

PENGARUH VOLATILITAS NILAI TUKAR RUPIAH TERHADAP PERMINTAAN UANG M_1 INDONESIA, ESTIMASI DATA NON STASIONER

Etty Puji Lestari

Fakultas Ekonomi Universitas Terbuka

Abstract

This article attempted to estimate the influence of exchange rate volatility of rupiah toward the demand for Indonesian M_1 money using non stationary techniques. This analysis is adopted Morimune and Zhao's study on 1994 in Japan.

These techniques are less dependent Johansen's maximum likelihood of cointegration but more depend on the ordinary least squares (OLS) estimation of the equation included in the ECM. The dynamic OLS estimation proposed by Phillips and Loretan in 1991 is used to estimate cointegration. Meanwhile, Vector auto regression (VAR) is used to forecast the model which have 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 found that there are non stationary condition in the time series data in. Meanwhile, the estimation with VAR, DOLS and ADL ECM is suggested that volatility of exchange rate impact to demand for Indonesian M_1 money.

Key words: *volatility of exchange rate rupiah, demand for Indonesian M_1 money, non stationary estimation.*

PENDAHULUAN

Dalam teori perilaku permintaan uang terdapat satu benang merah yang mengkaitkan antara hipotesis satu dengan lainnya, namun yang paling signifikan, dari seluruh teori itu kemudian digeneralisasi kedalam sebuah dalil atau kesepakatan tentang adanya stabilitas hubungan antara variabel-variabel ekonomi yang penting dan stok permintaan uang (Boorman; 1976: 315). Suatu teori permintaan uang yang telah dipilih oleh seorang peneliti masih sering dihadapkan pada berbagai fenomena empiris yang tidak mudah dipecahkan seperti pemilihan variabel tak bebas, bentuk dan fungsi dari model yang akan ditaksir; linier atau non linier, model permintaan uang jangka pendek atau jangka panjang dan isu

mengenai variabel kelambanan (*lagged variabel*) dari model yang akan ditaksir (lihat Boorman, 1976; Dekle dan Pradan, 1997).

Teori permintaan uang Klasik menganggap bahwa uang tidak memiliki pengaruh terhadap sektor riil, suku bunga, kesempatan kerja dan pendapatan nasional. Uang hanya berpengaruh terhadap harga barang. Bertambahnya uang beredar akan mengakibatkan kenaikan harga saja, sedangkan jumlah output yang dihasilkan tidak berubah. Teori permintaan uang Klasik dikenal dengan teori kuantitas uang yang dirumuskan oleh Irving Fischer dan dikembangkan oleh Marshall.

Sementara itu Keynes dalam teori permintaan uang kasnya membedakan antara motif transaksi, berjaga-jaga serta spekulasi.

Keynes juga mengakui adanya motif transaksi, namun dia mengakui bahwa motif spekulasi lebih berpengaruh terhadap kegiatan ekonomi. Kelompok Keynesian menyatakan bahwa suku bunga merupakan fenomena moneter. Perekonomian diharapkan melakukan penyesuaian dengan suku bunga yang telah ditetapkan oleh sistem moneter bukan sebaliknya.

Kaum monetaris yang dipelopori oleh Friedman mencoba menghidupkan kembali teori kuantitas uang Klasik dengan membuat suatu pernyataan bahwa teori kuantitas uang adalah teori permintaan uang bukan teori tentang penentuan produk, pendapatan, maupun harga. Bagi seorang pengusaha, uang merupakan barang produktif, sehingga teori tentang permintaan uang dapat dipandang sebagai teori tentang modal (*capital theory*).

