

**FAKTOR-FAKTOR YANG MEMPENGARUHI NILAI TUKAR RUPIAH TERHADAP
DOLAR AMERIKA DENGAN MODEL KOREKSI KESALAHAN ENGLE-GRANGER
(PENDEKATAN MONETER)**

Eni Setyowati

Universitas Muhammadiyah Surakarta

ABSTRACT

Exchange rate measures the value of a certain foreign exchange from other foreign exchange's perspective. As the condition of economic changes, the exchange rate may change substantially. The decrease of the value of a foreign exchange is called depreciation and the increase value of a foreign exchange is called appreciation.

The equilibrium exchange rate will change along with the change of demand and supply. Factors causing the change of demand and supply curve among others are the amount of money supply, relative gross domestic product (GDP) and the level of relative interest rate.

The research is aimed to analyze the influence of variables of Indonesian money supply, American money supply, Indonesian real Gross Domestic Product, American real Gross Domestic Product, deposits interest rate and LIBOR (London Interbank Offer Rates on SDR Deposit) both in short and long terms.

One of the ways to analyze the influence of short term and long term is by developing the dynamic model. In this research, the analyzes of dynamic model was conducted with ENGEL-GRANGER ERROR CORRECTION MODEL approach which was developed by ENGEL-GRANGER (1987) based on GRANGER REPRESENTATION THEOREM.

The ECM analyzes was chosen not only because of its ability to solve the problem of time series which is not stationer, and spurious regression and spurious correlation in the economic analyses but also its ability to discuss the consistence of empiric model with economic theory. Beside, ECM concept is also thought to be more realistic in observing the development of economics variables from the result of the analyzes during the time of observation. It was known that long-term exchange rate is influenced by Indonesia real Gross Domestic Product and the number of Indonesian money supply. The variable of Indonesian real Gross Domestic showed the significant result and the signal test was convenient with the theory. The variable which influence short term exchange rate are the amount of Indonesian money supply, Indonesian real Gross Domestic Product, and Indonesian deposit interest rate. The three variables showed the significant result and the signal test was convenient with the theory.

Keywords: *exchange rate, monetary approach, Error Correction Model*

LATAR BELAKANG MASALAH

Dunia bisnis pada awal 1990-an mencatat hubungan bisnis global yang semakin berjalan ke seluruh negara di dunia. Mobilitas produksi, modal, dan manusia semakin cepat karena pelaku bisnis semakin menyadari pentingnya pasar global dibanding hanya melayani pasar dalam negeri. Sejalan dengan meningkatnya bisnis yang melewati batas-batas wilayah suatu negara, bank dan lembaga-lembaga keuangan tidak ragu-ragu melayani kebutuhan modal untuk investasi dan operasi ke seluruh dunia. Pasar keuangan pun semakin terkait satu sama lain; pergerakan dan perubahan dalam pasar modal Amerika Serikat akan membawa dampak langsung ke pasar modal di belahan bumi lain (Kuncoro, 2000, 37).

Boleh dikata semua kegiatan bisnis internasional memerlukan transfer uang dari satu negara ke negara lain. Repatriasi dividen, laba dan royalti dari investasi asing, kontribusi atas saham, dan berbagai jenis pembiayaan melewati batas-batas negara.¹ Sebagai contoh, suatu perusahaan multinasional AS yang mendirikan pabrik di Inggris, pada akhir tahun buku selalu ingin mentransfer laba yang diperoleh dari usahanya di Inggris (dalam £) ke kantor pusatnya di AS (dalam US\$). Contoh lain, katakanlah seorang investor Jepang memiliki saham cukup banyak di Wall Street memperoleh untung besar karena nilai sahamnya melonjak, bila ia ingin merepatriasi keuntungannya ke Jepang, ia harus mengkonversi keuntungan yang diperolehnya dalam Dolar AS menjadi Yen Jepang. Transaksi perdagangan juga harus dinyatakan dalam nilai moneter. Misalnya, seorang importir komputer Indonesia harus membayar kepada eksportir Jepang dalam Yen. Untuk itu, ia harus menukarkan mata uang domestiknya (Rupiah) dalam Yen. Pertukaran satu mata uang dengan mata uang lain disebut transaksi valas (*foreign exchange transaction*) (Kuncoro, 2000, 115-116).

Kurs valuta asing secara sederhana merupakan harga dari satu mata uang

dibanding dengan mata uang negara lain. Harga dapat dilihat sebagai interaksi antara kekuatan permintaan dan penawaran mata uang suatu negara pada periode tertentu (Aplleyard, 1995 : 391).

Dalam pasar valuta asing secara simultan menentukan ratusan kurs harian dan memudahkan ratusan dari ribuan transaksi internasional yang ada.

PERUMUSAN DAN PEMBATASAN MASALAH

Penelitian ini membatasi masalah pada penggunaan model dengan pendekatan moneter dari MacDonald dan Taylor untuk diuji secara empiris dengan menggunakan model koreksi kesalahan Engle-Granger (*Engle-Granger error correction model*).

Permasalahan yang dikemukakan dalam penelitian ini adalah, apakah variabel PDB riil Indonesia, PDB riil Amerika Serikat, suku bunga deposito Indonesia, suku bunga LIBOR, jumlah uang beredar Indonesia, jumlah uang beredar Amerika Serikat berpengaruh terhadap fluktuasi nilai tukar Rupiah terhadap Dolar.

KEASLIAN PENELITIAN

Penelitian mengenai masalah nilai tukar sudah banyak dilakukan. Kontribusi yang diharapkan dapat diperoleh dalam penelitian yang dilakukan ini adalah.

1. Penelitian ini menggunakan model koreksi kesalahan Engle-Granger (*Engle Granger Error Corection Model*).
2. Penelitian ini mengacu pada model yang dikembangkan oleh MacDonald dan Taylor pada tahun 1992.
3. Penelitian ini menggunakan data time series dari 1987.II sampai dengan 2000.I.

TUJUAN PENELITIAN

Sesuai dengan permasalahan yang diajukan, maka tujuan penelitian yang ingin

dicapai adalah untuk mengestimasi pengaruh jumlah yang beredar Indonesia, jumlah uang beredar Amerika Serikat, PDB riil Indonesia, PDB riil Amerika Serikat, suku bunga deposito Indonesia dan suku bunga LIBOR terhadap nilai tukar Rupiah terhadap Dolar.

MANFAAT PENELITIAN

Apabila tujuan penelitian ini tercapai maka manfaat yang akan diperoleh adalah.

1. Dapat meningkatkan eksistensi teori pendekatan moneter berlaku di Indonesia.
2. Dapat memperkuat hasil penelitian sebelumnya.
3. Dapat memperjelas pemahaman mengenai teori penentuan kurs valuta asing.

TINJAUAN PUSTAKA

Landasan Teori Perkembangan Kurs Valuta Asing

Pada dasarnya teori perkembangan kurs dibedakan menjadi beberapa pendekatan (Tucker, 1991, Hallwood dan MacDonald, 1994, Kuncoro, 1996): 1. pendekatan moneter (*monetary approach*) yang analisisnya dibagi menjadi dua pendekatan yaitu pendekatan moneter versi harga luwes dan pendekatan moneter versi harga kaku, 2. pendekatan keseimbangan neraca pembayaran (*balance of payment approach*), 3. pendekatan keseimbangan portfolio (*portfolio balance approach*), 4. pendekatan doktrin paritas daya beli (*purchasing power parity*). Pada bagian ini pendekatan tersebut akan dibahas secara lebih mendalam.

A. Pendekatan Moneter

Pendekatan moneter merupakan pengembangan dari konsep paritas daya beli (*purchasing power parity*) dan teori kuantitas uang.

1. Pendekatan Moneter Versi Harga Luwes

Faktor penting dalam model ini adalah

teori kuantitas, keluwesan harga, serta konsep paritas daya beli. Dalam model ini, kurs valuta asing diperoleh dengan mengkombinasikan teori kuantitas uang dan konsep daya beli. Asumsi yang digunakan dalam model ini adalah adanya kondisi keseimbangan pasar uang yaitu permintaan uang (m^d) sama dengan penawaran uang (m^s). permintaan uang dipengaruhi oleh pendapatan riil (y), tingkat harga (p), dan tingkat bunga (r) Dengan asumsi penawaran uang adalah tertentu (*given*), keseimbangan moneter di dalam negeri maupun luar negeri dapat dirumuskan dalam bentuk sebagai berikut (dalam logaritma) (MacDonald dan Taylor, 1992, 3-5).

$$m_t^s = p_t + \phi y_t - \lambda r_t \dots\dots\dots (1)$$

dan

$$m_t^{s*} = p_t^* + \phi^* y_t^* - \lambda^* r_t^* \dots\dots\dots (2)$$

Dengan menggunakan asumsi harga barang bersifat luwes dan arbitrase barang-barang internasional efisien, maka paritas daya beli berlaku dalam jangka pendek (MacDonald dan Taylor, 1992, 3-5; Tucker, 1991, 65-66; McNown dan Wallace, 1994, 397-398) Kondisi paritas daya beli dapat dirumuskan sebagai berikut.

$$S_t = p_t - p_t^* \dots\dots\dots (3)$$

Penawaran uang dalam negeri menentukan tingkat harga dalam negeri, sehingga kurs valuta asing ditentukan oleh penawaran uang dalam negeri. Substitusi persamaan (1) dan (2) ke dalam persamaan (3) akan menghasilkan persamaan sebagai berikut.

$$S_t = (m^s - m^{s*})_t - \phi y_t + \phi^* y_t^* + \lambda r_t - \lambda^* r_t^* \dots\dots\dots (4)$$

Persamaan di atas merupakan persamaan model moneter harga luwes. Dari persamaan tersebut terlihat bahwa kurs valuta asing ditentukan oleh jumlah uang yang beredar, pendapatan riil, dan tingkat bunga. Persamaan ini mengasumsikan bahwa kurs adalah homogenus derajat satu pada jumlah uang beredar relatif, yang berarti koefisien ($m^s - m^s^*$) sama dengan satu. Persamaan tersebut menyatakan bahwa kenaikan penawaran uang dalam negeri, relatif terhadap stok uang luar negeri, akan menaikkan kurs valuta asing atau penurunan nilai mata uang dalam negeri terhadap mata uang luar negeri. Hal ini disebabkan karena adanya kelebihan penawaran uang beredar dalam negeri akan menyebabkan kenaikan harga sehingga nilai mata uang dalam negeri akan mengalami penurunan (depresiasi). Kenaikan pendapatan dalam negeri akan mengakibatkan apresiasi mata uang dalam negeri (kurs valuta asing turun). Kenaikan relatif pendapatan riil dalam negeri akan mengakibatkan kelebihan permintaan (*excess demand*) uang dalam negeri. Apabila para pelaku ekonomi mencoba menaikkan keseimbangan dalam arti riil, mereka akan mengurangi pengeluarannya dan harga akan turun sampai keseimbangan pasar uang tercapai. Apabila harga turun, paritas daya beli akan mengakibatkan apresiasi mata uang dalam negeri. Seperti halnya kenaikan penawaran uang dalam negeri, kenaikan tingkat bunga dalam negeri akan mengakibatkan depresiasi mata uang dalam negeri. Hal ini disebabkan oleh kenaikan tingkat bunga dalam negeri akan mengurangi permintaan uang dalam negeri, sehingga tingkat harga akan mengalami kenaikan dan mengakibatkan depresiasi (dalam model Mundell Fleming, kenaikan tingkat bunga dalam negeri akan mengakibatkan aliran modal masuk meningkat, sehingga akan terjadi apresiasi mata uang dalam negeri).

