

PENGARUH DEREGULASI MONETER TERHADAP LIKUIDITAS PEREKONOMIAN INDONESIA: STUDI EMPIRIS MODEL KOREKSI KESALAHAN

Samsubar Saleh & Samsul Hidayat P.

Abstract

Since monetary deregulation in decade 1980, financial and monetary sector in Indonesia change. The monetary deregulation package affects much to liquidity. This paper evaluates the impact of monetary deregulation to Broad money (M2) by using Error Correction Model (ECM). Based on time series data during 1976.1-1991.4, the paper shows that monetary deregulation supports the rapid growth and development of innovations in financial sector so that it affects to M2 significantly. After deregulation, the elasticity of interest to demand for M2 is lower than before.

PENDAHULUAN

Reformasi keuangan dunia pada dekade 1980-an telah mendorong tumbuh dan berkembangnya sektor perbankan dunia dan berkembangnya inovasi-inovasi baru di sektor keuangan yang sangat berpengaruh pada likuiditas perekonomian suatu negara. Dalam konteks yang lebih besar, merebaknya inovasi-inovasi di sektor keuangan telah mendorong tingginya elastisitas suku bunga terhadap permintaan uang (lihat misalnya Gurley-Shaw's, 1960). Tetapi, Hafer-Hein (1984) dan Moughaddam (1997) dengan menggunakan M2 sebagai variabel permintaan uang memberikan kesimpulan yang bertolak belakang dengan Hafer-Hein.

Reformasi keuangan dunia mau tidak mau juga mempengaruhi kebijakan moneter di Indonesia. Salah satunya adalah dengan dikeluarkannya kebijakan melepas flafon suku bunga deposito pada tanggal 1 Januari 1978 untuk suku bunga deposito tiga bulan, 1 Mei 1983 untuk suku bunga deposito enam bulan dan 1 Juni 1983 untuk deposito dua belas bulan dan dua puluh empat bulan.

Deregulasi masih berlanjut dengan dikeluarkannya Pakto 1988 yang ditujukan untuk pengembangan struktur kelembagaan dari industri perbankan nasional. Paket ini berisi rangkaian kebijaksanaan terutama di bidang moneter dan perbankan yang meliputi kemudahan pendirian bank swasta dan BPR baru, kemudahan pendirian kantor bank dan kemudahan peningkatan status menjadi bank devisa dan usaha perdagangan valuta asing. Selain itu juga mencakup penurunan kewajiban cadangan minimum (*reserve requirement*) dari 25% menjadi 2%.

Makalah ini mencoba menganalisis pengaruh deregulasi terhadap likuiditas perekonomian Indonesia. Likuiditas perekonomian diukur dari permintaan uang M2. Penggunaan M2 sebagai alat pengukur likuiditas perekonomian sering digunakan, baik dalam penelitian-penelitian sebelumnya maupun data-data yang biasa dikeluarkan bank data resmi seperti Biro Pusat Statistik (BPS) ataupun Bank Indonesia (BI). Dengan pendekatan model koreksi kesalahan atau yang lebih dikenal dengan *error correction model* (ECM) kita akan mencoba melihat se-

jauh mana pengaruh deregulasi terhadap permintaan uang M2 di Indonesia.

MODEL

Model yang digunakan dalam artikel ini adalah fungsi permintaan uang jangka panjang yang dapat dispesifikasikan sebagai berikut (Miller, 1991):

$$M2_t^d = \phi_0 + \phi_1 Y_t + \phi_2 R_t + \phi_3 P_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\phi_1 > 0; \phi_2 < 0 \text{ dan } \phi_3 > 0$$

di mana, $M2_t^d$ adalah permintaan M2 yang diproksi dari penjumlahan M1 ditambah uang kuasi, Y_t adalah pendapatan riil yang diproksi dengan GDP riil (1990=100), R_t adalah suku bunga domestik yang diukur dengan rata-rata tertimbang suku bunga deposito, P_t adalah tingkat harga yang diukur dari angka Indeks Harga Konsumen (1990=100). Seluruh variabel dalam bentuk logaritma. Sedangkan ε_t adalah residual. Karena variabel GDP riil yang tersedia hanya dalam data tahunan, maka untuk memperoleh data kuartalan dapat digunakan pendekatan interpolasi (lihat misalnya: Insukindro, 1993).

