

ESTIMASI DAN TEST DIAGNOSA MODEL FUNGSI PERMINTAAN UANG DI INDONESIA

Nur Azizah

Dosen Jurusan Ilmu Ekonomi – Fakultas Ekonomi Unijoyo

ABSTRACTS

This research aimed to analyze empirical aspect of monetary phenomenon in Indonesia, especially related to demand for money. By using econometric model (linear, logarithmic and partial adjusted model), function of demand for money has been estimated with approach of Ordinary Least Squares, Two Stage Least Squares and Generalized Instrumental Variables Estimator (GIVE). Results of research indicate that Partial Adjusted Model (PAM) with have been estimated by GIVE relative superior compared to linear and logarithmic model. Farther, in short run income elasticity of demand for money is inelastic though on a long term will become very elastic. Meanwhile, influence of interest rate to demand for money is not significant in conventional level (5%). This fact cannot be discharged from condition of economic crisis since mid 1997.

Keyword: demand for money, partial adjusted and income elasticity.

PENDAHULUAN

Perilaku indikator makro ekonomi selalu menarik untuk ditelaah dalam tataran empiris. Fenomena krisis ekonomi yang terjadi sejak pertengahan 1997 dengan sangat jelas menggambarkan bahwa stabilitas makro yang sebelumnya relatif dapat dikendalikan bisa berfluktuatif dan sukar diantisipasi. Perubahan kebijakan pemerintah kerap direspon secara sensitif oleh masyarakat. Terbukti, "niat baik" pemerintah menutup 16 bank pada November 1997 yang sejatinya digunakan untuk meningkatkan kepercayaan masyarakat kepada sistem perbankan nasional, justru menjadi bumerang bagi pemerintah sendiri. Krisis moneter berkembang jauh menjadi krisis kepercayaan.

Perilaku masyarakat yang tidak diantisipasi sebelumnya, menyebabkan terjadinya bank runs : penarikan dana besar-besaran di hampir seluruh bank swasta nasional (Simorangkir, 2005). Permintaan terhadap uang menjadi sangat tidak stabil dan pemerintah terpaksa mengeluarkan kebijakan penjaminan dana masyarakat yang ada di perbankan. Analisis terhadap fenomena krisis ekonomi kaitannya dengan aspek moneter dan perbankan segera bermunculan seperti dilakukan Aliman (2002), Negara dan Awat (2003) serta oleh Pranoto dan Suyanto (2004).

Studi mengenai perilaku masyarakat terhadap uang atau dalam literatur ekonomi dikenal sebagai permintaan terhadap uang (*demand for*

money), secara luas telah banyak ditelaah oleh ahli ekonomi. Tulisan ini mengulas secara lebih spesifik mengenai permintaan terhadap uang di Indonesia dengan titik tekan pada aspek ekonometrik : estimasi dan test diagnosa.

Meskipun tidak secara spesifik menelaah aspek moneter, Yuliadi (2002) melaporkan hasil analisis permintaan uang di Indonesia periode tahunan 1969 - 1998. Model linear biasa digunakan dengan metode *two stage least square* dengan uji diagnosa terbatas. Sangat tingginya nilai R^2 (0,99) dan relatif rendahnya nilai DW (1,548) dapat dicurigai sebagai indikator dari fenomena *spurious regression*. Setidaknya spesifikasi linear yang dipilih masih perlu diuji keabsahannya.

Gujarati (2003) menggunakan data moneter Canada 1979(1)-1988(4) menguji fungsi permintaan uang dengan *log linear partial adjusted model*. Meskipun spesifikasi model yang dipilih lebih representatif, namun estimasi dengan OLS untuk model semacam itu masih menyisakan permasalahan dalam ekonometrika teoritis.

Penelitian sejenis lainnya banyak dilakukan namun secara umum sangat sedikit yang menggali lebih dalam tentang problematika estimasinya serta uji diagnosa secara lebih mendalam. Riset tentang fungsi permintaan uang yang sangat komprehensif dapat diperhatikan misalnya oleh Otto (1994) dengan menggunakan data moneter Canada. Sekali lagi, tulisan ini mencoba menelaah aspek estimasi dan uji diagnosa model fungsi permintaan uang di Indonesia selama periode krisis dengan pertimbangan bahwa dalam periode dimaksud variabilitas indikator makro moneter relatif tinggi.

KAJIAN TEORI

Berkaitan dengan teori permintaan uang, Indrawati (1988) dengan tegas mengatakan bahwa pembagian aliran pemikiran teori permintaan uang tidak bisa didasarkan pada variabel yang masuk dalam model. Teori permintaan uang berkembang secara evolutif sehingga teori yang muncul kemudian selalu mencoba melengkapi kekurangan teori yang muncul sebelumnya dengan *explained variables* yang lebih luas dan lebih realistis.

