

# PERMINTAAN UANG DI INDONESIA 1997.1-2002.4: ESTIMASI DATA NON STASIONER

Etty Puji Lestari (ettypl@mail.ut.ac.id)  
Universitas Terbuka

## ABSTRACT

*This article attempts to estimate the demand for Indonesian behavior money in 1997.1 – 2002.4 using non stationary technique. A new asymptotic theory of regression is introduced for possibly non stationary time series. These techniques are less dependent Johansen's maximum likelihood of co integration but more depend on the ordinary least squares (OLS) estimation of the equation included in the ECM. The dynamic OLS estimation proposed by Phillips & Loretan in 1991 is used to estimate cointegration. Meanwhile, Vector Autoregression (VAR) is used to forecast the model which has an interrelation time series. Since it desirable to include national income and exchange rate as regressor in the money demand function. To estimate demand function in the short run is used autoregressive distributed lag ECM/ADL ECM, which known Hendry type ECM. The results have find that there are non stationary condition in the time series data in the research. Meanwhile, the estimation with VAR, DOLS and ADL ECM is suggested that volatility of exchange rate impact to demand for Indonesian money.*

*Key words: demand for Indonesian money, non stationary estimation.*

Saat ini penggunaan regresi linier dalam analisis ekonomi telah meluas, bahkan hampir mencakup semua bidang studi ekonomi. Manfaat yang diperoleh antara lain untuk mengetahui hubungan sebagaimana diharapkan dalam teori ekonomi, atau uji hipotesis dan peramalan. Di sisi lain para ahli ekonometrika telah memusatkan perhatian pada kenyataan bahwa beberapa data ekonomi sangat besar kemungkinannya melanggar asumsi stasionaritas kovarian (*covariance stationarity*) (Phillips & Loretan, 1991; Hansen, 1995; Morimune & Zhao, 1997). Semua teori ekonometri mengasumsikan bahwa data digambarkan dengan distribusi yang stasioner, dengan kata lain, data runtun waktu (*time series*) dikatakan non stasioner jika rata-rata (*mean*), *variance*, dan *covariance* tidak konsisten sepanjang waktu (Thomas, 1997).

Adanya kondisi non stasioner menunjukkan bahwa secara teoritis ada masalah dengan stabilitas. Jika ada permasalahan yang berhubungan dengan variabel non stasioner maka hasil estimasi mengalami apa yang disebut regresi lancung (*spurious regression* atau *spurious correlation problem*). Dampak yang ditimbulkan oleh suatu regresi lancung antara lain: koefisien regresi penaksir tidak efisien, peramalan berdasarkan regresi tersebut akan meleset, dan uji baku yang umum menjadi tidak sah (Insukindro, 1991).

Beberapa studi empiris dengan menggunakan pendekatan *Error Correction Model* (ECM) telah dilakukan untuk mengestimasi fungsi permintaan uang, seperti studi Baba, Hendry, & Starr (1992) di Amerika; Hendry & Ericson (1991) di Inggris; serta Yoshida (1989) di Jepang. Menurut Miyao (1996), teknik yang mereka gunakan sangat tergantung kepada estimasi *maximum likelihood*

kointegrasi. Pendekatan *maximum likelihood* meragukan keberadaan hubungan jangka panjang (Morimune & Zhao, 1997).

Pendekatan ECM yang dikembangkan oleh Morimune & Zhao (1997) dalam mengestimasi fungsi permintaan uang tidak banyak menggunakan pendekatan *maximum likelihood* seperti yang dikemukakan Johansen namun lebih menggantungkan kepada estimasi *Ordinary Least Square* (OLS) dari persamaan yang terdapat didalam ECM itu sendiri. Secara teoritis hanya metode OLS yang konsisten saja yang digunakan untuk mengestimasi persamaan dalam ECM yang memasukkan variabel non stasioner. Metode yang dinamakan *dynamic OLS* (DOLS) yang dikembangkan oleh Phillips & Loretan (1991) juga digunakan untuk menguji perlu tidaknya dilakukan estimasi kointegrasi. Stasioneritas dalam residual diuji menggunakan tabel Mc Kinnon (Banerjee *et al.*, 1993). Hsio (1997) membuktikan bahwa kointegrasi berganda menyebabkan inkonsistensi dalam estimasi OLS. Kemudian Hendry (1979) memasukkan regresi *autoregressive distribution lag* (ADL) yang digunakan untuk mengestimasi fungsi permintaan uang yang menggunakan kointegrasi yang telah diestimasi sebelumnya kedalam regresi.