Dengan mengasumsikan bahwa koefisien permintaan uang dalam negeri maupun luar negeri sama ($\phi = \phi^*$, $\lambda = \lambda^*$), maka persamaan

(4) dapat dituliskan kembali dalam bentuk sebagai berikut.

$$s_t = (m - m^*)_t - \phi (y - y^*)_t + \lambda (r - r^*)_t \dots (5)$$

Asumsi selanjutnya yang mendasari model harga luwes adalah bahwa kondisi paritas suku bunga tidak terliput (*uncovered interest parity*) dipegang secara kontinyu. Hal ini berarti bahwa perbedaan antara suku bunga dalam negeri dengan suku bunga luar negeri ($r - r^*$), sama dengan tingkat depresiasi mata uang dalam negeri yang diharapkan (ΔS^e_{t+1}). Substitusi (ΔS^e_{t+1}) dalam persamaan (5) akan menghasilkan persamaan sebagai berikut.

$$s_t = (m - m^*)_t - \phi (y - y^*)_t + \lambda \Delta S^e_{t+1} \dots (6)$$

Baik perubahan tingkat kurs valuta asing yang diharapkan maupun perubahan perbedaan suku bunga yang diharapkan mencerminkan harapan inflasi, sehingga dalam model harga luwes keduanya dapat saling dipertukarkan. Beberapa peneliti mengesampingkan kendala bahwa elastisitas pendapatan dan tingkat bunga adalah sama.

$$s_t = (m - m^*)_t - \phi y_t - \phi^* y_t^* + \lambda \Delta S^e_{t+1} \dots (7)$$

Persamaan (7) dapat juga dirumuskan dalam bentuk.

$$s_t = (1 + \lambda)^{-1} (m - m^*)_t - (1 + \lambda)^{-1} \phi y_t + (1 + \lambda)^{-1} \phi^* y_t^* + \lambda (1 + \lambda)^{-1} S^e_{t+1} \dots (8)$$

2. Pendekatan Moneter Versi Harga Kaku

Terdapat dua asumsi yang direvisi oleh ketegaran harga (Keynesian) dalam pendekatan moneter. Asumsi pertama yaitu penawaran uang setiap negara adalah variabel endogen, artinya penawaran uang dipengaruhi secara

positif dengan tingkat bunga pasar. Hal ini mengubah kondisi keseimbangan pasar uang menjadi (Tucker, et al, 1991, 66-67).

$$m_t + \delta r_t = p_t + \phi y_t - \lambda r_t \dots\dots\dots (9)$$

dan

$$m_t^* + \delta r_t^* = p_t^* + \phi y_t^* - \lambda^* r_t^* \dots\dots\dots (10)$$

di mana, m_t dan m_t^* adalah komponen eksogen dari penawaran uang.

Asumsi kedua adalah kondisi paritas daya beli hanya berlaku dalam jangka waktu panjang. Hal ini berbeda dengan asumsi model harga luwes, dimana kondisi paritas daya beli berlaku dalam jangka pendek. Kondisi paritas daya beli dapat dirumuskan sebagai berikut (Tucker, et al, 1991,66-67; MacDonald dan Taylor,1992,3-5).

$$S_t' = p_t - p_t^* \dots\dots\dots (11)$$

dimana tanda (') menunjukkan keseimbangan angka panjang.

Dalam jangka pendek, model ini mengasumsikan bahwa paritas suku bunga tidak terliput (*uncovered interest rate parity*), ΔS^c_{t+1} berlaku. Namun berdasar versi harga kaku, perubahan kurs valuta asing yang diharapkan diasumsikan mengikuti bentuk sebagai berikut (Tucker, et al, 1991, 66-67) :

$$\Delta S^c_{t+1} = \theta (s_t' - s_t) + (\pi_t^c - \pi_t^{c*}) \dots\dots\dots (12)$$

persamaan (12) menyatakan bahwa jika kurs valuta asing yang berlaku saat transaksi dilakukan (*spot exchange rate*) berada di bawah (di atas) tingkat keseimbangan jangka panjang, maka mata uang yang diharapkan akan mengalami depresiasi (apresiasi). Perbedaan inflasi yang diharapkan, $(\pi_t^c - \pi_t^{c*})$,

akan menyebabkan depresiasi mata uang yang diharapkan. Jadi, model moneter harga kaku mencoba menghitung pengharapan pasar dengan menggabungkan informasi dari keseimbangan pasar dengan pengaruh dari tingkat inflasi yang diharapkan. Kombinasi persamaan (12) dengan tingkat paritas suku bunga tidak terliput menunjukkan bahwa penyimpangan kurs valuta asing yang berlaku sekarang terhadap tingkat keseimbangan disebabkan oleh perbedaan tingkat bunga riil. Kombinasi tersebut ditunjukkan pada persamaan berikut.

$$s_t - s_t' = -1/\theta [(r_t - \pi_t^c) - (r_t^* - \pi_t^{c*})] \dots\dots (13)$$

Pengaruh kebijakan moneter terhadap perubahan kurs valuta asing dapat dilihat pada persamaan (13). misalnya kebijakan uang ketat (*tight money policy*) akan meningkatkan perbedaan tingkat bunga riil, sehingga akan menarik aliran modal masuk dan mengakibatkan apresiasi mata uang dalam negeri di atas tingkat keseimbangan.

Substitusi persamaan (9), (11), dan (13) akan menghasilkan persamaan sebagai berikut.

$$s_t = (m - m^*)_t - \phi(y - y^*)_t + (\delta + \lambda - 1/\theta) (r - r^*)_t + (1/\theta) (\pi^c - \pi^{c*})_t \dots\dots\dots (14)$$

berdasarkan versi harga kaku, koefisien penawaran uang dan tingkat inflasi yang diharapkan adalah positif, sedangkan tingkat koefisien pendapatan riil adalah negatif. Namun, koefisien tingkat bunga menunjukkan dua tanda, positif dan negatif. Hal ini terjadi karena perbedaan koefisien pada perbedaan tingkat bunga, $(r - r^*)_t$, terdiri dari tiga komponen berbeda yang menunjukkan berbagai cara yang digunakan perbedaan tingkat bunga dalam mempengaruhi perubahan kurs valuta asing.

Koefisien δ dan λ merupakan penyesuaian dalam penawaran uang sebagai respon dari perubahan tingkat bunga. Kenaikan tingkat bunga dalam negeri mendorong lembaga keuangan untuk meningkatkan penawaran dana di pasar uang. Pada saat yang sama, tingkat bunga yang lebih tinggi akan mengurangi keinginan masyarakat memegang uang. Sebagai akibatnya akan terjadi kelebihan uang (*excess money balance*) di pasar uang dalam negeri. Hal ini akan mengakibatkan depresiasi mata uang dalam negeri. Komponen ketiga, $-1/\theta$, menunjukkan pengaruh perubahan modal terhadap kurs valuta asing. Kenaikan tingkat bunga dalam negeri akan menarik aliran modal masuk ke dalam negeri. Hal ini karena kenaikan tingkat bunga dirasa lebih menguntungkan bagi investor untuk memindahkan dana ke dalam negeri. Adanya aliran modal masuk akan mengakibatkan apresiasi mata uang dalam negeri.

B. Pendekatan Neraca Pembayaran

Pendekatan neraca pembayaran menekankan konsep “aliran” (*flow concept*). Menurut pendekatan ini, kurs valuta asing ditentukan oleh aliran penawaran dan permintaan valuta asing di pasar valuta asing. Permintaan valuta asing antara lain berasal dari individu atau pedagang yang melakukan pembayaran kepada orang asing dalam mata uang asing. Transaksi yang dilakukan berupa impor barang dan jasa dan dicatat dalam sisi debit neraca pembayaran.

Penawaran valuta asing antara lain berasal dari penerimaan valuta asing yang diperoleh dari ekspor barang dan jasa serta penjualan surat berharga finansial kepada orang asing. Pos ini dimasukkan dalam kolom kredit neraca pembayaran.

Keseimbangan valuta asing ditentukan oleh perpotongan kurva permintaan dan penawaran valuta asing. Jika terjadi pergeseran pada kurva permintaan dan penawaran valuta asing, maka kurs valuta asing akan mengalami

penyesuaian secara terus-menerus.

Persamaan (15) menunjukkan faktor-faktor yang menyebabkan kurs valuta asing berfluktuasi. (Tucker, et al, 1991, 104)

$$BOP_t = C \{P_t / S_t P_t^*, Y_t / Y_t^*, Z_t\} + K \{r_t - r_t^*\} \dots\dots\dots (15)$$

Persamaan di atas menunjukkan bahwa keseimbangan kurs ditentukan oleh jumlah total neraca pembayaran yaitu penjumlahan antara rekening transaksi berjalan C dan neraca rekening modal (K). Neraca transaksi berjalan itu sendiri dipengaruhi oleh harga relatif ($P_t / S_t P_t^*$), pendapatan riil relatif (Y_t / Y_t^*) dan variabel pergeseran, (Z_t) yang meliputi bea masuk, subsidi ekspor, dan berbagai intervensi lain. Keseimbangan rekening modal ditentukan oleh perbedaan suku bunga ($r_t - r_t^*$). Tanda (*) menunjukkan variabel luar negeri.

Dalam sistem ini, kurs mengambang penuh sehingga keseimbangan neraca pembayaran dijaga oleh penyesuaian kurs secara terus menerus. Jadi persamaan kurs valuta asing yang dinyatakan dalam logaritma natural (Tucker, et al, 1991, 64)

$$S_t = \eta(p_t - p_t^*) + \phi(y_t - y_t^*) - \lambda(r_t - r_t^*) \dots\dots\dots (16)$$

η, ϕ, λ adalah koefisien konstanta (variabel pergeseran diabaikan).

Kurs valuta asing tergantung pada harga relatif, pendapatan riil serta suku bunga relatif. Pendekatan ini juga memprediksi bahwa koefisien ϕ bertanda positif. Artinya pertumbuhan output riil yang cepat cenderung akan menaikkan impor, sehingga menyebabkan terjadinya depresiasi mata uang domestik. Pendekatan neraca pembayaran memprediksi koefisien λ adalah negatif, artinya kenaikan suku bunga domestik dengan tanpa diikuti

perubahan kenaikan suku bunga luar negeri akan menarik masuknya modal asing ke dalam negeri.