Teori permintaan uang dimulai dengan persamaan identitas Irving Fisher yang menyatakan bahwa jumlah penjualan (transaksi dikalikan harga) identik dengan jumlah penerimaan (jumlah uang dikalikan velositas uang). Setelah itu muncul teori versi Cambridge dan versi income dalam aliran kuantitas. Variabel yang mempengaruhi permintaan uang diperluas tidak hanya untuk kepentingan transaksi tetapi juga pertimbangan ketidakpastian, *opportunity cost* serta tingkat pendapatan. Dengan kata lain, evolusi teori permintaan uang semakin meluas, tidak hanya berpusat pada *transaction motive* akan tetapi juga pada *precautionary motive* (Miller dan Van Hoose, 1993).

Teori Keynes lebih merinci faktor-faktor yang mempengaruhi permintaan uang dengan tiga motif utama yaitu : motif transaksi, motif berjaga-jaga dan motif spekulasi. Motif transaksi dan berjaga-jaga dipengaruhi oleh tingkat pendapatan, sedangkan pertimbangan utama dalam motif spekulasi adalah ketidakpastian dan ekspektasi yang diwakili oleh variabel tingkat suku bunga. Lebih lanjut, Friedman melengkapi model Keynes dengan memperkenalkan variabel ketidakpastian atau ekspektasi masyarakat secara eksplisit. Teori permintaan uang Friedman juga menambahkan variabel *wealth* dan *utility* dalam modelnya.

Dalam studi empiris, variabel pendapatan dan tingkat suku bunga merupakan determinan utama dari permintaan uang (perhatikan, misalnya pada Otto (1994) atau contoh kasus Gujarati (2003) pada halaman 681-682. Dengan mengacu pada model sebelumnya, model penelitian yang digunakan diaplikasikan untuk kasus Indonesia.

METODE PENELITIAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data bulanan dari Januari 1999 hingga September 2003. Variabel uang adalah definisi uang M2, sedangkan tingkat suku bunga adalah tingkat bunga rata-rata bank umum bulanan sesuai dengan periode penelitian. Variabel pendapatan digunakan Pendapatan Nasional harga konstan 1993, namun karena tidak tersedia dalam periode bulanan maka dilakukan interpolasi atas data triwulanan dengan pendekatan yang diperkenalkan oleh Insukindro (1993).

Analisis data digunakan melalui model ekonometrika dengan beberapa model yang digunakan dengan pertimbangan evaluasi ekonometrika. Secara umum formulasi dasar yang akan digunakan sebagai patokan adalah fungsi :

$$M = f(Y, r) \quad (1)$$

dalam hal ini, M adalah permintaan uang, Y adalah tingkat pendapatan dan r adalah tingkat suku bunga.

Estimasi parameter dilakukan dengan pendekatan *Least Square* dilanjutkan dengan diagnosa test standar yaitu (a) Serial Korelasi, (b) Homoskedastisitas, (c) Normalitas, (d) Linearitas dan (e) Stabilitas Parameter.

ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Spesifikasi Model Linear

Model estimasi yang paling sederhana adalah dalam bentuk linear dengan spesifikasi sebagai berikut :

$$M = c + \alpha_1 Y + \alpha_2 r + e \quad (2)$$

Estimasi parameter dari model linear diatas dengan bantuan Software Eviews 4, dapat dirangkum dalam Tabel 1 sebagai berikut :

Tabel 1
Estimasi Model Linear

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Constans	-920230.8	122732.5	-7.497855	0.0000
Y	49.27669	2.821475	17.46487	0.0000
R	-88.65255	2134.902	-0.041525	0.9670
R-squared	0.891586	Mean dependent var		760523.2
Adjusted R-squared	0.887570	S.D. dependent var		100861.0
S.E. of regression	33819.20	Akaike info criterion		23.74664
Sum squared resid	6.18E+10	Schwarz criterion		23.85417
Log likelihood	-673.7793	F-statistic		222.0449
Durbin-Watson stat	0.638255	Prob(F-statistic)		0.000000

Sekilas dapat ditunjukkan bahwa tanda (*sign*) koefisien regresi adalah sesuai dengan harapan teoritis. Akan tetapi perlu dicatat bahwa variabel suku bunga sangat tidak signifikan. Guna melengkapi hasil perhitungan diatas, hasil diagnosa test untuk model dalam persamaan (2) disampaikan secara singkat sebagai berikut :