Studi empiris yang dilakukan Arize (1994) untuk kasus Amerika pada tahun 1988.1-1992.1 menggunakan pendekatan ECM untuk mengestimasi model permintaan uang dalam arti luas (*broad money*) dalam jangka pendek dan jangka panjang. Hasilnya, permintaan uang  $M_1$  dipengaruhi oleh GDP riil, *commercial paper rate*, *the own rate of return on  $M_1$*  dan upah riil. Upah riil mewakili nilai waktu dan dalam jangka pendek. Variabel skala yang digunakan adalah pengeluaran riil konsumen (*real consumer spending*), sedang dalam jangka panjang menggunakan GDP riil.

Penelitian yang dilakukan oleh Morimune & Zhao (1997) berhasil menemukan hubungan kointegrasi antara  $M_1$ , GNP riil dan nilai tukar yen-dollar di Jepang. Penelitian tersebut menggunakan metode DOLS dan OLS langsung terhadap ECM setelah lebih dahulu menguji hubungan integrasi fungsi permintaan uang yang diestimasi dengan memasukkan GNP riil dan nilai tukar diantara variabel penjelas yang lain. Estimasi dua langkah ini ternyata memberikan hasil yang lebih memuaskan dibanding estimasi OLS secara langsung.

Target stabilitas ekonomi makro sulit tercapai jika target antara yaitu pengendalian jumlah uang beredar (JUB) sulit diukur. Pengendalian JUB sangat erat kaitannya dengan perilaku permintaan uang masyarakat terutama untuk jangka panjang. Salah satu variabel penentu yang cukup berarti dalam teori ekonomi adalah kurs atau nilai tukar yang sifatnya fluktuatif (*volatile*). Variabel ini pada masa krisis menjadi lebih dominan dalam perekonomian mengingat kesuksesan suatu negara keluar dari krisis adalah tercapainya nilai kurs yang stabil. Berangkat dari penelitian di atas, maka penelitian ini mencoba untuk menganalisis permintaan uang di Indonesia dengan teknik *time series non stasioner* di Indonesia pada tahun 1997.1-2002.4.

Sejauh ini belum terlalu banyak variasi dalam pemilihan variabel kunci untuk menjelaskan perilaku permintaan uang. Hendry & Ericson (1991) serta Mizao (1997) menggunakan empat variabel dalam penelitiannya antara lain  $M$ ,  $\pi$ ,  $Y$  dan  $R$  yang masing-masing menunjukkan  $M_1$  riil, tingkat laju inflasi, output riil, dan tingkat bunga berjangka. Selanjutnya dengan melihat kondisi keterbukaan yang dialami Indonesia sejak awal tahun 1980-an maka mengadopsi Morimune & Zhao (1997) model di atas diperluas dengan memasukkan variabel nilai tukar sehingga persamaannya menjadi:

$$M_t = f(Y_t, ER_t, \pi_t, R_t)$$

dimana  $M_t, Y_t, ER_t, \pi_t$ , dan  $R_t$  masing-masing menunjukkan permintaan uang  $M_1$ , pendapatan nasional riil, nilai tukar terhadap dolar (kurs), tingkat suku bunga, dan tingkat inflasi. Model yang dipakai dalam penelitian ini adalah:

$$M_d = f(Y_t, EX_t, INF_t, IR_t)$$

dimana  $M_d, Y_t, ER_t, INF_t$ , dan  $IR_t$  masing-masing menunjukkan permintaan uang, nilai nominal pendapatan nasional, nilai tukar terhadap dolar, tingkat inflasi, dan tingkat suku bunga pasar. Permintaan uang yang dipakai dalam penelitian ini adalah  $M_1$  yaitu uang kartal yang dipegang oleh masyarakat bukan bank dan uang giral yang dimiliki oleh perorangan, perusahaan-perusahaan, dan badan-badan pemerintah.  $M_1$  mengandung unsur-unsur yang sesungguhnya digunakan dalam pembayaran transaksi barang dan jasa.

Perlu pula disampaikan bahwa penelitian ini menggunakan uji akar unit. Salah satu tujuan uji akar unit adalah untuk mengetahui ada tidaknya akar unit (komponen *random walk*). Uji akar unit yang digunakan dalam penelitian ini adalah dua uji yang dikembangkan oleh Dickey & Fuller (1981). Uji akar unit dapat dipandang sebagai uji stasioneritas karena pada prinsipnya uji tersebut dimaksudkan untuk mengamati apakah koefisien tertentu dari model otoregressif yang ditaksir memiliki nilai satu atau tidak. Namun demikian model otoregresif memiliki distribusi yang tidak baku seperti uji t dan uji F yang tidak cukup layak digunakan untuk menguji hipotesa. Uji tersebut dikembangkan dengan penaksiran otoregresif sebagai berikut:

$$X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Dimana parameter  $\theta$  untuk data time series diasumsikan positif.  $X_t$  menjadi non stasioner jika parameter  $\theta$  sama dengan atau lebih dari satu. Time series persamaan 1 stasioner jika  $\theta < 1$ . Proses pengujiannya dilakukan dengan mengaplikasikan OLS kedalam persamaan 1 sehingga kita mendapatkan  $\hat{\theta}$  nilai estimasi dari  $\theta$ . Selanjutnya dilakukan uji t (t-test) pada hipotesa nol  $H_0 : \theta = 1$  lawan  $H_a : \theta < 1$ . Jika  $s_{\hat{\theta}}$  merupakan standar error estimasi dari  $\hat{\theta}$  maka uji statistik (t-statistik/TS) dirumuskan sebagai berikut:

$$TS = \frac{\hat{\theta} - 1}{s_{\hat{\theta}}} \quad (2)$$

penolakan  $H_0$  berimplikasi pada data yang stasioner.

Kajian yang dilakukan oleh Dickey & Fuller (1981) dilakukan dengan menulis persamaan 1 menjadi:

$$\Delta X_t = \alpha + \theta^* X_{t-1} + u_t, \quad \phi^* = \phi - 1 \quad (3)$$

dengan pengujian  $H_0 : \phi = 1$  lawan  $H_a : \phi < 1$  dalam persamaan 1 sama dengan pengujian  $H_0 : \phi^* = 0$  lawan  $H_a : \phi^* < 0$  pada persamaan 3. Pengujian yang terakhir sering disebut uji akar unit (*unit root test*). Dickey-Fuller telah mengembangkan sebuah simulasi dengan menabulasi distribusi t-rasio sampel besar dengan menguji hipotesa nol ( $H_0$ ) yaitu  $\phi^* = 0$ . Mereka menemukan adanya bias kebawah (*downward biased*) distribusi t rasio pada nol seperti jika estimator OLS  $\hat{\phi}^*$  yang tidak bias tetapi pada nilai yang kurang dari nol (lihat Thomas, 1997: hal. 406 dan 412, Greene, 2000: hal. 750).

Pada situasi seperti ini dihasilkan t-rasio dengan simbol  $t_1^*$ .  $t_1^*$  yang disebut sebagai statistic DF (*Dickey Fuller statistic*). Beberapa nilai kritis Dickey Fuller untuk  $t_1^*$  ditunjukkan pada Tabel 1.

Tabel 1. Nilai kritis untuk  $t_1^*$

| Nilai kritis dari $t_1^*$ | Jumlah sample n |       |       |       |          | Nilai t biasa<br>( $n=\infty$ ) |
|---------------------------|-----------------|-------|-------|-------|----------|---------------------------------|
|                           | 25              | 50    | 100   | 500   | $\infty$ |                                 |
| Tingkat sig 0,01          | -3.75           | -3.58 | -3.51 | -3.44 | -3.43    | -2.33                           |
| Tingkat sig 0,05          | -3.00           | -2.93 | -2.89 | -2.87 | -2.86    | -1.65                           |
| Tingkat sig. 0,10         | -2.63           | -2.60 | -2.58 | -2.57 | -2.57    | -1.28                           |

Penelitian ini menggunakan uji akar-akar unit yang dikembangkan oleh Dickey & Fuller (1981). Tim series yang memiliki akar unit biasa disebut sebagai *random walk time series* (Gujarati, 1997). Uji ini dilakukan dengan dua cara, yaitu dengan memasukkan konstan tapi tidak memasukkan tren dan dengan memasukkan konstan dan tren.

Analisis kointegrasi sering digunakan sebagai salah satu metode dalam menentukan bentuk hubungan jangka panjang. Metode lainnya adalah *Vector Autoregression (VAR)* yang diperkenalkan oleh Sims, Stock, & Watson (1991). Metode ini didasarkan atas reaksi terhadap pendekatan ekonometri tradisional untuk menangani model simultan (*multi-equation simultaneous models*). Kunci penting dari metode ini adalah pembagian variabel-variabel menjadi variabel endogen ke dalam model dan variabel yang diperlakukan sebagai variabel eksogen (Littermann, 1985). Contoh model VAR sebagai berikut :

$$Y_t = \Gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{4}$$

dimana vektor  $Y_t = |Y_t, Z_t|$ . Dilakukan turunan pertama (*first difference*) menjadi :

$$y_t - y_{t-1} = (\Gamma - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ dan } \Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

Jika semua variabel terintegrasi I(1), maka semua variabel M pada sisi kiri adalah I(0). Matrik  $\Pi$  menghasilkan kombinasi linier dari variabel dalam  $Y_t$ , namun tidak semua kombinasi linier terkointegrasi meskipun model representasi VAR dipastikan ada. Jika model ini diasumsikan sebagai *unrestricted VAR* maka hasil matriks koefisien harus diperingkat. Implikasinya, jika variabel benar-benar terkointegrasi maka koefisien matriksnya tidak akan kehilangan kesesuaiannya (*goodness of fit*) (Greene, 2000).