C. Pendekatan Keseimbangan Portfolio

Pada pendekatan keseimbangan portfolio, faktor yang menentukan kurs adalah permintaan dan penawaran aset keuangan (*financial asset*) seperti misalnya obligasi dan uang baik asing maupun domestik. Persamaan kurs valuta asing menurut model keimbangan portfolio ditunjukkan oleh persamaan berikut (Tucker, et al, 1991, 69).

$$S_t = S (M_t, B_t, F_t, r_t^*) \dots\dots\dots (17)$$

Diasumsikan bahwa r_t^* merupakan tingkat bunga internasional yang ditentukan oleh pasar aset internasional, sehingga.

$$r_t^* = g (M_t^*, B_t^*, f_t^*) \dots\dots\dots (18)$$

Substitusi persamaan (17) ke persamaan (18) menghasilkan persamaan berikut:

$$S_t = S (M_t, M_t^*, B_t, B_t^*, f_t, f_t^*) \dots\dots\dots (19)$$

Persamaan (18) dan (19) memperlihatkan hubungan antara kurs valuta asing dan penawaran aset. Dampak perubahan stok aset terhadap kurs adalah (Tucker, et al, 1991, 70).

1. Suatu kebijakan moneter yang ekspansif yaitu kenaikan jumlah uang yang beredar akan mengakibatkan naiknya kekayaan. Dampak kekayaan akan mendorong kelebihan permintaan bagi obligasi domestik maupun obligasi luar negeri. Bila tingkat bunga luar negeri tetap, kelebihan permintaan akan obligasi akan menaikkan harganya dan menurunkan suku bunga domestik.
2. Dampak perubahan obligasi domestik

terhadap kurs valuta asing adalah ambivalen. Suatu kenaikan obligasi pemerintah domestik melalui dampak kekayaan akan meningkatkan kelebihan permintaan terhadap obligasi luar negeri dan valuta asing.

3. Kenaikan pemegangan obligasi luar negeri yang didorong oleh surplus transaksi berjalan akan meningkatkan permintaan akan aset domestik melalui dampak kekayaan.

D. Pendekatan Doktrin Paritas Daya Beli

Teori paritas daya beli memiliki pengertian relatif dan absolut. Secara absolut, teori ini menyatakan bahwa kurs keseimbangan merupakan relatif harga dalam negeri terhadap luar negeri yang dapat diformulasikan sebagai berikut (Batiz dan Batiz, 1985, 473-477).

$$S_t = P_t / P_t^* \dots\dots\dots (20)$$

Persamaan di atas juga dapat dituliskan sebagai berikut.

$$P_t = S_t \cdot P_t^* \dots\dots\dots (21)$$

di mana.

- S_t adalah tingkat kurs valuta asing
- P_t adalah tingkat harga domestik
- P_t^* adalah tingkat harga luar negeri

Persamaan di atas dikenal dengan hukum satu harga (*The Law of One Price*), yaitu harga untuk barang yang sama di seluruh negara akan cenderung sama setelah diperhitungkan tingkat inflasi negara yang satu dengan negara yang lainnya. Secara relatif, kurs suatu valuta dinyatakan sebagai prosentase perubahan harga mata uang domestik terhadap prosentase perubahan harga mata uang luar negeri. Secara matematis dapat dituliskan sebagai berikut.

$$\% \Delta S_t = \% \Delta P_t / \% \Delta P_t^* \dots\dots\dots (22)$$

dimana

- %ΔS_t adalah persentase perubahan tingkat kurs
- % ΔP_t adalah persentase perubahan tingkat harga domestik
- % ΔP_t* adalah persentase perubahan tingkat harga luar negeri.

METODE PENELITIAN

Alat analisis yang digunakan dalam penelitian ini adalah *Engle-Granger Error Correction Model* (EG-ECM). Model koreksi kesalahan mampu meliputi banyak variabel dalam menganalisis fenomena ekonomi jangka panjang serta mengkaji konsistensi model empiris dengan teori ekonomi. Selain itu, model ini mampu mencari pemecahan terhadap persoalan variabel *time series* yang tidak stasioner dan *spurious regression* dalam ekonometri (Insukindro, 1999,2)

Spesifikasi koreksi kesalahan mencakup model-model dalam level maupun perbedaan (*difference*). Mekanisme koreksi kesalahan harmonis dengan perilaku ekuilibrium jangka panjang. *Granger Representation Theorem* menekankan bahwa sistem yang berkointegrasi selalu memiliki mekanisme untuk mengoreksi kesalahan. Apabila variabel dependen dan independen berkointegrasi, maka terdapat hubungan jangka panjang antar variabel-variabel tersebut. Lebih lanjut, dinamika jangka pendek dapat dijelaskan dengan mekanisme koreksi kesalahan. Sedangkan jika mekanisme koreksi kesalahan merupakan model yang valid/sahih, maka variabel-variabel yang digunakan merupakan himpunan variabel yang berkointegrasi. Sebaliknya, jika variabel-variabel yang digunakan tidak berkointegrasi, maka residual dari ECM tidak stasioner dan spesifikasi model menjadi tidak sah (Insukindro, 1992,7; Maddala, 2001: 564-565)

Engle dan Granger (1987) menyatakan bahwa jika terjadi hubungan jangka panjang

sebagaimana dalam model ECM, maka *disequilibrium error* akan menjadi stasioner dan memiliki nilai rata-rata nol. Selanjutnya residual hasil regresi kointegrasi tersebut digunakan sebagai *error term* dalam ECM (Insukindro, 1990; Thomas, 1997, 424-426; Gujarati, 1995, 728-729).

Penurunan model dinamis *Engle-Granger Error Correction Model* (EG-ECM) dilakukan dengan metode *Autoregressive Distributed Lags* (ADL) dengan cara memasukkan variabel kelambaman dalam model. Secara umum dapat dituliskan sebagai berikut (Thomas, 1995, 431-434; Maddala, 2001, 565).

$$\Delta y_t = \text{lagged} (\Delta y, \Delta x) - \lambda u_{t-1} + \epsilon_t \quad 0 < \lambda < 1$$

dimana U_t adalah residual regresi kointegrasi dan λ merupakan parameter penyesuaian jangka pendek. Pendekatan ini konsisten dengan *Granger Representation Theorem* yaitu jika x_t dan y_t berkointegrasi, maka residual regresi kointegrasi u_t juga akan stasioner.

Menurut Engle dan Granger (1987), estimasi model dinamis dengan pendekatan ini memerlukan dua tahapan (*Two-stage Procedure Engle-Granger Error Correction Model*). Jika dimisalkan persamaan regresi kointegrasi yang diestimasi adalah y_t = β₀ + β₁x_t dengan residual kointegrasinya u_t = y_t - β₀ + β₁x_t, maka pengujian yang akan dilakukan adalah sebagai berikut (Thomas, 1997, 432-436; Harris, 1995)

Tahap pertama, mengestimasi parameter jangka panjang. Hal ini dilakukan dengan melakukan regresi persamaan kointegrasi y_t = β₀ + β₁x_t, jika y_t dan x_t berkointegrasi, maka koefisien parameter jangka panjang β₀ dan β₁ akan konsisten. Dalam penelitian ini persamaan estimasi jangka panjangnya adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned} \text{Ln}(S_t) = & a_0 + a_1 \text{Ln}(MI_t) + a_2 \text{Ln}(M2A_t) + \\ & a_3 \text{Ln}(YI_t) + a_4 \text{Ln}(YA_t) + \\ & a_5 \text{Ln}(II_t) + a_6 \text{Ln}(IA_t) + u_t \dots (23) \end{aligned}$$

dimana a_0 sampai a_6 merupakan parameter estimasi, \ln = logaritma natural, LS = nilai tukar, MI = jumlah uang beredar Indonesia, $M2A$ = jumlah uang beredar Amerika Serikat, YI = produk domestik bruto (PDB) riil Indonesia, YA = produk domestik bruto (PDB) riil Amerika Serikat, II = suku bunga deposito Indonesia, dan IA = suku bunga LIBOR..

Tahap kedua adalah melakukan estimasi terhadap persamaan

$$\Delta y_t = \text{lagged}(\Delta y, \Delta x) - \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t$$

Banyaknya lag yang digunakan dalam estimasi jangka pendek ini dapat diketahui dengan metode *general to specific* yang dikembangkan oleh Hendry atau biasa disebut *Hendry's General to specific Modeling (HGSM)*. Dengan menggunakan data yang tersedia, banyaknya lag maksimum yang dapat dimasukkan dalam model adalah 2. Kemudian dengan melakukan pengujian terhadap masing-masing lag tersebut, lag yang tidak signifikan dapat diabaikan dan tidak dimasukkan dalam estimasi. Pada tahap ini estimasi λ dan parameter jangka pendek lainnya dapat diperoleh. Estimasi jangka pendek diperoleh dari persamaan ECM Engle-Granger sebagai berikut (Harris, 1995, 24, Thomas, 1997, 354-359):

$$\begin{aligned} \Delta LS = \psi_0 + \sum_{j=0}^n \alpha_{ij} \Delta LMI_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{ij} \Delta LM2A_{t-j} + \\ \sum_{j=0}^n \gamma_{ij} \Delta LYI_{t-j} + \sum_{j=0}^n \delta_{ij} \Delta LYA_{t-j} + \\ \sum_{j=0}^n \phi_{ij} \Delta LII_{t-j} + \sum_{j=0}^n \rho_{tj} \Delta LIA_{t-j} + \lambda U_{t-1} \\ \dots \dots \dots (24) \end{aligned}$$

Dengan melakukan estimasi terhadap persamaan ECM dengan lag yang signifikan, koefisien parameter estimasi jangka pendeknya dapat diketahui. Begitu juga dengan koefisien kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*) λ

dengan koefisien yang diharapkan bernilai negatif. Nilai λ ini menunjukkan besarnya persentase kecepatan laju nilai tukar menuju kondisi *equilibrium* jangka panjang.

Melalui *two stage procedure EG-ECM* tersebut, maka akan diperoleh nilai estimasi untuk jangka panjang maupun jangka pendeknya.

Metodologi Estimasi dan Pengujian

Metode estimasi yang digunakan dalam penelitian ini adalah metode kuadrat terkecil biasa (*ordinary least squares*). Model regresi linear klasik (OLS) dilandasi beberapa asumsi yaitu linearitas, normalitas, non autokorelasi, homoskedastisitas, dan non multikolinearitas (Maddala, 2001, 197-293). Berikut ini adalah tahap-tahap pengujian analisis regresi.

1. Uji Akar Unit

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data *time series*. *Time series* adalah serangkaian data numerik dimana setiap itemnya berhubungan dengan suatu saat tertentu dalam waktu. Analisis regresi dengan data *time series* disusun berdasarkan asumsi penting bahwa data tersebut dihasilkan oleh proses *random* atau stokastik. Apabila karakteristik proses stokastik tersebut berubah sepanjang waktu (non stasioner), maka suatu model tidak akan dibentuk melalui sebuah persamaan dengan koefisien-koefisien tetap yang dapat diestimasi dari data-data lampau.