Periode yang diestimasi adalah 1976.1-1991.4 yang dapat dibagi dalam dua sub periode 1976.1-1983.4 dan 1989.1-1991.4. Alasan dari pembagian ini adalah untuk membandingkan elastisitas suku bunga dan elastisitas harga terhadap permintaan uang sebelum dan sesudah deregulasi sektor moneter tahun 1983.

Perkembangan aplikasi ekonometri yang sudah sedemikian maju, sehingga pendekatan kointegrasi (*co integration approach*) dan model koreksi kesalahan (*error term modeling*) merupakan pemecahan yang potensial untuk menghindari regresi lancung (*spurious regression*) yang timbul dalam data runtun waktu (*time series data*) yang dipergunakan.

Prosedur estimasi dimulai dengan menguji akar-akar unit (*unit roots test*) dan tingkat inte-

grasi [$I \sim (n)$] variabel-variabel yang digunakan. Pengujian ini diperlukan untuk melihat apakah data yang digunakan stasioner (*non-stochastic*) atau tidak stasioner (yang berarti mempunyai akar unit atau mempunyai *stochastic trend*). Estimasi yang menggunakan data yang tidak stasioner akan menyebabkan timbulnya super konsistensi. Di samping itu, distribusi parameter hasil estimasi bukan lagi distribusi yang kita kenal (t dan F). Dengan demikian inferensi tidak bisa dilakukan dengan metode klasik seperti biasa yang kita lakukan (Maddala, 1992). Karena itu konsep stasioneritas dan kointegrasi sangat penting untuk keabsahan secara statistik persamaan (1).

Perkembangan *time-series* dalam ilmu ekonometri baru-baru ini menunjukkan bahwa kebanyakan variabel-variabel *time-series* kelihatannya tidak stasioner, $X_t \sim I(1)$. Granger (1986) dan Engle dan Granger (1987) mendefinisikan *time-series* yang tidak stasioner akan berintegrasi pada tingkat d jika variabel tersebut mencapai stasioner setelah didifferensiasi sebanyak d kali $X_t \sim I(d)$. Jika variabel yang diamati tidak stasioner maka estimasi yang diperoleh dengan model tersebut akan menghasilkan nilai yang tidak tepat sehingga inferensi juga tidak tepat. Secara statistik, sebuah *time-series* dikatakan stasioner jika rata-rata, varian dan kovarian dari variabel-variabel tersebut seluruhnya tidak dipengaruhi oleh waktu, karena itu $X_t \sim I(0)$. Jika ada dua variabel, misalnya X_t dan Y_t berintegrasi pada derajat pertama $\sim I(1)$, Engle dan Granger (1987) telah menunjukkan bahwa jika kombinasi linier $Z_t = X_t - \Delta Y_t$ berada dalam hasil persamaan tersebut, dimana $Z_t \sim I(d-b)$ dan $b > 0$. Karena itu X_t dan Y_t dapat dikatakan berkointegrasi. Sebaliknya jika kedua variabel tersebut $\sim I(1)$, dapat dikatakan tidak berkointegrasi, penggunaan OLS akan memberikan kesimpulan yang lancung dan tidak valid.