Menurut Morimune & Zhao (1997), jika  $X_t$  menjadi kolom vektor dari sejumlah p komponen dengan I(1), maka sistem yang dapat ditulis dalam jumlah order VAR yang terbatas (*restricted VAR*) adalah sebagai berikut :

$$\Delta X_t = \mu + \Pi x_{t-1} + \dots + Tk \Delta x_{t-k} + \varepsilon_t \tag{6}$$

dimana  $t = 1, 2, 3, \dots, t$  dan  $\varepsilon_t$  independen,  $E(\varepsilon_t) = 0$  dan covariance  $(\varepsilon_t) = \Sigma$ . Model koreksi kesalahan (ECM) terjadi ketika matrik  $\Pi$  dibatasi. Hanya variabel  $\Pi x_t$  yang menunjukkan masih ada hubungan jangka panjang dimana masing-masing variabel tidak berubah nilainya. Dalam jangka pendek variabel  $\Pi x_t$  tidak cocok dengan keseimbangan masa lalu dan sisi kiri adalah penyesuaian dari ketidakcocokannya (Gujarati, dalam Handoyo, 2002).

Hendry & Ericson (1991) mengestimasi dengan model *Autoregressive Distributed Lag (ADL)* sederhana sebagai berikut.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \xi_t \quad (7)$$

kemudian ditransformasikan kedalam bentuk ECM menjadi

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha^*_1 (Y_{t-1} - \beta X_{t-1}) + \beta_0 \Delta X_t + \xi_t \quad (8)$$

bentuk ECM ini berbeda dengan bentuk VAR turunan atau VAR yang memasukkan  $X_t$  atau  $\Delta X_t$  yang disetarakan dengan variabel dependen. Secara umum model ADL dituliskan sebagai berikut:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=0}^n \beta_{ji} X_{t-i} + \xi_t \quad (9)$$

dimana p merupakan indeks variabel penjelas yang masing-masing memiliki distribusi kelambanan. Model ADL dapat ditransformasikan dalam bentuk ECM namun disetarakan dengan termin tambahan (*extra term*)  $\Delta X_{jt}, j = 1, \dots, p$  yang sangat berguna dalam studi empiris. Tetapi termin tambahan  $\Delta X_{jt}$  membuat estimasi menjadi bermasalah ketika dapat berkorelasi dengan *error term* dari regresi. Model ADL secara konsisten dapat diestimasi dengan teknik variabel tambahan.

## PEMBAHASAN HASIL PENELITIAN

### Uji Akar-akar Unit dan Uji Derajat Integrasi

Berdasar hasil estimasi seperti yang disajikan pada Tabel 2, maka diketahui bahwa t-statistik atau nilai hitung ADF kurang dari nilai kritisnya pada derajat kepercayaan  $\alpha^*=10\%$ , kecuali untuk variabel nilai tukar rupiah terhadap dolar atau nilai kurs (ER) yang sudah stasioner pada derajat nol. Ini berarti ada masalah akar unit yaitu situasi non stasioner, sehingga perlu dilakukan uji derajat integrasi untuk mengetahui pada derajat ke berapa data-data tersebut stasioner.

Tabel 2. Uji Akar Unit, Uji Derajat Integrasi I dan II

| Variabel | Uji Akar Unit         | Derajat Integrasi 1   | Derajat Integrasi 2 |
|----------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| M        | -1.631113 (tdk lolos) | -3.314034 (lolos)     |                     |
| Y        | -1.482126 (tdk lolos) | -4.324115 (lolos)     |                     |
| ER       | -4.240124 (lolos)     |                       |                     |
| INF      | -1.819354 (tdk lolos) | -2.906025 (lolos)     |                     |
| IR       | -1.916154 (tdk lolos) | -2.451638 (tdk lolos) | -3.309336           |

Keterangan :

Nilai kritis ADF\*( $\alpha=10\%$ ) = -2.6417 (uji akar unit)

Nilai kritis ADF\*( $\alpha=10\%$ ) = -2.6457 (derajat integrasi 1)

Nilai kritis ADF\*( $\alpha=10\%$ ) = -2.6502 (derajat integrasi 2)

Uji integrasi merupakan perluasan dari uji akar-akar unit. Jika t-hitung kurang dari nilai statistik DF dan ADF, berarti data masih tidak stasioner dan perlu dilanjutkan ke diferensi yang berikutnya sehingga diketahui pada diferensi berapa suatu data akan stasioner. Berdasarkan hasil di atas, diketahui bahwa seluruh variabel (M,Y,INF) sudah stasioner pada derajat satu kecuali variabel suku bunga (IR) yang stasioner pada derajat dua. Menurut Wickens & Brusch (1988), ECM standar dari model yang dikembangkan oleh Domowitz & El Badawi (1987) sudah sah dan dapat digunakan untuk melakukan inferensi.