Saat ini penggunaan regresi linier dalam analisis ekonomi telah meluas, bahkan hampir mencakup semua bidang studi ekonomi. Manfaat yang diperoleh antara lain jika ingin mengetahui hubungan seperti yang diharapkan dalam teori ekonomi, uji hipotesa dan peramalan. Sementara itu para ahli ekonometrika banyak yang memusatkan perhatian pada kenyataan bahwa beberapa data ekonomi sangat besar kemungkinannya melanggar asumsi stasionaritas kovarian (*covariance stationarity*) (Phillips dan Loretan, 1990; Hansen, 1995; Marimune dan 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. Stabilitas merupakan syarat utama dari stasioneritas data, terutama data *time series*. Kondisi non stasioner

terjadi jika nilai rata-rata (*mean*), *variance* dan *covariance* yang tidak konsisten sepanjang waktu. Stabilisasi pada data *time series* berhubungan erat dengan stabilitas ekonomi makro. Jika ada permasalahan yang berhubungan dengan variabel non stasioner maka hasil estimasi mengalami 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).

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 permasalahan di atas, maka penelitian ini mencoba untuk menganalisis permintaan uang M_1 dengan teknik *time series non stasioner* di Indonesia pada tahun 1997.1-2002.4

TINJAUAN PENELITIAN TERDAHULU

Beberapa studi empiris telah dilakukan untuk mengestimasi fungsi permintaan uang. Misalnya, Baba, Hendry dan Star (1992) di Amerika, Hendry dan Ericson (1991) di Inggris, Yoshida (1989) di Jepang. Mereka menggunakan pendekatan *Error Corection Model* (ECM). Menurut Miyao (1996), teknik mereka sangat tergantung pada estimasi *maximum likelihood* kointegrasi. Pendekatan *maximum likelihood* meragukan keberadaan hubungan jangka panjang (Morimune dan Zhao, 1997).

Pendekatan ECM yang dikembangkan oleh Morimune dan Zhao (1997) dalam mengestimasi fungsi permintaan uang tidak terlalu mengandalkan pendekatan *maximum likelihood* dari Johansen tetapi lebih bergantung pada 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 dan Loretan (1991) juga digunakan untuk menguji perlu tidaknya dilakukan estimasi kointegrasi. Stasioneritas dalam residual diuji menggunakan tabel Mc Kinnon (Banerjee *et al*, 1993). Hsio 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.

Penelitian yang dilakukan oleh Marimune dan Zhao (1997) berhasil menemukan hubungan kointegrasi antara M_1 , GNP riil dan nilai tukar yen-dollar di Jepang. Mereka 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.

Studi empiris yang dilakukan oleh Arize (1994) menggunakan ECM untuk mengestimasi model permintaan uang dalam arti luas (*broad money*) dalam jangka pendek maupun jangka panjang untuk kasus Amerika dalam kurun waktu 1988.1 – 1992.1. Hasil penelitian menunjukkan bahwa

permintaan uang M_2 dipengaruhi oleh pendapatan riil, *commercial paper rate*, *the own rate of return on M_2* dan upah riil. Penggunaan upah riil sesuai dengan pendapat Dutton dan Gramm (1973) yang menyatakan bahwa upah riil merupakan penentu penting dalam permintaan uang, baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang.

Sementara itu Handoyo (2002) meneliti permintaan uang M_1 di Asean-4 yaitu Indonesia, Malaysia, Singapura dan Thailand mulai 1981.1 – 1994.4. Hasil penelitian menunjukkan bahwa terdapat kondisi non stasioner permintaan uang pada empat negara tersebut. Hasil estimasi untuk melihat hubungan jangka panjang menunjukkan bahwa di Indonesia dan Singapura terdapat hubungan jangka panjang antara variabel permintaan uang, pendapatan nasional dan nilai tukar sedangkan untuk Malaysia dan Thailand tidak terjadi hubungan jangka panjang diantara ketiga variabel tersebut.