Tabel 2
Diagnosa Test Model Linear

Deskripsi	Uji	F-Statistic	Probabilitas
A. Serial Korelasi	Breusch-Godfrey	20,767	0,000
B. Homoskedastisitas	White	0,940	0,463
C. Normalitas	Jarque-Bera	0,840*	0,657
D. Linearitas	Ramsey	10,573	0,002
E. Stabilitas	Chow Predicted**	1,234	0,287

*) JB-Statistic (versi F tidak tersedia)

**) Sejak 2002:1

Hasil perhitungan menunjukkan bahwa diantara lima diagnosa test yang dilakukan, test serial korelasi dan linearitas melampaui nilai kritis. Perlu dicatat disini bahwa Breusch-Godfrey test yang digunakan hingga *second order autocorrelation*. Dengan nilai test sedemikian maka ini memperkuat indikasi autokorelasi positif yang ditunjukkan melalui DW test sebesar 0,638. Berkaitan dengan masalah autokorelasi, Thomas (1997) memperingatkan bahwa dalam banyak kasus *time series*, indikasi autokorelasi sering terkait dengan kesalahan spesifikasi dibandingkan

dengan kasus autokorelasi dalam unsur gangguan sesungguhnya (*genuine autocorrelation in disturbance*). Kesalahan spesifikasi perlu dicurigai mengingat hasil Ramsey test juga mengindikasikan bahwa model linear tidaklah superior.

Spesifikasi Log-Linear

Model estimasi log-linear dapat diformulasikan sebagai berikut :

$$\log M = c + \alpha_1 \log Y + \alpha_2 \log r + e \quad (3)$$

Estimasi parameter dan diagnostik test untuk model log-linear diatas tersebut dapat diperhatikan sebagai berikut :

Tabel 3
Estimasi Model Log-Linear

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.874237	1.447089	-6.823518	0.0000
LOG(Y)	2.246328	0.128888	17.42854	0.0000
LOG(R)	-0.012785	0.058226	-0.219576	0.8270
R-squared	0.893046	Mean dependent var		13.53289
Adjusted R-squared	0.889084	S.D. dependent var		0.135280
S.E. of regression	0.045054	Akaike info criterion		-3.310731
Sum squared resid	0.109611	Schwarz criterion		-3.203202
Log likelihood	97.35584	F-statistic		225.4441
Durbin-Watson stat	0.633707	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabel 4
Diagnostik Test Model Log-Linear*

Deskripsi	Uji	F-Statistic	Probabilitas
A. Serial Korelasi	Breusch-Godfrey	19,787	0,000
B. Homoskedastisitas	White	1,016	0,408
C. Normalitas	Jarque-Bera	0,454	0,797
D. Linearitas	Ramsey	10,987	0,002
E. Stabilitas	Chow Predicted	1,084	0,408

*) penjelasan sama dengan sebelumnya

Hasil perhitungan menunjukkan bahwa *performance* model tidak berubah secara signifikan dengan perubahan spesifikasi model. Hasil diagnostik test juga mengindikasikan hal yang sama yaitu terdapat serial korelasi sekaligus masalah dalam bentuk fungsional (linearitas). Tentu saja dengan mengabaikan koefisien tingkat suku bunga yang insignifikan,

koefisien model log-linear sebesar 2,246 menunjukkan elastisitas permintaan uang oleh tingkat pendapatan.

Partial Adjusted Model

Model ekonometri sebagaimana telah diestimasi sebelumnya secara implisit menyatakan bahwa terdapat hubungan jangka panjang (*long-run*) antara variabel yang diteliti. Jika secara eksplisit dinyatakan dalam bentuk persamaan fungsi, maka permintaan uang secara alternatif dapat dinyatakan sebagai berikut :

$$M^* = f(Y, r) \quad (4)$$

Dalam hal ini M^* adalah jumlah uang yang betul-betul diminta (*desired*) dalam jangka panjang. Jumlah uang yang diinginkan (M^*) dapat saja berbeda dengan jumlah uang aktual yang diterima (M). Jika uang yang diinginkan sekarang (M_t^*) berbeda dengan jumlah uang yang diterima sebelumnya (M_{t-1}), maka umlah permintaan aktual sekarang (M_t) akan disesuaikan (*adjust*) supaya mendekati M_t^* . Secara matematis hubungan antara ketiga konsep permintaan uang tersebut dapat dinyatakan sebagai :

$$M_t - M_{t-1} = \gamma (M_t^* - M_{t-1}) \quad 0 < \gamma < 1 \quad (5)$$

Koefisien γ dikenal sebagai *adjustment parameter* yang pada umumnya bernilai antara 0 dan 1. Kasus ekstrim $\gamma = 0$ menunjukkan bahwa tidak dilakukan penyesuaian sedangkan jika $\gamma = 1$ menunjukkan bahwa penyesuaian dilakukan secara penuh.