Karena itu, sangat ditekankan untuk menguji akar-akar unit pertama sekali dan

kemudian langsung dilanjutkan dengan menguji kointegrasi sebelum dilakukan estimasi. Untuk menguji akar-akar unit dapat dilakukan dengan tipe augmented Dickey-Fuller (ADF) (lihat Dickey-Fuller, 1981), yang dapat diformulasikan sebagai berikut:

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_2 T + \sum_{i=1}^p \beta_3 \Delta X_{t-i} + v_t \quad (2)$$

di mana Δ adalah perbedaan pertama, Y adalah variabel yang diamati, p adalah jumlah lag variabel dependen, dengan lag maksimum berdasarkan kriteria FPE (*final prediction error*) dari Akaike dan v_t adalah error. Nilai t kritis untuk integrasi dan kointegrasi didasarkan pada nilai t -MacKinnon (1991). Hal ini disebabkan karena nilai t Mackinnon lebih luas dibandingkan dengan nilai tabulasi Diekey-Fuller, dan dapat diaplikasikan kepada sampel dengan *intersept*, dengan *trend* waktu atau keduanya atau tanpa keduanya. Sedangkan untuk uji Kointegrasi dilakukan dengan metode *Engle-Granger Co integration Test*.

Setelah diperoleh kointegrasi dalam persamaan (1), langkah selanjutnya adalah memformulasikan model koreksi kesalahan untuk estimasi hubungan jangka panjang. Model koreksi kesalahan dapat diestimasi dengan dua cara yang berbeda. Pertama dengan metode Engle-Granger. Model tersebut dapat diformulasikan sebagai berikut:

$$\Delta MZ_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_t + \alpha_2 \Delta R_t + \alpha_3 \Delta P_t + \alpha_4 EC_{t-1} + e_t \quad (3)$$

di mana Δ adalah perubahan tingkat pertama, sedangkan EC_{t-1} adalah residual dari persamaan regresi kointegrasi (1) yang digunakan untuk membentuk tingkat koreksi kesalahan dan e_t , sedangkan α adalah nilai koefisien-koefisien parameter yang diestimasi.

Cara yang *kedua* dilakukan dengan mensubstitusikan element dari lag pertama nilai aktual dari persamaan satu (Domowitz

dan Elbadawi, 1987; Insukindro, 1999) dan diperoleh model koreksi kesalahan sebagai berikut:

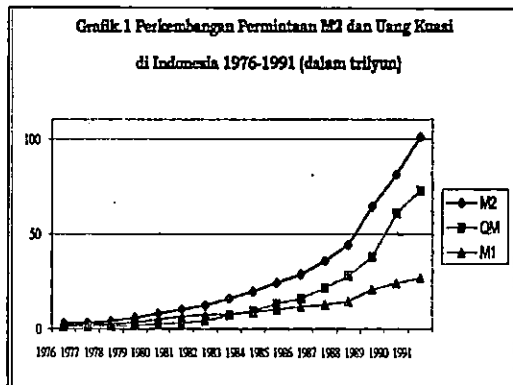
$$\Delta MZ_t^d = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta Y_t + \gamma_2 \Delta R_t + \gamma_3 \Delta P_t + \gamma_4 EC_{t-1} + \gamma_5 Y_{t-1} + \gamma_6 R_{t-1} + \gamma_7 P_{t-1} + e_t(4)$$

di mana $CET = Y_{t-1} + R_{t-1} + P_{t-1} - MZ_{t-1}^d$ sedangkan Δ adalah perbedaan pertama. Persamaan (4) dapat diestimasi secara langsung dengan OLS dengan parameter yang konsisten. Residual dari persamaan (4) sepertinya telah terbebas dari autokorelasi dan heteroskedastisitas. Lebih lanjut dari persamaan (4), koefisien-koefisien jangka pendek dan jangka panjang dapat dengan mudah diperoleh. Sebagai contoh, koefisien elastisitas jangka panjang pendapatan adalah $\phi_1 = (\gamma_5 + \gamma_4) / \gamma_4$, suku bunga adalah $\phi_2 = (\gamma_6 + \gamma_4) / \gamma_4$, dan elastisitas harga adalah $\phi_3 = (\gamma_7 + \gamma_4) / \gamma_4$.