Uji akar unit (*unit root test*) merupakan bagian dari uji stasioneritas karena pada prinsipnya uji tersebut dimaksudkan untuk mengamati apakah koefisien tertentu dari model autoregresif yang ditaksir memiliki nilai satu atau tidak. Namun demikian model autoregresif tidak memiliki distribusi yang baku, maka untuk menguji hipotesisnya digunakan metode pengujian yang dikembangkan oleh Dickey dan Fuller (1979) dengan penaksiran sebagai berikut (Gujarati, 1995, 720).

• **Dickey-Fuller (DF) test**

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (25)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (26)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (27)$$

dimana β_1 , β_2 , dan δ adalah parameter estimasi dan u_t adalah *white noise error*. Pengujian dilakukan dengan hipotesis nol $\delta = 0$. Pengujian dilakukan pada ketiga persamaan diatas dengan OLS untuk mendapatkan nilai estimasi dan *standard error*-nya.

Perbedaan dari ketiga persamaan di atas adalah adanya komponen deterministik β_1 dan $\beta_2 t$. Persamaan pertama adalah model *random walk*. Persamaan kedua diestimasi dengan menggunakan intersep, sedangkan persamaan ketiga mencakup intersep dan *trend*

• **Augmented Dickey-Fuller test**

Pengujian Dickey-Fuller hanya terbatas pada *first-order autoregressive process* atau AR(1). Jika data time series berkorelasi pada lag yang lebih tinggi, maka asumsi *white noise error* tidak berlaku lagi. Untuk pengujian akar unit (*unit root test*) dengan tingkat yang lebih tinggi, maka dilakukan pengujian ADF. Pengujian ADF melakukan koreksi terhadap terjadinya serial korelasi pada lag yang lebih tinggi, misal autoregresif pada order p atau AR(p). Dengan mengasumsikan bahwa y mengikuti proses AR(p), maka.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (28)$$

Pengujian dilakukan dengan hipotesis nol $\delta = 0$, jika $\beta_1 = 1$ berarti $\delta = 0$ dan di dalam sistem terdapat akar unit (*unit root*). Pengujian juga dapat dilakukan dengan memasukkan intersep dan atau *trend*, maupun tanpa keduanya.

Nilai DF atau ADF yang dihasilkan dibandingkan dengan nilai kritisnya. Jika nilai DF atau ADF hitungnya lebih besar dibandingkan dengan nilai kritisnya, berarti H_0 yang menyatakan bahwa tidak ada akar unit dapat ditolak. Dengan kata lain variabel yang diamati telah stasioner.

2. Uji Derajat Integrasi

Uji ini merupakan kelanjutan dari uji akar unit. Jika setelah dilakukan pengujian akar unit ternyata data tersebut belum stasioner, maka dilakukan pengujian ulang dengan menggunakan data nilai perbedaan pertamanya (*first difference*). Apabila dengan data dari *first difference* belum juga stasioner, maka selanjutnya dilakukan pengujian dengan data dari nilai perbedaan kedua (*second difference*) dan seterusnya hingga diperoleh data yang stasioner. Perbedaan ke-n menunjukkan derajat integrasi variabel tersebut. Uji lanjutan ini disebut sebagai uji derajat integrasi.

Pada dasarnya uji derajat integrasi merupakan perluasan dari uji akar unit. Uji derajat integrasi dilakukan dengan menaksir model autoregresif berikut ini :

• **Dickey-Fuller (DF) Test**

$$\Delta^2 Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (29)$$

$$\Delta^2 Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (30)$$

$$\Delta^2 Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (31)$$

• **Augmented Dickey-Fuller Test**

$$\Delta^2 Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^p \Delta^2 Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (32)$$

Prosedur pengujian yang dilakukan sama dengan prosedur pengujian pada uji akar unit. Nilai statistik DF dan ADF untuk mengetahui pada derajat ke berapa suatu data akan stasioner dapat dilihat pada nilai t pada

koefisien regresi Y_{t-1} persamaan di atas. Jika δ sama dengan satu, maka variabel Y_t dikatakan berintegrasi pada derajat satu $I(1)$, atau stasioner pada diferensiasi ke-satu. Jika δ sama dengan nol, maka variabel Y_t belum stasioner pada diferensiasi ke-satu. Bila hal tersebut terjadi, uji derajat integrasi perlu dilanjutkan dengan data diferensiasi kedua dan seterusnya, hingga diperoleh data yang stasioner.

Dalam melakukan pengujian derajat integrasi, nilai DF atau ADF yang dihasilkan dibandingkan dengan nilai kritisnya, berarti H_0 yang menyatakan bahwa variabel diamati tidak terintegrasi pada derajat ke- n dapat ditolak. Dengan kata lain variabel yang diamati stasioner pada derajat ke- n .

3. Uji Kointegrasi

Uji kointegrasi merupakan kelanjutan dari uji akar unit dan uji derajat integrasi. Tujuan dilakukannya uji kointegrasi adalah untuk mengkaji stasioneritas residual regresi kointegrasi. Stasioneritas residual sangat penting jika ingin mengembangkan suatu model dinamis, terutama ECM yang mencakup variabel-variabel kunci pada regresi kointegrasi terkait. Pada prinsipnya dalam model koreksi kesalahan (ECM) terdapat keseimbangan jangka panjang yang tetap di antara variabel-variabel ekonomi. Jika dalam jangka pendek terdapat ketidakseimbangan dalam satu periode, maka model koreksi kesalahan akan mengoreksinya pada periode berikutnya. Mekanisme koreksi kesalahan ini dapat diartikan sebagai penyelaras perilaku jangka pendek dan jangka panjang. Dengan demikian model koreksi kesalahan konsisten dengan konsep kointegrasi atau dikenal dengan *Granger Representation Theorem*.

Thomas (1997) menyatakan bahwa hubungan jangka panjang yang unik antara dua variabel runtun waktu dapat terjadi jika:

1. kedua variabel runtun waktu tersebut stasioner setelah dideferensiasi satu kali $I(1)$

2. terdapat kombinasi linear antara kedua variabel stasioner tersebut. Jika hal ini terjadi, maka korelasi antara kedua variabel tersebut tidak *spurious*

Engle dan Granger (1987) mengetengahkan 7 uji statistik untuk menguji hipotesis nol tidak adanya kointegrasi. Namun mereka berpendapat bahwa dalam sebagian kasus yang diamati ternyata bahwa uji CRDW (*Cointegrating Regression Durbin-Watson*), DF (*Dickey-Fuller*), dan ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) merupakan uji statistik yang paling disukai dan sering digunakan dalam pendekatan ini (Gujarati, 1995, 725-729). Untuk menghitung statistik CRDW, DF, dan ADF ditaksir dengan regresi kointegrasi berikut dengan metode OLS dengan langkah-langkah sebagai berikut.

- **Cointegrating Regression Durbin-Watson (CRDW) Test**

Mengestimasi model berikut.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \dots + \alpha_n X_{nt} + u_t \quad (33)$$

dimana

Y_t = variabel dependen observasi t

X_n = variabel independen observasi t ke- n

dari langkah ini, akan diperoleh besarnya nilai CRDW yaitu berdasarkan nilai DW (*Durbin-Watson*) statistik/hitung.

- **Dickey-Fuller Test**

Mengestimasi nilai residu dari hasil regresi pada persamaan (33) untuk mendapatkan nilai DF uji kointegrasi, yang ditunjukkan oleh nilai t hitung koefisien u_{t-1} pada persamaan (34).

$$\Delta u_t = \alpha_1 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (34)$$

- **Augmented Dickey-Fuller Test**

Mengestimasi nilai residu dari hasil regresi pada persamaan (33) untuk mendapatkan nilai

ADF uji kointegrasi, yang ditunjukkan oleh nilai t hitung koefisien u_{t-1} pada persamaan (35)

$$\Delta u_t = \alpha_1 u_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{i+1} \Delta u_{t-1} + \varepsilon_t \dots (35)$$

dari hasil estimasi nilai CRDW, DF, dan ADF statistik di atas, kemudian dibandingkan dengan nilai kritisnya untuk ketiga uji tersebut dalam tabel nilai CRDW, DF, dan ADF untuk uji kointegrasi (Engle dan Yoo, 1997, 157-158). Dimana jika CRDW, DF dan ADF statistik/hitung pada derajat kepercayaan tertentu lebih besar dari nilai kritisnya berarti H_0 yang menyatakan tidak ada kointegrasi antara variabel dapat ditolak. Atau dengan kata lain variabel-variabel yang ada dalam persamaan tersebut saling berkointegrasi.

4. Uji Statistik

Uji statistik terdiri atas uji signifikansi parameter secara individu (uji t), uji signifikansi parameter secara bersamaan (uji F), dan uji *goodness of fit* (uji R^2).

• **Uji t**

Uji t dilakukan untuk mengetahui berarti tidaknya suatu variabel independen dalam mempengaruhi variabel dependen. Jika nilai t dari parameter yang diestimasi signifikan dibandingkan dengan nilai t tabel, maka variabel tersebut secara statistik berpengaruh terhadap variabel dependen. Nilai t hitung dapat dicari dengan rumus (Gujarati, 1995, 124)

$$t = \frac{\beta_i - \beta_i^*}{SE(\beta_i)} \dots (36)$$

dimana :

- β_i = parameter yang diestimasi
- β_i^* = nilai hipotesis dari β_i ($H_0: \beta_i = \beta_i^*$)
- $SE(\beta_i)$ = simpangan baku β_i

Hipotesis nol yang biasa digunakan adalah.

$$H_0 : \beta_i = 0$$

Hipotesis alternatifnya adalah.

$$H_1 : \beta_i \neq 0$$

• **Uji F**

Uji F dilakukan untuk mengetahui apakah variabel-variabel independen secara keseluruhan signifikan secara statistik dalam mempengaruhi variabel dependen. Apabila nilai F hitung lebih besar daripada nilai F tabel, maka variabel-variabel independen secara keseluruhan berpengaruh terhadap variabel dependen. Nilai F hitung dirumuskan sebagai berikut.

$$F = \frac{R^2 / (k - 1)}{(1 - R^2) / (N - k)} \dots (37)$$

dimana:

- k = jumlah parameter yang diestimasi termasuk konstanta
- N = jumlah observasi

• **Uji R^2**

Nilai R^2 menunjukkan besarnya variasi variabel-variabel independen dalam mempengaruhi variabel dependen. Nilai R^2 berkisar antara 0 dan 1. Semakin besar nilai R^2 berarti semakin besar variasi variabel dependen yang dapat dijelaskan oleh variasi variabel-variabel independen. Sebaliknya, semakin kecil nilai R^2 berarti semakin kecil variasi variabel dependen yang dapat dijelaskan oleh variasi variabel-variabel independen. Nilai R^2 dihitung dengan (Gujarati, 1995, 207).

$$R^2 = \frac{\Sigma y^{*2}}{\Sigma y^2} \dots (38)$$

dimana:

- y^* = nilai y estimasi
- y = nilai y aktual

Penaksiran OLS bertujuan memaksimumkan R^2 . Meskipun demikian R^2 yang tinggi belum tentu menunjukkan estimasi yang baik. R^2 dapat juga rendah karena tingginya variabel pengganggu dan estimasi parameter tetap dapat dikatakan baik dari kriteria lain. Masalah yang dapat dihadapi oleh R^2 adalah bahwa penambahan variabel independen ke dalam persamaan tidak akan pernah menurunkan nilai R^2 . Selain itu penambahan variabel baru memerlukan estimasi koefisien lain. Hal ini mengurangi derajat kebebasan (*degree of freedom*), yaitu selisih jumlah observasi dengan jumlah koefisien parameter yang diestimasi termasuk konstanta, atau $N-(k+1)$. Penurunan ini mengandung unsur biaya karena semakin kecil derajat kebebasan, semakin kurang dapat diandalkan hasil estimasi suatu persamaan. Dengan demikian, meningkatnya kesesuaian yang disebabkan oleh penambahan variabel baru harus dibandingkan dengan penurunan derajat kebebasan (*adjustment R^2*).