## Estimasi Hubungan Jangka Panjang dengan *Vector Auto Regression* (VAR)

### Uji Mencari Kelambanan Optimal

Pada metode VAR, penetapan tingkat kelambanan (*lag*) optimal menjadi sangat penting, karena variabel independen yang dipakai adalah kelambanan dari variabel endogennya. Penetapan tingkat kelambanan optimal menggunakan nilai kriteria Akaike (*Akaike Information Criterion/AIC*) dan *Schwartz Criterion* (SC) yang didasarkan atas nilai terendah AIC dan SC, yang dihasilkan dari operasi metode VAR. Penetapan tingkat kelambanan dilakukan dengan membandingkan kelambanan 2,3 dan 4 terhadap ketiga variabel yang akan dilakukan estimasi yaitu permintaan uang M1 riil (LMR), pendapatan nasional riil (LYR) dan kurs (LER). Hasil uji kelambanan optimal VAR disajikan pada Tabel 3.

Tabel 3. Uji Kelambanan Optimal VAR

| LAG | AKAIKE (AIC) | SCHWARTZ (SC) |
|-----|--------------|---------------|
| 2   | 87.962       | 88.855        |
| 3   | 97.613       | 98.956        |
| 4   | 122.045      | 123.837       |

Berdasarkan hasil pengolahan dengan menggunakan metode VAR, maka nilai terendah baik AIC dan SC terletak pada tingkat kelambanan ke-2, sehingga tingkat kelambanan yang paling optimal yang akan dipakai dalam model VAR adalah tingkat kelambanan ke-2.

### Hasil Estimasi VAR

VAR sering digunakan untuk meramalkan model yang memiliki data time series yang saling berhubungan (*interrelated time series*) dan digunakan untuk menganalisis dampak dari variabel pengganggu (*random disturbances*) yang dinamis. Kriteria pengujian statistik dilakukan dengan uji parsial (uji-t) dan uji *goodness of fit*; t tabel (2 tail,  $\alpha=0.05, \infty$ ) = 1.960. Uji *goodness of fit* dilakukan dengan melihat koefisien determinasinya ( $R^2$ ). Uji ini bertujuan untuk mengukur seberapa besar variasi dari variabel-variabel independen dapat menjelaskan variabel dependen.

Tabel 4. Hasil Estimasi Model VAR

| VARIABEL  | LMR                     | LYR                     | LER                     |
|-----------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| LMR(-1)   | 0.560645<br>(2.15932)   | 0.149336<br>(1.18752)   | 0.327432<br>(0.51286)   |
| LMR(-2)   | -0.181660<br>(-0.78461) | -0.134878<br>(-1.20276) | -0.092898<br>(-0.16317) |
| LYR(-1)   | 0.847206<br>(1.63612)   | 0.755639<br>(3.01293)   | -0.197596<br>(-0.15519) |
| LYR(-2)   | -0.245650<br>(-0.47307) | 0.249602<br>(0.99244)   | 0.557062<br>(0.43628)   |
| LER(-1)   | -0.056946<br>(-0.61282) | -0.035159<br>(-0.78118) | 0.725779<br>(3.17630)   |
| LER(-2)   | 0.014719<br>(0.18444)   | 0.020997<br>(0.54321)   | -0.178757<br>(-0.91092) |
| R-squared | 0.645908                | 0.596671                | 0.687907                |

Keterangan: angka dalam kurung adalah nilai t-stat.

Dalam penelitian ini terdapat tiga variabel dependen yakni LMR, LYR dan LER dengan enam variabel independen yakni LMR(-1), LMR(-2), LYR(-1), LYR(-2), LER(-1) dan LER(-2). Hasil estimasi model VAR disajikan pada tabel 4 berikut ini. Keseluruhan variabel memiliki nilai koefisien determinasi di antara 50 persen-60 persen, yang artinya 50 persen-60 persen variasi variabel independen mampu menjelaskan variabel dependennya.