Apabila dipilih model log-linear sebagai dasar analisis maka substitusi persamaan (5) yang telah ditransform dalam bentuk log ke dalam persamaan (3) akan diperoleh :

$$\log M_t = c + \gamma\alpha_1 \log Y_t + \gamma\alpha_2 \log r_t + (1-\gamma) \log M_{t-1} + e \quad (6)$$

Secara lebih khusus model dalam persamaan (6) dikenal sebagai *Partial Adjustment Model* (PAM).

Tabel 5
Estimasi OLS Model PAM

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.317543	0.653025	-0.486264	0.6288
LOG(Y)	0.116564	0.109089	1.068526	0.2902
LOG(R)	-0.006717	0.019573	-0.343166	0.7329
LOG(M(-1))	0.935541	0.043979	21.27228	0.0000
R-squared	0.989471	Mean dependent var		13.53707
Adjusted R-squared	0.988863	S.D. dependent var		0.132741
S.E. of regression	0.014008	Akaike info criterion		-5.629602
Sum squared resid	0.010204	Schwarz criterion		-5.484934
Log likelihood	161.6289	F-statistic		1628.887
Durbin-Watson stat	2.343645	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabel 6
Diagnosa Test PAM dengan OLS*

Deskripsi	Uji	F-Statistic	Probabilitas
A. Serial Korelasi	Breusch-Godfrey	0,880	0,421
B. Homoskedastisitas	White	1,821	0,114
C. Normalitas	Jarque-Bera	10,374	0,005
D. Linearitas	Ramsey	0,666	0,418
E. Stabilitas	Chow Predicted	0,295	0,997

*) penjelasan sama dengan sebelumnya

Estimasi dengan pendekatan PAM ternyata menunjukkan beberapa perubahan penting. Sebagaimana ditunjukkan dalam Tabel 5, kecuali untuk koefisien variabel log M2 pada lag 1, seluruh koefisien menunjukkan insignifikan pada level konvensional. Untuk keperluan interpretatif, hasil ini akan sulit untuk dijelaskan secara logika ekonomi. Lebih lanjut Tabel 6 menunjukkan bahwa, kecuali masalah normalitas, seluruh test diagnosa menunjukkan hasil yang cukup memuaskan.

Meskipun digunakan secara luas dalam pemodelan ekonometri, PAM memiliki masalah khusus jika diestimasi dengan *Least Square* biasa (OLS). Pada dasarnya ahli ekonometrika sepakat bahwa model *autoregressive* jika diestimasi dengan OLS akan menghasilkan dua pelanggaran dari sifat estimator yang BLUE ; yaitu bias dan inkonsisten. Namun demikian Gujarati (2003) memberikan pengecualian khusus untuk model PAM. "...the partial adjustment model is different in that it can be consistently by OLS despite the presence of the lagged regressand." Meskipun konsistensi diperoleh sebagaimana dijelaskan oleh Gujarati (2003) akan tetapi model PAM tetap belum sepenuhnya memenuhi syarat BLUE. Model PAM masih berpotensi untuk mengalami kasus *contemporaneously*

uncorrelated sebagaimana diilustrasikan oleh Thomas (1997). Dalam hal ini estimator OLS konsisten namun tetap bias.

Dengan beberapa pertimbangan tersebut, penggunaan OLS dalam model pengesuaian parsial (PAM) menjadi tidak populer. Salah satu jalan untuk memecahkan masalah ini adalah dengan menggunakan variabel instrumental sebagai pengganti *lag dependent variable*. Sehingga *lag dependent variable* yang muncul nantinya merupakan hasil estimasi dan tidak perlu merujuk pada data aktual. Untuk keperluan itu, estimasi *least square* akan dilakukan secara dua tahap atau dikenal dengan pendekatan *Two Stage Least Square* (TSLS).