Nilai R^2 yang disesuaikan (*adjusted R^2*) yaitu nilai R^2 yang telah memperhitungkan derajat kebebasan adalah (Gujarati, 1995, 208).

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum e^2}{\sum y^2} \dots\dots\dots (39)$$

dimana : $\frac{\sum e^2}{\sum y^2}$ adalah variasi yang tidak dapat dijelaskan dari y aktual di sekitar y estimasi rata-rata.

ANALISIS HASIL ESTIMASI

Analisis data dan hasil estimasi berdasarkan perilaku data *time series* dan model dinamis *Engle Granger - Error Correction Model*. Data yang digunakan periode tahun 1987.II - 2001.I.

1. Uji Akar Unit

Uji akar unit merupakan salah satu bentuk dari analisis perilaku data yang dipakai untuk mengetahui stasionaritas data, sehingga dapat diketahui ada tidaknya hubungan jangka panjang antara variabel independen dengan variabel dependen. Pengujian terhadap stasionaritas data pada penelitian ini menggunakan uji akar unit yang dikembangkan oleh Dickey dan Fuller. Hasil estimasi tersebut disajikan dalam tabel 1 dan tabel 2.

Adapun keterangan variabel pada tabel 1 dan tabel 2 sebagai berikut:

Ln	=	logaritma natural
S_t	=	nilai tukar
YI_t	=	PDB riil Indonesia
YA_t	=	PDB riil Amerika Serikat
MI_t	=	jumlah uang beredar Indonesia
$M2A_t$	=	jumlah uang beredar AS
II_t	=	suku bunga deposito Indonesia
IA_t	=	suku bunga LIBOR

Dari tabel 1 dan 2 diketahui bahwa pengujian akar unit baik dengan DF test maupun ADF test, belum semua variabel yang diuji stasioner atau memiliki akar unit. Penentuan tingkat signifikansi dengan membandingkan nilai parameter estimasi γ dengan *MacKinnon Critical Value*. Apabila nilai parameter estimasi γ lebih dari nilai kritisnya, maka variabel tersebut tidak memiliki akar unit atau telah stasioner. Uji akar unit dengan DF test menunjukkan bahwa variabel YA_t , MI_t , II_t dan IA_t telah stasioner sedangkan hasil uji akar unit dengan ADF test diperoleh hasil bahwa hanya variabel MI_t , II_t , dan IA_t yang stasioner.

Tabel 1. Uji Akar Unit dengan DF Test

Variabel	Lag	Ao[0]	A2	γ	Mackinnon critical value	Hasil
Ln(S _t)	0	0.080190 (0.268792)		-0.006420 (-0.169358)	1% - 3.5625 5% - 2.9190 10% - 2.5970	I(0)
Ln(Y _t)	0	0.020765 (0.677609)		0.005277 (0.776803)	1% - 3.5625 5% - 2.9190 10% - 2.5970	-
Ln(YA _t)	0	0.016335 (0.604779)		-1.068615 (-7.410584)	1% - 3.5653 5% - 2.9202 10% - 2.5977	I(0)
Ln(M _t)	0	-0.001521 (-0,145541)		-1.439637 (-10.97463)	1% - 3.5682 5% - 2.9215 10% - 2.5983	I(0)
Ln(M2A _t)	0	-0,133685 (-0,415541)	-2,48E-05 (-0,068637)	-0,017740 (0,437758)	1% - 4.1458 5% - 3.4987 10% - 3.1782	-
Ln(I _t)	0	-0,000163 (0,147667)		-0,463401 (-3,812960)	1% - 3.5653 5% - 2.9202 10% - 2.5977	I(0)
Ln(IA _t)	0	-2,20E-5 (-0,085310)		-1,549732 (-12,17444)	1% - 3.5682 5% - 2.9215 10% - 2.5983	I(0)

Catatan : Data diolah (Lampiran 1), angka dalam kurung adalah besaran t hitung.

Tabel 2. Uji Akar Unit dengan ADF test

Variabel	Lag	Ao	A2	γ	Mackinnon critical value	Hasil
Ln(S _t)	1	0.857588 (2,014285)	0,004665 (2,051663)	-0.122144 (-2,034775)	1% - 4.1498 5% - 3.5005 10% - 3.1793	-
Ln(Y _t)	5	0.011454 (0.302405)	-	0.008612 (0.0.909791)	1% - 3.5778 5% - 2.9256 10% - 6.005	-
Ln(YA _t)	12	0.023606 (2.309558)		-1.616897 (-2,320291)	1% - 3.6117 5% - 2.9399 10% - 2.6080	-
Ln(M _t)	1	-0.001618 (-0,157514)		-1.887634 (-7.853876)	1% - 3.5713 5% - 2.9228 10% - 2.5990	I(0)
Ln(M2A _t)	1	-0,082076 (-0,046425)	-	0.01071 (1,147103)	1% - 3.5653 5% - 3.9202 10% - 3.5977	-
Ln(I _t)	1	-0,000124 (0,110199)		-0,550194 (-3,901273)	1% - 3.5682 5% - 2.9215 10% - 2.5983	I(0)
Ln(IA _t)	1	5,15E-05 (-0,226330)		-1,846673 (-7,531612)	1% - 3.5713 5% - 2.9228 10% - 2.5990	I(0)

Catatan: Data diolah (Lampiran 2), angka dalam kurung adalah besaran t hitung.

2. Uji Derajat Integrasi

Hasil uji akar unit dengan DF maupun ADF test di atas menunjukkan sebagian variabel yang diestimasi belum stasioner semua, karena belum stasioner maka pengujian dilanjutkan dengan uji derajat integrasi. Uji derajat integrasi ini untuk mengetahui pada derajat ke berapa variabel yang diamati stasioner. Hasil estimasi disajikan pada tabel di bawah ini.

Sedangkan dari uji akar unit dengan ADF test yang dilakukan sebelumnya menunjukkan bahwa variabel MI_t , II_t , dan IA_t yang stasioner. Dengan demikian untuk mengetahui pada derajat ke berapa variabel yang lain akan stasioner dilakukan dengan uji derajat integrasi. Dari tabel 4 hasil uji derajat integrasi menunjukkan bahwa variabel S_t , YI_t , YA_t , MI_t , $M2A_t$, II_t , dan IA_t terintegrasi pada data perbedaan pertamanya (*first difference*) atau I (1). Dengan demikian telah diketahui bahwa

Tabel 3. Uji Derajat Integrasi dengan DF Test

Variabel	Lag	Ao	a2	γ	MacKinnon critical value	Hasil
$\Delta \ln(S_t)$	0	0.005007 (0,099607)	-0,000175 (-0.105793)	-1,500739 (-11,69264)	1% - 4.1540 5% - 3.5025 10% - 3.1804	I(1)
$\Delta \ln(YI_t)$	0	0.066452 (0,288156)	-	-1,498499 (-11,97603)	1% - 3.5653 5% - 2.9202 10% - 2.5977	I(1)
$\Delta \ln(YA_t)$	0	4.7E-05 (0,032667)	-	-1.501123 (-11,88029)	1% - 3.5682 5% - 2.9215 10% - 2.5983	I(1)
$\Delta \ln(MI_t)$	0	0,058921 (4,871401)	-	-0,973393 (-6,717598)	1% - 3.5653 5% - 2.9202 10% - 2.5977	I(1)
$\Delta \ln(M2A_t)$	0	-0,005580 (2,088082)	0,000101 (1,200204)	-0,777186 (-5,464120)	1% - 4.1498 5% - 3.5005 10% - 3.1793	I(1)
$\Delta \ln(II_t)$	0	-0,000119 (0,092784)	-	-1,107025 (-7,427147)	1% - 3.5682 5% - 2.9215 10% - 2.5983	I(1)
$\Delta \ln(IA_t)$	0	-2,02E-05 (-0,085310)	-	-1,549732 (-12,71444)	1% - 3.5682 5% - 2.9215 10% - 2.5983	I(1)

Catatan : Data diolah, angka dalam kurung adalah besaran t hitung

Hasil uji akar unit yang dilakukan sebelumnya dengan DF test menunjukkan bahwa variabel S_t , YI_t , dan $M2A_t$ tidak stasioner. Pengujian selanjutnya dilakukan pada data turunan pertamanya. Tabel 3 menunjukkan hasil bahwa variabel-variabel tersebut sudah tidak memiliki akar unit. Berarti variabel S_t , YI_t , YA_t , MI_t , $M2A_t$, II_t , dan IA_t terintegrasi pada derajat I(1).

semua variabel stasioner.

Dengan menggunakan variabel yang terintegrasi pada derajat pertama dan terdapat kombinasi linear antara variabel-variabel tersebut, maka residualnya akan stasioner. Keadaan ini merupakan indikasi adanya hubungan keseimbangan jangka panjang. Hal ini sejalan dengan *Granger Representation theorem* mengenai Model Koreksi kesalahan.

Tabel 4. Uji Derajat Integrasi dengan ADF Test

Variabel	Lag	Ao	A2	γ	MacKinnon critical value	Hasil
$\Delta \ln(S_t)$	1	0.003370 (0,064023)	-0,000108 (-0.063385)	-1,219161 (-4.737560)	1% - 4.1584 5% - 3.5045 10% - 3.1816	I(1)
$\Delta \ln(YI_t)$	5	0.684386 (0.761075)	-	-3,991191 (-4,356354)	1% - 3.5814 5% - 2.9271 10% - 2.6013	I(1)
$\Delta \ln(YA_t)$	12	0,000526 (0,444896)	-	-5,743611 (-2,629850)	1% - 3.6171 5% - 2.9422 10% - 2.6092	I(1)
$\Delta \ln(MI_t)$	1	0,065370 (4,243766)	-	-1,079006 (-5,182815)	1% - 3.5682 5% - 2.9215 10% - 2.5983	I(1)
$\Delta \ln(M2A_t)$	1	0,007078 (3,173256)	-	-0,675105 (-3,716471)	1% - 3.5682 5% - 2.9215 10% - 2.5983	I(1)
$\Delta \ln(IH_t)$	1	-0,000120 (0,090762)	-	-1,107025 (-7,427147)	1% - 3.5682 5% - 2.9215 10% - 2.5983	I(1)
$\Delta \ln(IA_t)$	1	-5,15E-05 (0,226330)	-	-1,846673 (-7,531612)	1% - 3.5713 5% - 2.9228 10% - 2.599	I(1)

Catatan : Data diolah (Lampiran 4), angka dalam kurung adalah besaran t hitung.