Pengujian parsial dengan uji-t, diketahui memiliki 3 (tiga) hubungan antar variabel yang lolos uji-t. Diantaranya LMR(-1)→LMR, LYR(-1) →LYR, LER(-1) →LER. Dari hasil ini dapat diambil kesimpulan bahwa seluruh variabel hanya dipengaruhi oleh variabelnya sendiri tanpa dipengaruhi variabel lain dan konsisten dengan kelambanan 1 (satu) kuartal pada periode 1997.1. – 2002.4. Hubungan kausalitas dua arah tidak ditemukan di antara ketiga variabel ini.

### **Estimasi Model ADL ECM**

Estimasi fungsi permintaan uang model ADL dapat ditransformasikan ke dalam bentuk ECM berikut ini.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha^* (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \beta_0 \Delta x_t + \xi_t \quad (10)$$

Perubahan dilakukan dengan memasukkan variabel tambahan (*extra term*) yaitu variabel harga (inflasi) dan suku bunga. Secara umum model ADL dapat ditulis kembali menjadi:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=0}^n \beta_{ji} x_{jt-i} + \zeta_t \quad (11)$$

dimana  $p$  merupakan indeks variabel independen yang masing-masing memiliki distribusi kelambanan. Model ADL dapat ditransformasikan ke dalam bentuk ECM tetapi dengan mengganti  $X_t$  dalam bentuk *first difference*-nya  $\Delta x_{jt}, j = 1, \dots, p$ . Estimasi permintaan uang model ADL ECM ini sering disebut sebagai type ECM. Estimasi ADL ECM ini nilai *error term*-nya merupakan hasil estimasi dengan menggunakan metode kemungkinan terbesar (*maximum likelihood methods*) sehingga bentuk *error term*-nya menjadi  $E_{t-1} = LMR_{t-1} - \alpha_1 LYR_{t-1} - \alpha_2 LER_{t-1}$ . Setelah itu, estimasi dilakukan dengan memasukkan variabel yang memiliki nilai derajat kelambanan (*order lag term*) yang telah signifikan dengan melihat t-statistiknya. Model ini berbeda dengan VAR karena memiliki nilai residual yang akan diuji dengan uji normalitas (*normality test*). Nilai distribusi  $X^2$  *dua degrees of freedom* (0.05) tabel adalah 7.81473. Semua variabel independen harus dimasukkan berkaitan dengan arti ekonomi yang bermanfaat bagi tujuan penelitian.

Jika semua kemungkinan *order lag* tidak memiliki hasil yang signifikan maka hanya nilai yang terbaik bagi model yang akan digunakan. Oleh karena itu, sebelumnya perlu dilakukan simulasi model terlebih dahulu. Beberapa simulasi yang akan dilakukan adalah pertama, dengan *error correction term* (ECT) tetapi tanpa variabel kurs. Kedua, tanpa ECT dan tanpa memasukkan variabel kurs, dan yang ketiga dengan ECT dan variabel kurs.

Nilai ECT yang diperoleh dari hasil estimasi dengan metode kemungkinan terbesar (*maximum likelihood methods*) periode 1997.1.-2002.4 seperti terlihat dalam persamaan 12 (untuk literatur lebih lanjut lihat Morimune & Zhao, 1997).

$$ECT_{t-1} = LMR_{t-1} - 1.513 LYR_{t-1} - 0.037 LER_{t-1} \quad (12)$$

Setelah didapatkan nilai ECT-nya selanjutnya dilakukan estimasi ADL ECM dengan simulasi pertama yaitu memasukkan ECT tetapi tanpa variabel kurs, sehingga didapatkan hasil sebagai berikut.

$$\text{DLMR} = -0.001 - 0.932 \text{ECT}_{t-1} + 0.383 \text{DLYR} + 0.004 \text{DINF} - 0.0008 \text{DIR} \quad (13)$$

$$\begin{matrix} (-0.132) & (-3.251) & (0.871) & (1.584) & (-0.262) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0.531; \quad \text{DW} = 1.730; \quad \text{JB}(2) = 2.0294$$

Angka koreksi kesalahan (*error correction term*) atau  $\text{ECT}_{t-1}$  memiliki koefisien yang negatif yang menunjukkan adanya penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang (*long run equilibrium*) dengan nilai t-statistik yang signifikan. Koefisien ECT lebih besar dari keseluruhan koefisien masing-masing variabel. Hal ini menunjukkan kecepatan penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang lebih tinggi dari kecepatan penyesuaian pendapatan nasional (DLYR), inflasi (DINF) dan suku bunga (DIR).