Elastisitas jangka pendek dari masing-masing variabel penjelas adalah γ_1 , untuk elastisitas jangka pendek pendapatan, γ_2 untuk elastisitas jangka pendek tingkat suku bunga dan γ_3 untuk elastisitas jangka pendek tingkat harga.

Perkembangan Variabel Analisis

Pola pertumbuhan M2, pendapatan riil (Y), suku bunga (R) dan tingkat harga (P) selama tahun 1976-1991 yang digunakan sebagai data observasi dapat dilihat dari grafik-grafik di bawah ini.



Dari grafik di atas ada beberapa kesimpulan yang dapat kita lihat. Peningkatan permintaan M2 dari tahun ke tahun selalu melebihi pertumbuhan ekonomi. Semenjak reformasi perbankan dimulai awal tahun 1978 dapat kita lihat bahwa pertumbuhan M2 meningkat tajam yang mencapai 45% dibandingkan dengan tahun sebelumnya. Padahal, pertumbuhan ekonomi hanya meningkat sekitar 7% pada tahun yang sama.

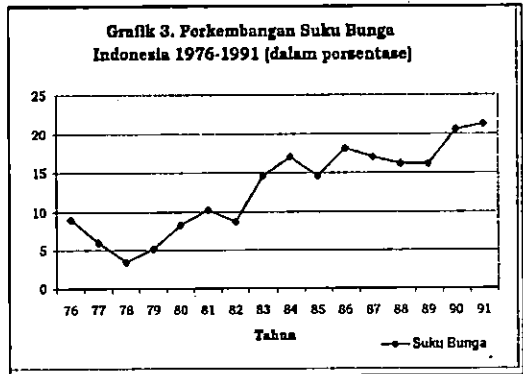
Pertumbuhan M2 yang sangat tinggi juga terjadi setelah deregulasi Pakto 1988. Dua tahun setelah keluarnya Pakto 1988 pertumbuhan M2 mencapai angka telah meningkat lebih kurang 90% lebih dibandingkan dengan tahun 1988 dan kira-kira 40% dibandingkan dengan tahun 1989.

Reformasi keuangan pada tahun 1988 ini mendorong tumbuh dan berkembangnya sektor perbankan di Indonesia dengan meningkatnya jumlah bank umum di Indonesia sejak Pakto 1988. Jumlah dana masyarakat yang berhasil dimobilisasi pihak perbankan juga meningkat dari Rp 54,4 triliun menjadi Rp 160,2 triliun. Perkembangan yang pesat ini berpengaruh pada kondisi perekonomian dan variabel yang terkait di Indonesia seperti jumlah uang beredar. Lebih jauh, komponen M2 yang sangat meningkat tajam adalah uang kuasi yang meningkat lebih dari 65% jika dibandingkan dengan tahun sebelumnya.

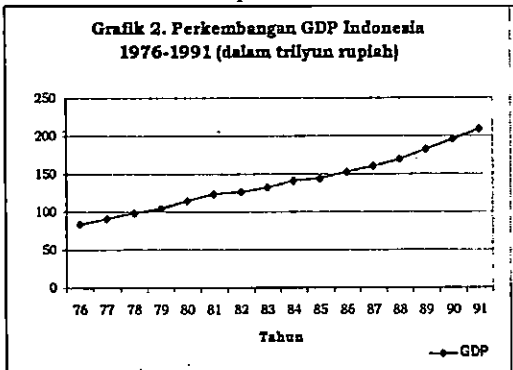
Selama kurun waktu 1976-1991, GDP riil meningkat rata-rata 6,32%. Hal ini mengindikasikan bahwa pertumbuhan ekonomi In-

donesia merupakan salah satu negara cukup tinggi pertumbuhannya di dunia. Selama kurun waktu 1976-1991, pertumbuhan ekonomi tertinggi dicapai pada tahun 1980, yaitu mencapai 9,88% sedangkan pertumbuhan yang paling rendah dicapai pada tahun 1982, yaitu sebesar 2,25%. Pertumbuhan ekonomi itu terjadi karena penerimaan ekspor yang sangat tinggi pada awal-awal tahun 1980-an, yang kemudian merosot karena terjadinya resesi dunia pada awal tahun 1982.