Apabila derajat kombinasi linear dari variabel-variabel tersebut stasioner, maka dapat dikatakan bahwa sekelompok variabel tersebut berkointegrasi. Untuk mengetahui hubungan tersebut maka dilakukan uji kointegrasi.

3. Uji Kointegrasi

Uji kointegrasi dipandang sebagai uji hubungan keseimbangan jangka panjang seperti yang dikehendaki teori. Uji kointegrasi diawali dengan estimasi regresi kointegrasi (statis) untuk mencari nilai CRDW. Meskipun penaksir yang diperoleh dari regresi OLS tersebut konsisten, namun tidak demikian dengan standar errornya. Hal ini dikarenakan variabel-variabel dalam regresi tersebut tidak stasioner dan distribusi penaksir OLS-nya tidak standar. Distribusi penaksir OLS yang tidak stasioner ini menyebabkan nilai t statistik yang diperoleh tidak dapat digunakan untuk uji signifikansi (Thomas, 1997,429).

Dari hasil estimasi diperoleh nilai DW

hitung: 2,060031 sedangkan nilai CRDW tabel pada tingkat signifikansi 1% dan jumlah sampel 51 adalah 1,00 (Engle dan YOO, 1987, 158 dalam Aliman, 2000, 132). Karena nilai CRDW hitung lebih besar dari pada nilai CRDW tabel, maka terdapat indikasi variabel-variabel yang diamati saling berkointegrasi dan memiliki hubungan jangka panjang. Namun demikian CRDW hanyalah merupakan pedoman kasar untuk melihat kointegrasi antar variabel. Uji ini masih harus diperkuat dengan uji kointegrasi dengan metode DF dan ADF. Hasil uji DF dan ADF ditampilkan dalam tabel 5 di bawah ini.

Tabel 5. Hasil Uji Kointegrasi DF dan ADF

Pengujian	Lag	α_1
DF	0	-1.183358 (-8.394721)
ADF	2	-1.234341 (-4.884326)

Catatan: Data diolah

Tabel 6. Nilai DF untuk Uji Kointegrasi

Jumlah Variabel	Jumlah Data (N)	Tingkat Signifikansi		
		1 %	5 %	10 %
2	50	4.32	3.67	3.28
	100	4.07	3.37	3.03
	200	4.00	3.37	3.02
3	50	4.84	4.11	3.73
	100	4.45	3.93	3.59
	200	4.35	3.78	3.47
4	50	4.49	4.35	4.02
	100	4.75	4.22	3.89
	200	4.70	4.18	3.89
5	50	5.41	4.76	4.42
	100	4.18	4.058	4.26
	200	5.02	4.048	4.18

Sumber: Engle dan Yoo, 1987, 157 dalam Aliman, 2000, 131

Tabel 7. Nilai ADF untuk Uji Kointegrasi

Jumlah Variabel	Jumlah Data (N)	Tingkat Signifikansi		
		1 %	5 %	10 %
2	50	4.12	3.29	2.90
	100	3.73	3.17	2.91
	200	3.78	3.25	2.98
3	50	4.45	3.75	3.36
	100	4.22	3.62	3.32
	200	4.34	3.78	3.51
4	50	4.61	3.98	3.67
	100	4.61	4.02	3.71
	200	4.72	4.13	3.83
5	50	4.80	4.15	3.85
	100	4.98	4.36	4.06
	200	4.97	4.43	4.14

Sumber : Engle dan Yoo, 1987, 157 dalam Aliman, 2000, 131

Tabel 8. Nilai CRDW/DW Stat untuk Uji Kointegrasi

Jumlah Sampel	Tingkat Signifikansi		
	1 %	5 %	10 %
50	1.00	0.78	0.69
100	0.51	0.39	0.32
200	0.29	0.20	0.16

Sumber : Engle dan Yoo, 1987, 157 dalam Aliman, 2000, 132

Dengan membandingkan nilai DF hitung dengan nilai DF tabel dan nilai ADF hitung dengan nilai ADF tabel pada tingkat signifikansi 5% diperoleh hasil nilai DF hitung (-8,394721) > nilai DF tabel (4,76) dan nilai ADF hitung (-4,884326) > nilai ADF tabel (4,15). Dari hasil tersebut diketahui bahwa residual persamaan kointegrasinya stasioner. Hal ini menunjukkan bahwa variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini saling berkointegrasi.

4. Estimasi Model Koreksi Kesalahan Engle-Granger (*Engle-Granger Error Correction Model*)

Hasil estimasi Engle-Granger menunjukkan bahwa model yang digunakan berhasil menjelaskan faktor-faktor yang mempengaruhi nilai tukar. Indikasi awal dari kesahihan penggunaan Engle-Granger ECM tersebut dapat dilihat dari signifikannya koefisien *error correction term* dengan tanda negatif seperti yang diharapkan.

• Estimasi Jangka Panjang

Untuk mengamati pengaruh jangka panjang antara variabel-variabel yang diamati dengan nilai tukar dapat dilihat dari persamaan regresinya. Berikut ini hasil estimasi model statisnya (dalam kurung menunjukkan nilai t hitung).

Tabel 9. Estimasi Jangka Panjang Model Koreksi Kesalahan Engle Granger (EG-ECM)

$$\begin{aligned} \text{Ln}(S_t) = & 82.16305 + 0.777889 (\text{Ln}M_{1t}) - 0.289444 \text{Ln}(M2A_t) + 3.539213 \text{Ln}(YI_t) - \\ & (3.964856) \quad (1.664973) \quad (-0.214659) \quad (5.214783) \\ & 11.13681 \text{Ln}(YA_t) - 0.004511 \text{Ln}(II_t) + 13.82569 \text{Ln}(IA_t) \\ & (-4.999510) \quad (-0.006254) \quad (5.233257) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.914129 \quad \text{DW Stat} = 0.698001 \quad \text{F Stat} = 79.84060$$

Catatan: data diolah. Angka dalam kurung adalah besaran t hitung

Keterangan variabel:

- Ln_t = Logaritma natural
 M_{1t} = Jumlah uang beredar Indonesia
 $M2A_t$ = Jumlah uang beredar AS
 YI_t = PDB riil Indonesia
 YA_t = PDB riil AS
 II_t = suku bunga deposito Indonesia
 IA_t = suku bunga LIBOR

Hasil tersebut mengindikasikan terjadinya autokorelasi, sehingga diadakan perbaikan dengan *autoregresif* AR(1). Hasil perbaikan AR(1) sebagai berikut.

jumlah uang beredar Indonesia (MI) dan PDB riil Indonesia (YI). Besarnya pengaruh jangka panjang dari variabel MI dan YI adalah 0.896737 dan 2.378589.

Dari hasil tersebut dapat dikemukakan bahwa dalam jangka panjang nilai tukar Rupiah terhadap Dolar dipengaruhi oleh

Tabel 10. Perbaikan Autokorelasi Estimasi Jangka Panjang Model Koreksi Kesalahan Engle Granger (EG-ECM)

$$\begin{aligned} \text{Ln}(S_t) = & -42.44271 + 0.896737 (\text{Ln}M_{1t}) + 0.046392 \text{Ln}(M2A_t) + 2.378589 \text{Ln}(YI_t) + \\ & (-0.807761) \quad (2.883922) \quad (0.024360) \quad (3.419668) \\ & 0.580437 \text{Ln}(YA_t) - 0.549924 \text{Ln}(II_t) + 0.962487 \text{Ln}(IA_t) + 0.994094 \text{AR}(1) \\ & (0.235720) \quad (-0.869912) \quad (0.313564) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.968186 \quad \text{DW Stat} = 2.060031 \quad \text{F hit} = 186.9466$$

Catatan: data diolah. Angka dalam kurung adalah besaran t hitung

- Uji Statistik

- a. Uji t

Uji t bertujuan melihat signifikansi pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen secara individual. Parameter suatu variabel dikatakan mempunyai pengaruh yang signifikan jika nilai t hitung lebih besar dari nilai t tabel, dan sebaliknya.

Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$ (dua sisi) dan dengan derajat kebebasan 52 diperoleh nilai t tabel sebesar 1,671. Dari hasil estimasi di atas nilai t hitung dibandingkan dengan nilai t tabel, maka dapat diketahui bahwa secara individual variabel MI dan YI mempunyai pengaruh yang signifikan terhadap nilai tukar Rupiah terhadap Dolar.

- b. Uji F

Selanjutnya dilakukan uji F untuk melihat apakah variabel independen secara bersama-sama mempunyai pengaruh signifikan terhadap variabel dependen. Jika nilai F hitung lebih dari nilai F tabel berarti bahwa secara bersama-sama (keseluruhan) variabel-variabel yang terdapat dalam model berpengaruh signifikan terhadap variabel dependennya.

Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$ dan derajat kebebasan (6,45) diperoleh nilai F tabel sebesar 2,34 sementara nilai F hitung untuk model jangka panjang adalah 186.9466. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa dalam model tersebut, variabel-variabel independen secara keseluruhan mempunyai pengaruh yang signifikan terhadap nilai tukar Rupiah.

- c. Uji R^2

Nilai R^2 menunjukkan bahwa variasi yang terjadi dalam variabel dependen dapat dijelaskan oleh variasi variabel-variabel independen. Hasil estimasi jangka panjang dengan OLS menunjukkan bahwa R^2 dari model tersebut adalah 0.968186 yang menyatakan bahwa 96,82% variasi variabel

dependen dapat dijelaskan oleh variasi variabel independennya.

- Estimasi Jangka Pendek

Dalam kaitannya dengan pengamatan terhadap dinamika jangka pendek, dilakukan estimasi terhadap model koreksi kesalahan. Untuk mengetahui banyaknya lag yang digunakan dalam estimasi jangka pendek ini digunakan metode *general-to-specific* yang dikembangkan oleh Hendry atau biasa disebut *Hendry's General-to-Specific Modeling (HGSM)*. Dengan menggunakan data yang tersedia, banyaknya lag maksimum yang dapat dimasukkan dalam model adalah 2. Kemudian dengan melakukan pengujian terhadap masing-masing lag tersebut, lag yang tidak signifikan dapat diabaikan dan tidak dimasukkan dalam estimasi. Tabel 11 adalah hasil estimasi EG-ECM.