Tanda pada regressor sesuai dengan hipotesis di mana pendapatan nasional (LYR) memiliki tanda positif dan tingkat suku bunga bertanda negatif. Tingkat inflasi alamiah (*rate of inflation naturally*) memiliki koefisien positif yang dampaknya akan menambah tingkat keseimbangan permintaan uang  $M_1$  di Indonesia ketika terjadi tingkat inflasi yang meningkat.

Simulasi yang kedua adalah dengan menghilangkan ECT dan variabel kurs, didapatkan hasil estimasi sebagai berikut.

$$\text{DLMR} = 0.001 - 0.219 \text{DLYR} + 0.001 \text{DINF} - 0.006 \text{DIR} \quad (14)$$

$$\begin{matrix} (0.064) & (-0.444) & (0.409) & (-2.338) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0.240; \quad \text{DW} = 2.413; \quad \text{JB}(2) = 5.868$$

Dari hasil estimasi di atas, didapatkan bahwa ketidakseimbangan jangka pendek (*short run disequilibrium*) cukup berpengaruh pada angka koefisien yang diestimasi ketika kecepatan penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang besar (bisa dilihat angka koefisien ECT pada simulasi 1 di atas yang sebesar 0.932). Hal ini bisa ditunjukkan koefisien pendapatan nasional berubah dari 0.383 menjadi 0.219, koefisien inflasi juga berubah dari 0.004 menjadi 0.001 dan variabel suku bunga berubah dari 0.0008 menjadi 0.006.

Simulasi yang ketiga adalah dengan memasukkan ECT dan variabel kelambanan kurs, didapatkan hasil estimasi sebagai berikut.

$$\text{DLMR} = 0.005 - 1.192 \text{ECT} + 0.839 \text{DLYR} - 0.006 \text{DLER}_{t-2} + 0.006 \text{DINF}$$

$$\begin{matrix} (-0.098) & (-3.088) & (0.827) & (-0.059) & (1.370) \end{matrix}$$

$$-0.005 \text{DIR} \quad (15)$$

$$(-0.258)$$

$$R^2 = 0.610; \quad \text{DW} = 2.048; \quad \text{JB}(2) = 4.768$$

Dari hasil estimasi, ditemukan bahwa nilai koefisien yang diestimasi tidak berubah banyak dari hasil estimasi mula-mula (bandingkan dengan persamaan 13). Nilai kelambanan dari variabel kurs  $\text{DLER}_{t-2}$  tidak signifikan, yang konsisten dengan hasil estimasi dengan model *Dynamis OLS* (DOLS).

Dari hasil estimasi di atas diakui bahwa kemampuan nilai tukar atau kurs dalam menjelaskan variasi ketidakseimbangan jangka pendek permintaan uang tidaklah terlalu efektif. Kesimpulan ini seperti yang sudah pernah dilakukan oleh Baba, Hendry, & Starr (1992) dan Morimune & Zhao (1997). Hubungan antara nilai tukar dan jumlah uang beredar tergantung pada harapan (*expectation*)



pemegang uang, sehingga sulit untuk mempertahankan hubungan yang stabil antara nilai tukar dan permintaan uang M1. Dalam kondisi semacam ini, masyarakat memegang uang bukan hanya untuk tujuan transaksi, tetapi lebih kepada tujuan untuk berjaga-jaga, bahkan tidak tertutup kemungkinan untuk motif spekulasi. Selama masa krisis ini, mata uang asing khususnya dolar menjadi salah satu alat bagi para pelaku ekonomi untuk menimbun kekayaan bahkan mampu meningkatkan nilai atau harga assetnya (kekayaan) terutama bagi para spekulan.

## PENUTUP

Secara keseluruhan hasil penelitian menunjukkan bahwa terdapat adanya kondisi non stasioneritas pada data time series yang dipergunakan dalam penelitian. Hal ini disebabkan oleh adanya ketidakstabilan kondisi perekonomian di Indonesia. Hasil estimasi jangka panjang dengan VAR menunjukkan masing-masing variabel (M, Y dan ER) dipengaruhi oleh variabel itu sendiri yang konsisten pada satu kuartal sebelumnya.

Hasil estimasi dengan model ADL ECM menunjukkan bahwa ECT memiliki koefisien negatif yang menunjukkan adanya penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang (*long run equilibrium*). Nilai koefisien ECT yang lebih besar dari keseluruhan koefisien masing-masing variabel menunjukkan kecepatan penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang lebih tinggi dari kecepatan penyesuaian pendapatan nasional riil, inflasi dan suku bunga. Jika dalam model dihilangkan nilai ECT-nya didapatkan bahwa ketidakseimbangan jangka pendek (*short run disequilibrium*) sangat berpengaruh pada angka koefisien variabel lain yang diestimasi ketika kecepatan penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang besar. Tingkat inflasi alamiah (*rate of inflation naturally*) memiliki koefisien positif yang dampaknya akan menambah tingkat keseimbangan permintaan uang  $M_1$  di Indonesia ketika terjadi peningkatan inflasi.