PEMILIHAN MODEL

Model Estimasi Fungsi Permintaan Uang

Perdebatan pemilihan variabel kunci dalam menjelaskan perilaku permintaan uang tidak terlalu banyak variasinya. Penelitian yang dilakukan oleh Hendry dan Erricson (1991) dan Mizao (1997) menggunakan empat variabel yaitu M , π , Y dan R yang masing-masing menunjukkan M_1 riil, tingkat laju inflasi, output riil, dan tingkat bunga berjangka. Selanjutnya melihat kondisi keterbukaan yang dialami Indonesia sejak awal tahun 1980-an, maka mengikuti Morimune dan Zhao (1997), model di atas dapat diperluas untuk memasukkan variabel nilai tukar 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. Dalam penelitian kali ini model yang dipakai dalam penelitian kali ini adalah:

$$M_d = f(Y_t, EX_t, r_t, I_t)$$

dimana M_d , Y_t , EX_t , r_t dan I_t masing-masing menunjukkan permintaan uang M_1 , nilai nominal pendapatan nasional, nilai tukar terhadap dolar, tingkat suku bunga pasar dan tingkat inflasi.

Uji Akar Unit Autoregressive

Uji akar unit yang digunakan dalam penelitian ini adalah dua uji yang dikembangkan oleh Dickey dan Fuller (1981). Salah satu tujuan uji akar unit adalah untuk mengetahui ada tidaknya akar unit (komponen *random walk*). Uji akar unit dapat dipandang sebagai uji stasioneritas karena pada prinsipnya uji tersebut dimaksudkan untuk mengamati apakah koefisien tertentu dari model otoregresif yang diramalkan memiliki nilai satu atau tidak. 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 penaaksiran otoregresif sebagai berikut (Morimune dan Zhao, 1997):

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

dimana parameter θ untuk data *time series* diasumsikan positif. X_t menjadi non stasioner jika parameter θ 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 θ . Selanjutnya dilakukan uji t (t-test) pada hipotesa nol $H_0: \theta = 1$ melawan $H_a: \theta < 1$. Jika $s\hat{\theta}$ merupakan standar error estimasi dari $\hat{\theta}$ maka uji statistik (t-statistik/TS) dirumuskan sebagai berikut:

$$TS = \frac{\hat{\theta} - 1}{s\hat{\theta}} \dots\dots\dots (2)$$

penolakan H_0 berimplikasi pada data yang stasioner.

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

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

dengan pengujian $H_0: \varphi = 1$ melawan $H_a: \varphi < 1$ dalam persamaan 1 sama dengan pengujian $H_0: \varphi^* = 0$ melawan $H_a: \varphi^* < 0$ pada persamaan 3. Pengujian yang terakhir 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 $\varphi^* = 0$. Mereka menemukan adanya bias kebawah (*downward biased*) distribusi t rasio pada nol seperti jika estimator OLS $\hat{\varphi}^*$ yang tidak bias tetapi pada nilai yang kurang dari nol (lihat Thomas, 1997:406 dan 412, Greene, 2000:750). Pada situasi seperti ini dihasilkan t-rasio dengan simbol t_1^* yang disebut sebagai statistic DF (*Dickey Fuller Statistic*).

Estimasi Hubungan Jangka Panjang dengan Vector Autoregression

Pendekatan tradisional yang selama ini sering dilakukan dalam menentukan bentuk hubungan jangka panjang adalah penggunaan analisis kointegrasi. Sementara model lain yang dilakukan oleh Sims pada tahun 1980 dikenal dengan *Vector Autoregression/ VAR* (lihat lebih lanjut di Morimune dan Zhao, 1997). Metodologi Sims didasarkan atas reaksi terhadap pendekatan ekonometri tradisional untuk menangani model simultan (*multi-equation simultaneous models*). Kunci penting dari pendekatan ini adalah pembagian variabel-variabel

menjadi variabel endogen kedalam model dan variabel yang diperlakukan sebagai variabel eksogen. VAR telah banyak digunakan dalam ekonomi makro. VAR mampu melakukan peramalan lebih baik dibanding model persamaan struktural (Litterman, 1985). Model VAR dapat dituliskan sebagai berikut:

$$Y_t = \Gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (4)$$

dimana vektor $Y_t = [Y_t, Z_t]$. Selanjutnya dilakukan penurunan pertama (*first difference*) sehingga menjadi:

$$y_t - y_{t-1} = (\Gamma - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t t$$

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

Jika semua variabel terintegrasi I(1), maka semua variabel M pada sisi kiri adalah I(0).