Selanjutnya setelah dilakukan pengujian terhadap EG-ECM, dapat dikemukakan bahwa dalam jangka pendek, variabel-variabel yang dipilih untuk mengamati perilaku nilai tukar Rupiah terhadap Dolar seluruhnya signifikan secara statistik. Berarti dalam jangka pendek, variabel $\Delta \text{Ln}(S_{t-1})$, $\Delta \text{Ln}(MI_t)$, $\Delta \text{Ln}(YI_{t-1})$, dan $\Delta \text{Ln}(II_{t-1})$ berpengaruh terhadap nilai tukar Rupiah terhadap Dolar. Koefisien *error correction term* sebesar -0.997737 menunjukkan bahwa kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*) nilai tukar menuju ke kondisi keseimbangan adalah 99,77% per kuartal atau selama 3 bulan.

- Uji Statistik

- a. Uji t

Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$ (dua sisi) dan dengan derajat kebebasan 48 diperoleh nilai t tabel sebesar 2.021 dan dari hasil estimasi di atas, nilai t hitung dibandingkan dengan nilai t tabel, maka dapat diketahui bahwa secara individual variabel $\Delta \text{Ln}(S_{t-1})$, $\Delta \text{Ln}(MI_t)$, $\Delta \text{Ln}(YI_{t-1})$, dan $\Delta \text{Ln}(II_{t-1})$ mempunyai pengaruh signifikan terhadap nilai tukar.

Tabel 11. Estimasi Jangka Pendek Model Koreksi Kesalahan Engle Granger (EG-ECM)

$\Delta \text{Ln}(S_t) = 0.098818 + 1.087960 \Delta \text{Ln}(S_{t-1}) + 1.781944 \Delta \text{Ln}(M_t) - 4.66871 \Delta \text{Ln}(YI_{t-1}) +$			
(2.316899)	(3.488394)	(5.40899)	(-4.134180)
$2.328438 \Delta \text{Ln}(II_{t-1}) - 0.997737 \text{ECT}_{t-1}$			
(3.679582)	(-2.790341)		

$R^2 = 0.521717$	DW Stat = 1.763706	F Stat = 9.599154	

Catatan: data diolah, angka dalam kurung menunjukkan nilai t hitung.

b. Uji F

Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$ dan derajat kebebasan (4,47) diperoleh nilai F tabel sebesar 2,61. Sementara nilai F hitung untuk model jangka pendek adalah 9.599154. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa dalam model tersebut, variabel-variabel independen secara keseluruhan mempunyai pengaruh yang signifikan terhadap nilai tukar.

c. Uji R^2

Hasil estimasi jangka pendek dengan OLS menunjukkan bahwa R^2 dari model tersebut adalah 0.521717 yang menyatakan bahwa 52.17% variabel dependen dapat dijelaskan oleh variasi variabel independennya.

PEMBAHASAN

1. Analisis Jangka Pendek

Untuk analisis jangka pendek, menunjukkan bahwa variabel $\Delta \text{Ln}(S_{t-1})$, $\Delta \text{Ln}(M_t)$, $\Delta \text{Ln}(YI_{t-1})$, dan $\Delta \text{Ln}(II_{t-1})$ signifikan dalam mempengaruhi nilai tukar Rupiah terhadap Dolar. Besarnya koefisien berturut-turut adalah 1.087960, 1.781944, 2.328438, -4,666871.

Variabel jumlah uang yang beredar mempunyai koefisien yang positif dan signifikan secara statistik pada $\alpha = 1\%$. Hal ini berarti sesuai dengan hipotesis yang diajukan dan teori yang digunakan dalam penelitian ini. Besarnya koefisien jumlah uang beredar

Indonesia adalah sebesar 1.781944. Ini berarti bahwa setiap kenaikan jumlah uang beredar Indonesia sebesar 1%, akan menyebabkan kenaikan nilai tukar sebesar 1.781944%.

Peningkatan uang primer yang bersumber dari peningkatan uang kartal dan uang giral sehubungan dengan meningkatnya aktifitas perekonomian, rendahnya suku bunga deposito riil, dan tindakan berjaga-jaga oleh masyarakat, dan kenaikan suplai uang menyebabkan kenaikan harga. Dorongan permintaan agregat yang tinggi tidak sepenuhnya dapat diimbangi dengan kenaikan sisi penawaran agregat, sebagai akibat masih adanya berbagai permasalahan struktural dalam perekonomian. Kenaikan harga-harga menjadi sulit diredam dengan segera, oleh karena itu dengan paritas daya beli akan mendorong terjadinya depresiasi mata uang. Dengan semakin meningkatnya jumlah uang beredar, nilai Rupiah semakin terdepresiasi. Oleh karena itu besarnya jumlah uang yang beredar harus dikendalikan agar bisa mengapresiasi nilai Rupiah.

Variabel suku bunga deposito Indonesia mempunyai koefisien yang positif dan signifikan secara statistik pada $\alpha=1\%$. Hal ini berarti sesuai dengan hipotesis dan teori yang digunakan dalam penelitian ini. Besarnya koefisien suku bunga deposito Indonesia adalah 2.328438, berarti bahwa setiap

kenaikan suku bunga deposito Indonesia sebesar 1% maka akan menyebabkan kenaikan nilai tukar sebesar 2.328438% atau nilai tukar Rupiah terhadap Dolar akan mengalami depresiasi sebesar 2.328438%. Hal ini menunjukkan bahwa meningginya tingkat suku bunga akan menurunkan investasi, sehingga mengakibatkan terhambatnya pertumbuhan ekonomi. Kondisi ini menyebabkan permintaan uang menurun sehingga mendorong terjadinya depresiasi mata uang domestik. Dengan semakin meningkatnya tingkat suku bunga, nilai Rupiah semakin terdepresiasi. Oleh karena itu besarnya tingkat suku bunga harus dikendalikan agar bisa mengapresiasi nilai Rupiah.

Variabel produk domestik bruto (PDB) riil Indonesia mempunyai koefisien yang negatif dan signifikan secara statistik pada $\alpha=1\%$. Hal ini sesuai dengan hipotesis dan teori yang digunakan dalam penelitian ini. Besarnya koefisien produk domestik bruto riil Indonesia -4.666871, berarti bahwa setiap kenaikan PDB riil Indonesia sebesar 1% maka akan menyebabkan penurunan nilai tukar sebesar 4.666871% atau nilai tukar Rupiah terhadap Dolar akan mengalami apresiasi sebesar 4.666871%. Kenaikan PDB riil domestik menyebabkan meningkatnya ekspor yang mengakibatkan permintaan uang meningkat. Kelebihan permintaan uang yang tanpa perubahan suplai uang hanya dapat dipenuhi dengan penurunan harga-harga domestik melalui paritas daya beli. Penurunan harga akan menyebabkan apresiasi mata uang domestik. Dengan semakin meningkatnya PDB riil, nilai Rupiah semakin terapresiasi. Oleh karena itu besarnya PDB riil harus senantiasa ditingkatkan agar bisa mengapresiasi nilai Rupiah.

Variabel nilai tukar sebelumnya atau $\Delta \ln(S_{t-1})$ mempunyai koefisien yang positif dan signifikan secara statistik maka hal ini menunjukkan bahwa nilai tukar sekarang dipengaruhi oleh nilai tukar sebelumnya. Apabila nilai tukar sebelumnya mengalami

kenaikan maka nilai tukar sekarang juga akan mengalami kenaikan sebesar 1.087960%.

2. Analisis Jangka Panjang

Analisis jangka panjang penelitian ini menunjukkan bahwa hanya variabel jumlah uang beredar Indonesia atau $\ln(MI_t)$ dan PDB riil Indonesia atau $\ln(LYI_t)$ yang signifikan mempengaruhi nilai tukar. Besarnya koefisien berturut-turut adalah 0.891737 dan 2.378589.

Variabel jumlah uang yang beredar mempunyai koefisien yang positif dan signifikan secara statistik pada $\alpha=1\%$. Hal ini berarti sudah sesuai dengan hipotesis dan teori yang digunakan dalam penelitian ini. Besarnya koefisien 0.896737 berarti bahwa setiap kenaikan jumlah uang beredar Indonesia sebesar 1% maka akan menyebabkan kenaikan nilai tukar sebesar 0.896737% atau nilai tukar akan mengalami depresiasi sebesar 0.896737%.

Variabel PDB riil Indonesia mempunyai koefisien yang positif dan signifikan secara statistik. Hal ini berarti uji tanda tidak sesuai dengan teori yang digunakan dalam penelitian ini. Hasil ini mendukung penelitian sebelumnya yang dilakukan oleh Chung Hua Shen dan Lee Reng Wang dengan model *capital inflow*.

Hasil analisis untuk kasus Indonesia sebagai berikut.

$$S_t = 1431.96 - 0.08 FDI + 5917.64 \Delta YI - 1306.38 \Delta M2 + 1428.62 D$$

(8.67) (-0.76) (3.02)

(-1.14) (4.78)

dimana;

- S_t = Nilai tukar
 ΔY = Pendapatan riil
 $\Delta M2$ = Perubahan jumlah uang beredar
 D = Variabel DUMMY. (1) krisis dan lainnya (0)

Hal ini menunjukkan bahwa pertumbuhan output riil yang cepat cenderung akan

menaikkan impor, sehingga menyebabkan terjadinya depresiasi mata uang domestik.

Variabel tingkat suku bunga deposito Indonesia tidak signifikan secara statistik, hal ini tidak sesuai dengan teori dalam penelitian ini. Hal ini menunjukkan bahwa tingkat suku bunga hanya efektif mempengaruhi nilai tukar hanya dalam jangka pendek. Tidak signifikannya variabel tingkat suku bunga menunjukkan bahwa kebijakan moneter yang diterapkan tidak mampu untuk mengatasi fluktuasi nilai tukar dalam jangka panjang.

KESIMPULAN

Dalam penelitian ini dimaksudkan untuk mengkaji pengaruh variabel jumlah uang beredar Indonesia, jumlah uang beredar Amerika Serikat, PDB riil Indonesia, PDB riil Amerika Serikat., tingkat suku bunga deposito Indonesia, dan tingkat suku bunga LIBOR terhadap nilai tukar Rupiah terhadap Dolar Amerika Serikat. Model yang dipakai dalam penelitian ini adalah model koreksi kesalahan Engle-Granger (EG-ECM). Dari hasil analisis data yang telah dilakukan, dapat diambil kesimpulan sebagai berikut.

1. Dengan melihat nilai statistik dari *Error Correction Term* (ECT) sebesar -0.997737 dan secara statistik signifikan pada derajat keyakinan sebesar 5%, hal ini berarti bahwa spesifikasi model koreksi kesalahan E-G yang digunakan menunjukkan bahwa variabel-variabel yang digunakan merupakan himpunan variabel yang berkointegrasi dan juga bisa menjelaskan hubungan kausalitas dari variabel yang sedang diuji baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang.
2. Hasil Estimasi OLS dengan model koreksi kesalahan E-G menunjukkan bahwa variabel yang berpengaruh dan signifikan secara statistik dalam jangka pendek adalah jumlah uang beredar Indonesia, suku bunga deposito Indonesia, dan PDB riil Indonesia. Jumlah uang beredar Indonesia dan suku

bunga deposito Indonesia mempunyai pengaruh yang positif terhadap nilai tukar. Sedangkan PDB riil Indonesia mempunyai pengaruh yang negatif terhadap nilai tukar. Hal ini sesuai dengan teori dan hipotesis yang diajukan dalam penelitian ini.