Dari hasil estimasi model ADL ECM yang memasukkan variabel kurs ditemukan bahwa nilai koefisien variabel kurs tidak signifikan. Hasil ini konsisten dengan hasil estimasi dengan model *Dynamis OLS* (DOLS). Hal ini menunjukkan bahwa kemampuan nilai tukar atau kurs dalam menjelaskan variasi ketidakseimbangan jangka pendek permintaan uang tidaklah terlalu efektif selama periode pengamatan.

Adanya volatilitas nilai tukar rupiah sangat mempengaruhi permintaan uang  $M_1$  Indonesia. Salah satu solusi yang banyak disarankan adalah agar Bank Indonesia selaku otoritas moneter menetapkan strategi dengan target nilai kurs. Strategi ini dipandang efektif sebagai upaya untuk menjaga kestabilan nilai tukar rupiah. Bank Sentral dibutuhkan untuk mempertahankan nilai tukar yang tetap agar mata uang dari negara yang banyak melakukan perdagangan (*baskets of trading partner currencies*) terjaga tingkat kestabilannya.

## REFERENSI

- Arize, A.C. (1994). A Re-examination of the Demand for Money in Small Developing Economics. *Application Economics*, 26, 217-228.
- Baba, Y., Hendry, D.F., & Starr, R.M. (1992). The Demand for  $M_1$  in the USA, 1960-1988. *Review Economic Studies*, 59, 25-61.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, D.W., & Hendry, D. (1993). *Co-integration, error correction and the econometric analysis of non stationary data*. Oxford University Press.
- Dickey, D.P. & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057 – 1072.

- Domowitz, I. & Elbadawi (1987). An error correction approach to money demand: The case of Sudan. *Journal of Development Economics*, 25, 257-275.
- Gujarati, D. (1997). *Basic econometric*, Fifth Edition. McGraw-Hill, Inc.
- Greene, W.H. (2000). *Econometric analysis*, Fourth Edition. Prentice Hall.
- Handoyo, R.D. (2002). Permintaan uang  $M_1$  Asean-4, Singapura, Thailand, Malaysia dan Indonesia, 1980.1 – 1999.4, Estimasi data non stasioner. Tesis. Universitas Gadjah Mada, tidak dipublikasikan.
- Hansen, B.E. (1995). Regression with non-stationarity volatility. *Econometrica*, 63, 1113-1132.
- Hendry, D. (1979). Predictive failure and econometric modelling in macroeconomics, The transaction demand for money. *Heinemann Education Books*, 15, 217-220.
- Hendry, D. & Ericson, N. (1991). Econometric analysis of U.K. money demand in monetary trends in The United States and The United Kingdom. *The American Economic Review*, 81, 1-80.
- Hsio, C. (1997), Cointegration and dynamic simultaneous equations mode. *Econometrica*, 65, 647-670.
- Insukindro. (1991). Regresi linier lancung dalam analisis ekonomi; Suatu tinjauan dengan studi kasus di Indonesia. *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, Volume 1, 8-23.
- Insukindro. (1998). Sindrum  $R^2$  dalam analisis regresi linier runtun waktu. *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, Volume 7, 1-17.
- Littermann, R.B. (1985). Money, real interest rate and output: A reinterpretation of postwar U.S. data. *Econometrica*, 53, 129-156.
- Miyao, R. (1996), Does a cointegration  $M_2$  demand relation really exist in Japan. *Journal of the Japanese and International Economics*, 10, 169-180
- Mizao, P. (1997). Microfoundation for a stable demand for money function. *Economic Journal*, 107, 1202-1212.
- Morimune, K. & Zhao, G.Q. (1997). Non stationary estimation of the Japanese money demand function. *Journal of Economic Research*, 2, 1-28.
- Philip, P.C.B. & Loretan, M. (1991) Estimation long run economic equilibrium. *Review of Economic Studies*, 58, 407-436.
- Sims, C.A., Stock, J.H., & Watson, M.W. (1991). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, 58, 113-114.
- Thomas, R.L. (1997) *Modern econometrics*. Addison Wesley Longman Limited.
- Wickens, M.R. & Brusch, T.S. (1988). The dynamics specification, the long-run and estimation of transformed regression models. *Economic Journal*, 98, (Suplemen), 189-205.
- Yoshida, T. (1989). On the stability of the Japanese money demand function: Estimation result using the error correction model. *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 8, 1-48.