Matrik Π 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 (*goodnes of fit*) (Greene, 2000: 794).

Menurut Morimune dan 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*) seperti berikut :

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

dimana $t = 1,2,3\dots t$ dan ε_t independen, $E(\varepsilon_t) = 0$ dan covariance $(\varepsilon_t) = \Sigma$. Model koreksi kesalahan (ECM) terjadi ketika matrik Π dibatasi. Hanya variabel Πx_t yang menunjukkan masih ada hubungan jangka panjang dimana masing-masing variabel tidak berubah nilainya. Dalam jangka pendek variabel Πx_t tidak cocok dengan keseimbangan masa lalu dan sisi kiri

adalah penyesuaian dari ketidakcocokannya (Gujarati, 1995, Handoyo, 2002).

Estimasi Hubungan Jangka Panjang dengan DOLS

Metode estimasi yang lain pada hubungan kointegrasi yang diusulkan oleh Phillips dan Loretan (1991) sering disebut dengan *Dynamic OLS* (DOLS). Teknik estimasi ini agak sederhana karena estimasi OLS yang dipakai telah terintegrasi pada derajat satu. Untuk membuat menjadi efisien dilakukan dengan memasukkan nilai maju (*leads*) dan nilai lamban (*lags*) perbedaan pertama (*first difference*) pada sisi kanan variabel-variabel yang telah terintegrasi. Panjangnya nilai maju dan kelambanan dipilih secara bebas (apriori) dan tidak harus sama.

Estimasi Model ADL ECM

Untuk mengestimasi permintaan uang, penelitian ini menggunakan model *Autoregressive Distributed Lag* (ADL) yang dipakai oleh Hendry dan Ericsson (1979), yaitu:

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

persamaan ini kemudian ditransformasikan kedalam bentuk ECM menjadi

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 (Y_{t-1} - \beta X_{t-1}) + \beta_0 \Delta X_t + \xi_t \dots\dots\dots (8)$$

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

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

dimana p merupakan indeks variabel penje-
 las yang masing-masing memiliki distribusi
 kelambanan. Model ADL dapat ditransfor-
 masikan dalam bentuk ECM namun diseta-
 rakan dengan termin tambahan (*extra term*)
 $\Delta X_{jt}, j = 1, \dots, p$ yang sangat berguna dalam
 studi empiris. Namun termin tambahan
 ΔX_{jt} membuat estimasi menjadi bermas-
 salah ketika dapat berkorelasi dengan *error*
term dari regresi. Model ADL secara
 konsisten dapat diestimasi dengan teknik
 variabel tambahan.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Uji Akar-akar Unit dan Uji Derajat Integrasi

Dengan menggunakan program
 Eviews, diperoleh hasil uji akar-akar unit
 dan derajat integrasi seperti pada Tabel 1.
 Dari hasil estimasi diketahui bahwa t-sta-
 tistik 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 sta-
 sioner, sehingga perlu dilakukan uji derajat
 integrasi untuk mengetahui pada derajat ke
 berapa data-data tersebut stasioner.

Uji ini dilakukan apabila uji akar-
 akar unit mengemukakan fakta bahwa data
 yang diamati tidak stasioner. Jika t-hitung
 kurang dari nilai statistik DF dan ADF, ber-
 arti data masih tidak stasioner dan perlu di-
 lanjutkan ke diferensi yang berikutnya
 sehingga diketahui pada diferensi berapa
 suatu data akan stasioner. Berdasarkan hasil
 di atas, dinyatakan bahwa seluruh variabel
 (M, Y, INF) sudah stasioner pada derajat
 satu kecuali variabel suku bunga (IR) yang
 stasioner pada derajat dua.

Dari hasil perhitungan disimpulkan
 bahwa pengujian ini tidak perlu diteruskan
 ke uji kointegrasi. Namun demikian menurut
 Wickens & Brusch (1988), ECM standar
 dari model yang dikembangkan oleh Do-
 mowitz dan El Badawi (1987) sudah sah
 dan dapat digunakan untuk melakukan
 inferensi.