3. Hasil estimasi jangka panjang menunjukkan bahwa variabel yang berpengaruh dan signifikan secara statistik adalah variabel jumlah uang beredar Indonesia dan PDB riil Indonesia. Variabel jumlah uang beredar Indonesia mempunyai pengaruh yang positif terhadap nilai tukar. Hal ini sesuai dengan teori dan hipotesis yang diajukan dalam penelitian ini. Variabel PDB riil Indonesia mempunyai pengaruh yang positif terhadap nilai tukar. Hal ini dikarenakan dengan meningkatnya PDB mendorong konsumsi masyarakat yang cenderung akan meningkatkan impor, sehingga menyebabkan terjadinya depresiasi mata uang Rupiah terhadap Dolar.

IMPLIKASI KEBIJAKAN

Dengan menggunakan pendekatan moneter ternyata menunjukkan bahwa variabel yang berpengaruh terhadap nilai tukar dalam jangka pendek adalah tingkat suku bunga deposito Indonesia, jumlah uang beredar Indonesia dan PDB riil Indonesia. Sedangkan variabel yang berpengaruh dalam jangka panjang hanya jumlah uang beredar dan PDB riil Indonesia. Oleh karena itu otoritas moneter sebaiknya mengutamakan kebijakan yang bisa mengantisipasi terjadinya fluktuasi nilai tukar, antara lain.

1. Mengatur jumlah uang yang beredar melalui operasi pasar terbuka dengan intervensi Rupiah untuk sementara waktu, perlu dioptimalkan tanpa harus menimbulkan dampak yang berlebihan pada kenaikan suku bunga SBI.
2. Menggunakan Instrumen suku bunga sebagai alat untuk mengantisipasi depresiasi nilai Rupiah.

3. Meningkatkan pertumbuhan ekonomi dengan meningkatkan ekspor, investasi, dan konsumsi.
4. Mengembangkan penelitian ini dengan menambah variabel inflasi, harga, dan sebagainya, dengan pendekatan neraca pembayaran atau pendekatan portofolio, sehingga bisa mengestimasi variabel yang mempengaruhi nilai tukar dalam jangka pendek maupun jangka panjang.

DAFTAR PUSTAKA

- Adriana, Salomi. 1994. *Studi Pendekatan Moneter terhadap Kurs Dolar Amerika dan Yen Jepang di Indonesia. 1982. 1 - 1992. IV* Skripsi S1. Universitas Gadjah Mada. Yogyakarta. tidak dipublikasikan.
- Aliman, 2000. *Modul Ekonomika Terapan*, Yogyakarta: PAU Studi UGM.
- Appleyard, Dennis R dan Field Jr. Alfred J. 1995. *International Economics*, Irwin.
- Babbie, Earl. 1995. *The Practice of Social Research*. Seventh Edition. California. USA: Wadsworth Publishing Company.
- Baillie, Richard dan Patrick McMahon. 1990. *The Foreign Exchange Market: Theory and Economic Evidence*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Batiz, F.L Livera and Luis Livera Batiz. 1985. *International Finance and Open Economy Macroeconomics*. New York: Mac Millan Publishing Company.
- Bank Indonesia. 1998/1999. *Laporan Tahunan Bank Indonesia*. Jakarta.
- Bilson, JF. 1978. *The Monetary Approach to Exchange Rate: Some Empirical Evidence*. IMF Staff Paper. International Monetary Fund.
- Camarazza, Francesco and Jahagir Aziz. 1997. *Fixed or Flexible? Getting the Exchange Rate Right in the 1990. 5*. World Economic Outlook.
- Chow, Edward. H, Wayne Y. Lee, and Michael E. Solt. 1997. The Exchange Rate Risk Exposure of Asset Returns. *Journal of Business*. Vol.70. No.1
- de Grawe, Paul. 1983, *Macroeconomic Theory for The Open Economy*, England: Gower Publishing Company Limited.
- Deklawan, Hermada 1996. *Integrasi Pasar Keuangan Indonesia di Asean Studi Pendekatan Error Correction Model dan Forward Looking Buffer Stock*. Skripsi S1. Fakultas Ekonomi Universitas Gadjah Mada Yogyakarta. Tidak dipublikasikan.
- Dickey, David and Wayne A. Fuller. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*.
- _____ 1981. Like Lilihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, Vol. 49.
- Salvatore, Dominic. 1996. *International Economic*. New Jersey, USA: Prentice Hall Inc.
- Engel, R.F. and C.W. J Granger. 1987. Co-integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*. 251-276
- Frenkel, JA. 1976. A Monetary Approach to The Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *Scandinavian Journal of Economics*. Vol. 78. No. 2. 200-224
- Gujarati, Damodar N. 1995. *Basic Econometrics*. Third Edition. Singapore: McGraw-Hill Book Co.
- Hallwood, Paul C. Ronald MacDonald. 1994. *International Money and Finance*. Oxford. UK: Blackwell Publishers Ltd.
- Harris, Richard. 1995. *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall/harvester Wheatsheaf.
- Insukindro. 1990a. Komponen Koefisien Regresi Jangka Panjang Model Ekonomi,

- Sebuah Studi Kasus Impor Barang di Indonesia. *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*. Vol. 5. No.2. 1-11
- _____ 1990b. Penurunan Data Bulanan dari Data Tahunan. *Ekonomi dan Keuangan Indonesia*. Vol. 38. No. 4. 347-357.
- _____ 1991. Regresi Linier Lancung dalam Analisis Ekonomi, Suatu Tinjauan dengan Satu Studi Kasus di Indonesia, *JEBI*. Vol. 6 No. 1.
- _____ 1992. Dynamic Specification of Demand for Money, a Survey of Recent Development. *Jurnal Ekonomi Indonesia*.
- _____ 1993. *Ekonomi Uang dan Bank: Teori dan Pengalaman di Indonesia*. Yogyakarta: BPFE.
- _____ 1996. Pendekatan Masa Depan Dalam Penyusunan Model Ekonometrika Forward Looking dan Pendekatan Kointegrasi. *Jurnal Ekonomi Industri*. Pusat Antar Universitas (PAU) Universitas Gadjah Mada. Edisi 2 Maret. 1-6
- _____ 1999. Pemilihan Model Ekonomi Empirik dengan Pendekatan Model Koreksi Kesalahan. *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*. Vol. 14. No. 1. 1-8
- Insukindro dan Aliman. 1999. Pemilihan dan Bentuk Fungsi Model Empirik: Studi Kasus Permintaan Uang Kartal Riil di Indonesia. *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*. Vol. 14 No. 4. 49-61.
- Ilyas, Akhyar 1999. *Alternatif Kebijakan Moneter di Indonesia*. Makalah Seminar Nasional HIMISPA. Fakultas Ekonomi. Universitas Gadjah Mada. 1-37.
- Isnowati, Sri. 2001. *Analisis yang Mempengaruhi Nilai Tukar Rupiah terhadap Dolar Amerika. Pendekatan Moneter 1987.2-1999.1*. Tesis S-2 Program Pascasarjana UGM. Tidak dipublikasikan.
- Kuncoro, Mudrajat. 1996. *Manajemen Keuangan Internasional: Pengantar Ekonomi Bisnis Global*. Yogyakarta: BPFE.
- Kirana Jaya, W. 1990. Seleksi Model Permintaan Uang di Indonesia 1973-1987. *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*. No. 2. Tahun V. 37-47.
- Mac. Donald, R dan Taylor. M. P. 1992. *The Exchange Rate Economics*. IMF Staff Paper. Vol. 39. No. 1. 1-57.
- _____ 1993. *The Monetary Approach to The Exchange Rate: Rational Epectation, Long - Run Equilibrium, and Forecasting*. IMF Staff Paper. Vol. 40. No. 1. 89-107.
- Maddala, G.S. 2001. *Introductions to Econometric*, 3rd Edition. England: John Wiley & Sons.
- Madura, Jeff. *International Financial Management*. 4th Edition. West Publishing Company. St. Paul
- McNown, Robert and Wallace, Myles S. 1994. Cointegration test of the monetary exchange rate model for three High-Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 26. No. 3. 396-411
- Miskhin, Frederick S., 2000, *The Economic of Money, Banking, and Financial Markets*, 6th Edition, Harper-Collins College Publisher.
- Mussa, M. 1976. *The Exchange Rate, The Balance of Payment and Monetary and Fiscal Policy under Regime of Cotnrolled Floating. The Economic of Exchange Rate,; Selected Studies*. J Frenkel dan Harry G. Johnson (Editor). Addison and Wesley. USA. 47-64.
- Nasution, Anwar. dan Mary E. Pangestu.1998. *Laporan Konferensi Tentang Krisis Ekonomi di Indonesia* Jakarta: Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia.
- Papell, David H. 1997. Searching for Stationary: Purchasing Power Parity under The Current

- Float. *Journal of International Economics*. Vol. 43. 313-332.
- _____ 1997. Cointegration and Exchange Rate Dynamics. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 16. No. 3. 443-444.
- Saunders, Anthony. 1994. *Financial Institution Management*, Irwin. Burt Ridge. Massachusetts.
- Shen, Chung Hua dan Lee Rong Wang. 2001. To Intervene or Not: Exchange Rate Responses to Capital Flows in Selected Asian Economies, *Economic Asian Bulletin*, April, vol. 18 no. 1
- Sugiarti, Esi. 2000. *Pendekatan Koreksi Kesalahan. Analisis Faktor-faktor yang Mempengaruhi Kurs Yen terhadap Rupiah 1983.3 – 1997.2*. Tesis S-2 Program Pascasarjana UGM. Tidak dipublikasikan.
- Thomas, R.L. 1997. *Modern Econometrics: an Introduction*, Addison-Wesley Longman.
- Tucker, A. L. Madura J. dan Chiang. TC 1991. *International Financial Market*. West Publishing Company. Sp. Paul.
- Vivianty, Yovita. 1996. *Model Forward Looking untuk Penentuan Kurs Valuta Asing: Studi Kasus Indonesia 1983. I - 1994. IV*. Skripsi S1. Fakultas Ekonomi Universitas Gadjah Mada. tidak dipublikasikan
- Werdiningsih, Enggal. S. 1998. *Faktor –faktor yang mempengaruhi depresiasi kurs dollar Amerika dengan Metode OLS*. Skripsi S-1. Fakultas Ekonomi Universitas Gadjah Mada. tidak dipublikasikan
- Wuri, Yosefin. 1999. *Analisis Penentuan Kurs Valuta Asing di Indonesia 1983.1 – 1997.2. Pendekatan Koreksi Kesalahan dan Stock Penyangga Masa Depan*. Tesis S-2 Program Pascasarjana UGM. Tidak dipublikasikan.