan α = 1%, maka sudah dapat disimpulkan bahwa data sudah tidak mengandung autokorelasi lagi.

Meskipun data *time series* lebih fokus pada masalah autokorelasi, perlu juga menguji homoskedastisitasnya agar hasil estimasi tidak bias. Pengujian heteroskedastisitas menggunakan uji White, dimana Ho : Tidak ada heteroskedastisitas Ha: ada heteroske-dastisitas. Hasil pengujian untuk persamaan (16)

Tabel 7. White Heteroskedasticity Test

F-statistic	0.26386 Probability	0.97653
Obs*R-squared	2.20228 Probability	0.97417

Karena nilai statistik uji lebih kecil dari Chi-kuadrat tabel atau bila dilihat dari nilai probabilitasnya cukup besar yaitu diatas 10 %, maka Ho tidak ditolak, artinya tidak ada heteroskedastisitas.

KESIMPULAN

Data *time series* tingkat inflasi, suku bunga bank Indonesia, jumlah uang beredar dan kurs pada periode penelitian diketahui stasioner pada tingkat level kecuali suku bunga bank Indonesia. Hasil uji kointegrasi keempat variabel penelitian menghasilkan kesimpulan adanya kointegrasi, yang artinya tingkat inflasi mempunyai hubungan jangka panjang dengan suku bunga bank Indonesia, jumlah uang beredar dan nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika Serikat. Hasil ECM memperlihatkan bahwa hubungan jangka pendeknya dipengaruhi oleh suku bunga bank Indonesia dan nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika Serikat, sementara jumlah uang beredar tidak signifikan. Namun demikian tanda koefisien sudah sesuai dengan hipotesis yang diajukan. Waktu yang diperlukan untuk penyesuaian nilai aktual tingkat inflasi dengan nilai keseimbangan selama 22 hari.

DAFTAR PUSTAKA

Amir, A. 2007. *Pengaruh Inflasi dan Pertumbuhan Ekonomi Terhadap Pengangguran di Indonesia*. Universitas Jambi, Jambi.

Endri. 2008. *Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Inflasi di Indonesia*. Jurnal Ekonomi Pembangunan Vol. 13 No. 1 April 2008.

Gujarati, D.N. dan D. Porter. 2009. *Basic Econometrics*. Mc Graw Hill, New York.

Mankiw, N.G. 2001. *Macroeconomics Fifth Edition*. Worth Publishers, New York.

Onder, A.O. 2004. *Forecasting Inflation in Emerging Markets by Using the Phillips Curve and Alternative Time Series Models*. Emerging Markets Finance & Trade Vol. 40.

Widarjono, A. 2009. *Ekonometrika Pengantar dan Aplikasinya*. Ekonsta, Yogyakarta.