Tabel 1. 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)			

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 M_1 riil (LMR), pendapatan nasional riil (LYR) dan kurs (LER). Hasil uji kelambanan optimal VAR disajikan pada tabel dalam Tabel 2.

Tabel 2. 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

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 3. 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 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.

Tabel 3. Hasil Estimasi Model VAR

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

Keterangan: angka dalam kurung nilai t-stat.

Estimasi Hubungan Jangka Panjang Model Dynamics Ordinary Least Square/DOLS

Hasil estimasi yang diperoleh dengan menggunakan model DOLS dapat dilihat pada Tabel 4.

Dari hasil estimasi pada Tabel 4, nilai rata-rata dari hasil estimasi hubungan jangka panjang dengan *Dynamics OLS* (DOLS) yaitu:

$$LMR = 1.906 LYR - 0.1 LER \dots\dots\dots (10)$$

Hasil estimasi ini jika dibandingkan dengan metode estimasi OLS yang diubah ke dalam *Cochrane-Orcutt transformation* (Morimune dan Zhao, 1997) sebagai berikut:

$$\begin{aligned} DLMR = & -11.258 - 1.518 LMR_{t-1} \\ & (-3.255) \quad (-3.657) \\ & + 3.072 LYR_{t-1} - 0.147 LER_{t+1} \\ & \quad (3.766) \quad (-1.546) \\ & + 0.773 DLYR - 1.141 DLYR_{t-1} \\ & \quad (1.930) \quad (-1.690) \\ & - 0.781 DLYR_{t-2} + 0.038 DLER \\ & \quad (-1.659) \quad (0.370) \\ & + 0.037 DLER_{t-1} + 0.096 DLER_{t-2} \\ & \quad (0.549) \quad (1.336) \\ & + 0.639 DLM_{t-1} + 0.282 DLM_{t-2} \\ & \quad (2.459) \quad (1.538) \\ & + error \dots\dots\dots (11) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.834; \quad DW = 2.552$$

Atau jika diubah dalam bentuk yang lain, menjadi:

$$\begin{aligned} DLMR = & -11.258 - 1.518 \\ & (-3.255) \\ & (LMR_{t-1} - 2.023 LYR_{t-1} \\ & (-3.657) \quad (3.776) \\ & + 0.096 LER_{t+1}) + 0.773 DLYR \\ & (-1.546) \quad (1.930) \\ & - 1.141 DLYR_{t-1} - 0.781 DLYR_{t-1} \\ & (-1.690) \quad (-1.659) \\ & + 0.038 DLER + 0.037 DLER_{t-1} \\ & \quad (0.370) \quad (0.549) \\ & + 0.096 DLER_{t-2} + 0.639 DLM_{t-1} \\ & \quad (1.336) \quad (2.459) \\ & + 0.282 DLM_{t-2} + error \dots\dots\dots (12) \\ & \quad (1.538) \end{aligned}$$

Nilai R² pada hasil regresi ini 0.834 konsisten dengan hasil regresi DOLS yang rata-ratanya sebesar 0.883. Jika DLMR diubah menjadi LMR pada hasil estimasi Cochrane-Orcutt, didapatkan nilai koefisien LMR_{t-1} menjadi 0.518. Angka ini diperoleh dari operasi matematis DLMR = LMR – LMR_{t-1}, sehingga LMR = 1 – 1.518 (lihat estimasi Cochrane-Orcutt yang merupakan koefisien LMR_{t-1}, dalam angka yang ber-cetak tebal di atas) = 0.518. Angka inilah yang merupakan koefisien jangka panjang (*long run equilibrium term*) permintaan uang pada periode pengamatan 1997.1. – 2002.4.