Terjadinya resesi dunia yang mengakibatkan menurunnya penerimaan ekspor telah mendorong pemerintah melakukan deregulasi moneter terutama pelepasan pagu suku bunga untuk mendorong tumbuhnya investasi. Kebijakan moneter lain yang dilakukan pemerintah pada saat itu adalah melakukan devaluasi nilai tukar rupiah untuk memperbaiki neraca pembayaran.



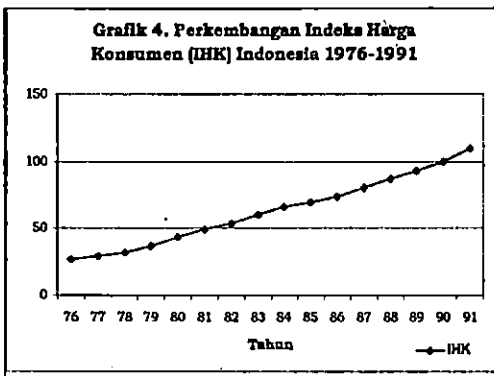
Fluktuasi suku bunga terjadi pada periode awal dicabutnya pagu tingkat suku bunga pada bulan Juni 1983. Hal ini dapat dilihat pada grafik 3 yang mencerminkan. Fluktuasi suku bunga dapat dilihat selama kurun waktu 1984-1991. Pada kurun waktu ini terdapat tiga tahun yang mengalami pertumbuhan negatif dibandingkan dengan periode sebelumnya, yaitu tahun 1988 sebesar -4,88%, tahun 1987 sebesar -6,85% dan tahun 1985 sebesar -14,79%. Pertumbuhan positif tertinggi dicapai pada tahun 1990



yaitu sebesar 27,09% dibandingkan dengan tahun sebelumnya.

Ada beberapa hal yang menjadi catatan dalam periode ini, yaitu keluarnya Pakto 1988 turut juga mempengaruhi fluktuasi permintaan uang. Selama periode 1976-1991, Indeks Harga Konsumen selalu mengalami peningkatan dari tahun ke tahun. Hal ini dapat dilihat pada grafik 4 di bawah.

Selama periode estimasi rata-rata peningkatan tingkat harga dibandingkan dengan periode sebelumnya adalah 9,4%. Peningkatan tertinggi dicapai pada tahun 1980, yang meningkat sebesar 18,01% dibandingkan dengan tahun sebelumnya. Deregulasi Juni 1983 juga mempengaruhi tingkat harga meskipun pengaruhnya tidak terlalu ekstrim dibandingkan dengan suku bunga.



Setelah periode deregulasi ini, tingkat inflasi cenderung untuk bertahan pada tingkat satu digit atau di bawah 10%, meskipun pada awal deregulasi inflasi mencapai 10,45%.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Pengujian integrasi dan kointegrasi sangat diperlukan untuk melihat pembenaran model secara teoritis. Pengujian kointegrasi juga sangat berguna untuk melihat apakah model estimasi mempunyai hubungan dalam jangka panjang ataukah tidak.

Sebagaimana yang disajikan dalam tabel 1, dapat dilihat bahwa model estimasi yang di-

bangun sesuai dengan teori yang telah disepakati. Pengujian derajat integrasi variabel-variabel estimasi menunjukkan bahwa sebagian besar variabel-variabel tidak berintegrasi pada tingkat level. Semua variabel dalam estimasi dan periode-periode estimasi akan berintegrasi pada perbedaan pertama (*first difference*).