Tabel 4. Estimasi Hubungan jangka Panjang dengan Model DOLS

#Leads	#Lags	LYR	t-stat	LER	t-stat	R ²	DW
1	1	1.694	5.069	-0.117	-1.321	0.862	1.723
1	2	1.650	3.111	-0.126	-0.620	0.863	1.680
2	1	1.922	4.229	-0.063	-0.365	0.896	2.250
2	2	2.359	2.890	-0.094	-0.224	0.913	2.840

Hasil estimasi hubungan jangka panjang permintaan uang di Indonesia dengan DOLS memiliki nilai koefisien pendapatan nasional (LYR) yang lebih besar dan nilai koefisien kurs (LER) yang lebih kecil dibandingkan dengan hasil estimasi Cochrane-Orcutt. Namun demikian, perbedaan angka koefisien pendapatan nasional dengan DOLS yang sebesar 1.906 dengan estimasi Cochrane-Orcutt yang sebesar 2.023, tidaklah terlalu besar dan dapat dikatakan sama. Begitu pula dengan perbedaan angka koefisien kurs dengan DOLS yang sebesar 0.1 dengan estimasi Cochrane-Orcutt yang sebesar 0.096, dapat dikatakan sama. Hal ini menunjukkan bahwa ada hubungan jangka panjang yang konsisten antara variabel permintaan uang M_1 riil dengan pendapatan nasional riil dan variabel kurs.

Estimasi Model ADL ECM

Estimasi fungsi permintaan uang model ADL dapat ditransformasikan ke dalam bentuk ECM, sebagai berikut:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \beta_0 \Delta x_t + \xi_t \dots (13)$$

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

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=0}^n \beta_{ji} x_{jt-i} + \zeta_t + \sum_{i=1}^p \sum_{j=0}^n \beta_{ji} \times j_{t-1} + \zeta_t \dots (14)$$

dimana p merupakan indeks variabel independen yang masing-masing memiliki distribusi kelambanan. Model ADL dapat ditransformasikan ke dalam bentuk ECM dengan mengganti X_t dalam bentuk *first difference*-nya $\Delta x_{jt}, j = 1, \dots, p$. Estimasi ADL ECM ini nilai *error term*-nya meru-

pakan hasil estimasi dengan menggunakan metode kemungkinan terbesar (*maximum likelihood methods*) sehingga bentuk *error term*-nya menjadi:

$$E_{t-1} = LMR_{t-1} - \alpha_1 LYR_{t-1} - \alpha_2 LER_{t-1} \text{ (Morimune dan Zhao, 1997 dalam Handoyo, 2002).}$$

Estimasi selanjutnya 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*) Jarque dan Berra. 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 dengan variabel kurs.

Nilai ECT yang diperoleh dari hasil estimasi dengan *maximum likelihood methods* periode 1997.1 – 2002.4 seperti terlihat dalam persamaan 6.

$$ECT_{t-1} = LMR_{t-1} - 1.513 LYR_{t-1} - 0.037 LER_{t-1} \dots (15)$$

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:

$$\begin{aligned}
 \text{DLMR} &= -0.001 - 0.932 \text{ ECT}_{t-1} \\
 &\quad (-0.132) \quad (-3.251) \\
 &\quad + 0.383 \text{ DLYR} \dots\dots\dots (16) \\
 &\quad \quad (0.871) \\
 &\quad + 0.004 \text{ DINF} - 0.0008 \text{ DIR} \\
 &\quad \quad (1.584) \quad (-0.262) \\
 R^2 &= 0.531; \text{ DW} = 1.730; \text{ JB}(2) = 2.0294
 \end{aligned}$$

Angka koreksi kesalahan (*error correction term*) atau 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 dimana 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:

$$\begin{aligned}
 \text{DLMR} &= 0.001 - 0.219 \text{ DLYR} \\
 &\quad (0.064) \quad (-0.444) \\
 &\quad + 0.001 \text{ DINF} - 0.006 \text{ DIR} \dots\dots (17) \\
 &\quad \quad (0.409) \quad (-2.338) \\
 R^2 &= 0.240; \text{ DW} = 2.413; \text{ JB}(2) = 5.868
 \end{aligned}$$