Model kointegrasi dengan pendekatan *Engle-Granger Co integration test* sebagaimana yang telah disajikan dalam tabel di atas menghasilkan nilai t pada level untuk periode estimasi 1976.1-1983.4 adalah -4,96 sedangkan pada periode observasi 1984.1-1991.4 adalah -3,17. Akhirnya periode 1976.1-1991.4 diperoleh nilai t sebesar -5,37.

Tabel 1
Integrasi dan Kointegrasi

Pengujian Integrasi		
Vector Integrasi	t - value pada level	t - value pada perbedaan pertama
1976.1 - 1983.4		
LNM2	-2,57	-5,19
LNy	-0,64	-4,31
LNR	-1,93	-6,75
LNP	-2,52	-3,81
1984.1 - 1991.4		
LNM2	-1,26	-4,21
LNy	-1,06	-4,27
LNR	-3,18	-4,20
LNP	-2,31	-4,81
1976.1 - 1991.4		
LNM2	-2,51	-7,31
LNy	-2,24	-3,84
LNR	-3,81	-6,55
LNP	-1,84	-5,79
Pengujian Kointegrasi		
1976.1 - 1983.4 LNM2, LNy, LNR, LNP	-4,96	
1984.1 - 1991.4 NM2, LNy, LNR, LNP	-4,18	
1976.1 - 1991.4 LNM2, LNy, LNR, LNP	-5,37	

Jika ketiga nilai t tersebut dibandingkan dengan t-MacKinnon sebagaimana yang dilaporkan output TSP.7 maka ketiga nilai tersebut adalah signifikan pada 5% untuk periode 1976.1-1983.4 dan 1976.1-1991.4, sedangkan untuk periode 1984.1-1991.4 signifikan pada 10%. Oleh karena itu variabel-variabel dalam periode-periode estimasi berkointegrasi. Sebagaimana yang disajikan dalam tabel 2, R² adalah koefisien determinasi yang disesuaikan, SER adalah *standard error of regression*, LM adalah *Lagrange Multiplier test* untuk menguji serial korelasi pada sampel besar, ARCH adalah *autoregressive conditional heteroscedasticity* untuk menguji kemungkinan adanya heteroskedastisitas.

Hasil pengujian dibandingkan dengan distribusi X^2 pada derajat kebebasan tiga dan empat lag dengan tingkat kritis 5% ($X^2_{df=3} = 7,815$ dan $X^2_{df=4} = 9,488$). Pengujian terhadap adanya serial korelasi diperoleh masing-masing untuk periode estimasi dengan LM(3) berturut-turut adalah 3,632; 6,851 dan 6,416 yang berarti tidak Signifikan jika dibandingkan dengan distribusi X^2 pada tingkat kritis 5%. Sementara dari hasil pengujian terhadap kemungkinan adanya heteroskedastisitas memberikan hasil nilai ARCH(4) untuk masing-masing periode estimasi sebesar 0,400; 2,872 dan 1,081 yang berarti juga tidak signifikan pada tingkat kritis 5%. Dari berbagai pengujian tersebut dapat diketahui model terbebas dari kemungkinan adanya serial korelasi dan heteroskedastisitas.

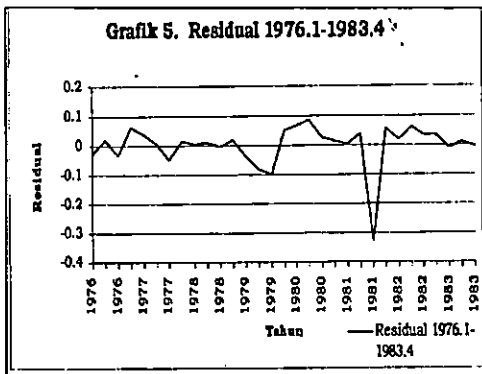
Tabel 2
Hasil Estimasi Model Koreksi Kesalahan

Variabel	Periode Sampel/Koefisien Regresi		
	1976.1-1983.4	1984.1-1991.4	1976.1-1991.4
γ_0	-7,738 (8,009)	-28,291 (8,458)	-12,376 (4,560)
ΔLNY	-1,944 (2,443)	3,553 (1,378)	-0,128 (1,388)
ΔLNR	0,066 (0,116)	-0,022 (0,042)	0,004 (0,057)
ΔLNP	0,540 (0,779)	-0,772 (0,745)	0,485 (0,567)
ECT	0,768 (0,215)	0,749 (0,198)	0,397 (0,122)
Y_{t-1}	0,246 (0,867)	2,838 (0,933)	1,124 (0,466)
R_{t-1}	-0,657 (0,167)	-0,846 (0,207)	-0,354 (0,110)
P_{t-1}	0,279 (0,446)	-1,139 (0,550)	-0,327 (0,223)
R ²	0,305	0,323	0,126
SER	0,085	0,042	0,074
LM(3)	3,632	6,851	6,416
ARCH(4)	0,400	2,872	1,081
ϕ_1	1,320	4,789	3,831
ϕ_2	-0,145	-0,130	-0,108
ϕ_3	1,363	-0,521	0,176
N	31	31	63

Keterangan: angka dalam kurung adalah *Standar Error*

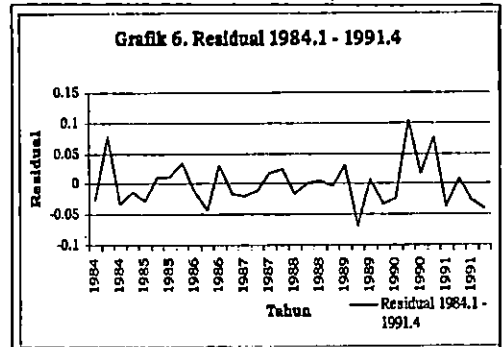
Dari hasil-hasil empiris di atas, diketahui juga bahwa koefisien elastisitas suku bunga jangka panjang pada periode setelah deregulasi perbankan tahun 1983 secara absolut lebih rendah dibandingkan dengan periode sebelum adanya deregulasi 1983.

Elastisitas jangka panjang suku bunga pada periode sebelum deregulasi (1976.1-1983.4) adalah $-0,145$ sementara untuk periode setelah deregulasi (1984.1-1991.4) sebesar $-0,130$, yang berarti secara absolut mengalami penurunan. Sedangkan untuk periode 1976.1-1991.4 elastisitas suku bunga adalah $-0,108$. Elastisitas pendapatan jangka panjang dan elastisitas harga jangka panjang untuk periode 1984.1-1991.4 masing-masing adalah $4,789$ dan $-0,521$, sedangkan untuk periode 1976.1-1983.4 masing-masing adalah $1,320$ dan $1,363$.



Hasil empiris di atas juga mengindikasikan bahwa model pada periode-peidode estimasi ada yang stabil dan ada yang tidak. Pada periode 1976.1-1983.4 dapat dilihat bahwa estimasi tidak stabil sedangkan pada periode 1984.1-1991.4 cenderung relatif stabil. Hal ini dapat dilihat dari grafk residual antara periode sebelum dan setelah deregulasi dilakukan.

Fluktuasi suku bunga deposito terutama suku bunga deposito tiga bulan yang dilepas oleh pemerintah pada tahun 1978 menyebabkan ketidakseimbangan pada periode 1976 - 1983 meskipun permintaan M2 relatif meningkat dengan stabil.



SIMPULAN

Fakta empiris mengatakan bahwa sejak deregulasi perbankan pada bulan Juni 1983 telah mendorong tumbuh dan berkembangnya inovasi-inovasi baru dalam sektor keuangan yang dapat menggantikan uang (*money substituted*). Hal ini berpengaruh secara signifikan terhadap perkembangan likuiditas perekonomian Indonesia yang diukur dari permintaan M2. Selama periode setelah deregulasi, elastisitas suku bunga terhadap permintaan M2 lebih rendah dibandingkan dengan periode sebelum deregulasi, baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang. Kenyataannya, deregulasi tersebut justru menurunkan elastisitas suku bunga jangka panjang, sehingga kebijakan moneter baik yang bersifat ekspansif maupun yang bersifat kontraktif lebih efektif untuk menjaga stabilitas ekonomi dalam jangka panjang.