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 ditun-

jukkan 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:

$$\begin{aligned}
 \text{DLMR} &= 0.005 - 1.192 \text{ ECT} + 0.006 \text{ DINF} \\
 &\quad (-0.098) \quad (-3.088) \quad (0.827) \\
 &\quad + 0.839 \text{ DLYR} - 0.006 \text{ DLER}_{t-2} \\
 &\quad \quad (-0.059) \quad (1.370) \\
 &\quad - 0.005 \text{ DIR} \dots\dots\dots (18) \\
 &\quad \quad (-0.258) \\
 R^2 &= 0.610; \text{ DW} = 2.048; \text{ JB}(2) = 4.768
 \end{aligned}$$

Dari hasil estimasi di atas, ditemukan bahwa nilai koefisien yang diestimasi tidak berubah banyak dari hasil estimasi mula-mula (bandingkan dengan persamaan 16). Nilai kelambanan dari variabel kurs 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, *et.al* (1992) dan Morimune dan 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 M_1 . 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 asetnya (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 hubungan jangka panjang permintaan uang di Indonesia dengan DOLS memiliki nilai koefisien pendapatan nasional (LYR) yang sama dan nilai koefisien kurs (LER) yang berbeda dibandingkan dengan hasil estimasi Cochrane-Orcutt. Hal ini menunjukkan bahwa ada hubungan jangka panjang yang konsisten antara variabel permintaan uang M_1 riil dengan pendapatan nasional riil. 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 M_1 . 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.

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.

DAFTAR PUSTAKA

Arize, A.C., (1994), "A Re-examination of the Demand for Money in Small Developing Economics, *Application Economics*, 26, 217-228.

- Baba, Y., D.F. Hendry dan R.M. Starr, (1992), "The Demand for M_1 in the USA, 1960-1988," *Review Economic Studies*, 59, 25-61.
- Bank Indonesia, *Laporan Tahunan Bank Indonesia*, beberapa edisi.
- Badan Pusat Statistik, *Indikator Ekonomi*, berbagai edisi.
- Banerjee.A., Dolado,J., Galbraith, D.W., dan Hendry, D., 1993, *Co-integration, Error Correction and The Econometric Analysis of Non Stationary Data*, Oxford University Press.
- Boorman, J.T., (1976), "The Evidence on the Demand for Money, Theoretical Formulation and Empirical Results", dalam M.Havrilesky dan J.T. Boorman (eds), *Current Issues in Monetary Theory and Policy*, AHM Publishing Corporation Illinois, 315-354.
- Dekle, R dan Pradan, M., (1997), "Financial Liberalization and Money Demand in ASEAN Countries: Implication for Monetary Policy", *IMF Working Paper*, January.
- Dickey, D.P., dan W.A., Fuller, (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time series with a Unit Root", *Econometrica*, 49,1057 – 1072.
- Domowitz, I, dan Elbadawi, (1987), An Error Correction Approach to Money Demand: The Case of Sudan, *Journal of Development Economics*, 25,257-275.
- Dutton, D.S., dan Gramm, W.P., (1973), transaction Cost, The Wage Rate, and the Demand for Money", *American Economic Review*, 63, 652-665.
- Gujarati, D., (1997), *Basic Econometric*, Fifth Edition, McGraw-Hill, Inc.
- Greene, W.H., (2000), *Econometric Analysis*, Fourth Edition, Prentice Hall.
- Hansen, B.E., (1995), "Regression with Non-stationarity Volatility", *Econometrica*, 63, 1113-1132.
- 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.
- Hendry, D, (1979) "Predictive Failure and Econometric Modelling in Macroeconomics, The Transaction Demand for Money", *Heinemann Education Books*, 15, 217-220.
- Hendry, D., dan 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.
- 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.
- Mizao, P., (1997), "Microfoundation for a Stable Demand for Money Function", *Economic Journal*, 107, 1202-1212.
- Morimune, K dan Zhao, G.Q., (1997), "Non Stationary Estimation of the Japanese Money Demand Function", *Journal of Economic Research*, 2, 1-28.
- Philip, P.C.B dan Loretan, M., (1991), "Estimation Long Run Economic Equilibrium", *Review of Economic Studies*, 58, 407-436.
- Sims, C.A., Stock, J.H., dan 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., dan 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.