Jika otoritas moneter melakukan kebijakan yang bersifat ekspansif dengan menurunkan suku bunga (misalnya, suku bunga SBI), maka efek kebijakan tersebut terhadap permintaan uang tidak akan meningkat secara ekstrim dalam jangka panjang. Permintaan uang akan meningkat lebih kecil dari 1% jika suku bunga ditingkatkan 1%, sehingga kontrol terhadap permintaan uang dan jumlah uang beredar dapat dilakukan dengan efektif. Oleh karena itu, kebijakan moneter baik yang bersifat ekspansif maupun yang bersifat kontraktif hanya efektif dalam jangka panjang untuk menjaga stabilitas moneter,

sedangkan dalam jangka pendek kebijakan moneter dengan mengandalkan perangkat suku bunga tidak terlalu efektif untuk menjaga stabilitas moneter. Hal ini disebabkan

nilai elastisitas suku bunga yang meningkat dan elastis terhadap permintaan uang setelah deregulasi

DAFTAR PUSTAKA

- Bails, Dale G dan Larry C, (1993), *Business Fluctuations: Forecasting Techniques and Applications*, 2nd Edition, New Jersey: Prentice-Hall Inc.
- Cagan, Philip dan Schwartz, Anna J., (1975), "Has the Growth of Money Substitutes Hindered Monetary Policy", *Journal of Money, Credit, and Banking*, May, Vol. 7: 137-59.
- Dickey, David A dan Wayne A Fuller, (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrical*, Vol. 49: 1057-1072.
- Domowitz, I dan L. Elbadawi, (1987), "Error Correction Approach to Money Demand The Case of The Sudan", *Journal of Development Economies*, Vol. 5: 26-46.
- Engle, Robert E dan Granger Clive W.J, (1987), "Co integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrical*, March, Vol. 55: 251-76.
- Granger, E.W.J, (1986), "Development in the Studies of Co integrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 215-225.
- Gujarati, Damodar N, (1995), *Basic Econometric*, 3rd Edition, McGraw-Hill, International Edition.
- Gurley, John dan Edward S Shaw, (1960), *Money in a Theory of Finance*, Washington DC, The Brookings Institution.
- Hefer, Rik W dan Scott E, Hein, (1984), "Financial Innovations and Interest Elasticity of Money Demand, Some Historical Evidence", *Journal of Money, Credit, and Banking*, May, Vol. 16: 247-251.
- Hendry, David F, (1986), "Econometric Modeling with Co integrated Variables: An Overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, August, Vol. 48: 201-12.
- Hendry, David F dan Ericsson, Neil R, (1991), "An Econometric Analysts of UK Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom", *American Economic Review*, March, :8-38.
- Insukindro, (1993), "*Ekonomi Uang dan Bank: Teori dan Pengalaman Indonesia*", Yogyakarta: BPFE
- , (1999), "Pemilihan Model Ekonomi Empiris dengan Pendekatan Koreksi Kesalahan", *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, Vol. 14, No. 1: 1-8.
- MacKinnon, James G, (1990), "Critical Value for Co integration Tests", *working paper*, University of California.
- Maddala, G. S, (1992), *Introduction to Econometrics*, 2nd Edition, McGraw - Hill Book Company.
- Miller, Stephen M, (1991), "Monetary Dynamist: An Application of Co integration and Error-Correction Modeling", *Journal of Money, Credit, and Banking*, May, Vol. 23, No. 2:139-154.
- Moghaddam, M, (1997), "Financial Innovations and Interest Elasticity of Money Demand: evidence From an Error Correction Model", *Atlantic Economies Journal*, June, Vol. 25:155-164.