Sebagaimana Otto (1994), dalam penelitian ini tidak digunakan *single instrumental variable*, namun beberapa variabel yaitu $\log M(-1)$, $\log M(-2)$, $\log Y(-1)$, $\log Y(-2)$, $\log R(-1)$ dan $\log R(-2)$. Pendekatan semacam ini sering dikenal sebagai *Generalized Intrumental Variables Estimator* (GIVE). Hasil perhitungan model PAM dengan GIVE dapat diperhatikan dalam tabel berikut :

Tabel 7
Estimasi GIVE Model PAM

Dependent Variable: LOG(M)
Method: Two-Stage Least Squares
Date: 10/15/05 Time: 12:00
Sample(adjusted): 1999:03 2003:09
Included observations: 55 after adjusting endpoints
Instrument list: LOG(M(-1)) LOG(M(-2)) LOG(Y(-1)) LOG(Y(-2)) LOG(R(-1)) LOG(R(-2))

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.203649	0.881055	-1.366145	0.1779
LOG(Y)	0.281438	0.151198	1.861382	0.0685
LOG(R)	0.000539	0.024947	0.021608	0.9828
LOG(M(-1))	0.872288	0.059341	14.69965	0.0000
R-squared	0.988380	Mean dependent var		13.54121
Adjusted R-squared	0.987697	S.D. dependent var		0.130256
S.E. of regression	0.014448	Sum squared resid		0.010646
F-statistic	1447.594	Durbin-Watson stat		2.195013
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabel 8
Diagnosa Test PAM dengan GIVE

Deskripsi	Uji	F-Statistic	Probabilitas
A. Serial Korelasi	Breusch-Godfrey	0,982*	0,612
B. Homoskedastisitas	White	2,356	0,045
C. Normalitas	Jarque-Bera	2,353	0,308
D. Linearitas	Ramsey	0,537	0,467
E. Stabilitas	Chow Predicted	0,420	0,984

*) LM version

Tabel 7 menunjukkan bahwa koefisien pendapatan signifikan dalam level 5% untuk satu sisi (*one tailed*), namun koefisien tingkat suku bunga tetap tidak signifikan. Jika dilihat dari sisi diagnosa test nampak bahwa hampir seluruh item yang diuji memberikan hasil yang sepenuhnya memenuhi asumsi klasik. Namun demikian uji Homoskedastisitas masih menunjukkan bahwa untuk level 1% asumsi ini masih belum dipenuhi.

Untuk memperbaiki masalah tersebut, model PAM permintaan uang yang telah diestimasi dengan GIVE direvisi dengan cara mengeluarkan variabel tingkat suku bunga dari model. Hal ini dilakukan dengan pertimbangan bahwa koefisien ini dari beberapa kali pengujian tetap tidak signifikan.

Tabel 9
Estimasi GIVE Model PAM Revisi

Dependent Variable: LOG(M)
Method: Two-Stage Least Squares
Date: 10/15/05 Time: 13:54
Sample(adjusted): 1999:03 2003:09
Included observations: 55 after adjusting endpoints
Instrument list: LOG(M(-1)) LOG(M(-2)) LOG(Y(-1)) LOG(Y(-2)) LOG(R(-1)) LOG(R(-2))

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.192823	0.717577	-1.662294	0.1025
LOG(Y)	0.280127	0.137117	2.042971	0.0461
LOG(M(-1))	0.872614	0.056815	15.35889	0.0000
R-squared	0.988386	Mean dependent var		13.54121
Adjusted R-squared	0.987939	S.D. dependent var		0.130256
S.E. of regression	0.014305	Sum squared resid		0.010641
F-statistic	2215.044	Durbin-Watson stat		2.195974
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabel 10
Diagnosa Test PAM Revisi dengan GIVE

Deskripsi	Uji	F-Statistic	Probabilitas
A. Serial Korelasi	Breusch-Godfrey	0,956*	0,620
B. Homoskedastisitas	White	1,614	0,197
C. Normalitas	Jarque-Bera	2,387	0,303
D. Linearitas	Ramsey	0,029	0,864
E. Stabilitas	Chow Predicted	0,198	0,999

*) LM version

Hasil perhitungan model PAM yang telah direvisi menunjukkan superioritas dibandingkan dengan model-model yang lain. Koefisien pendapatan signifikan dalam level 5% baik dalam satu ekor maupun dua ekor. Sementara itu, ditinjau dari sisi diagnosa test terhadap asumsi klasik dapat diketahui bahwa dari lima indikator yang diuji seluruhnya membuktikan bahwa asumsi klasik sudah dipenuhi.

Pertimbangan untuk mengeluarkan variabel tingkat suku bunga dari model bisa dipertanggungjawabkan melalui *adjusted R square*. Meskipun tidak terlalu drastis, *dropping* log R dari model utama justru memperbesar nilai koefisien determinasi yang telah disesuaikan ini. Dengan demikian keberadaan variabel suku bunga dalam kasus ini bisa dipandang sebagai variabel dengan kriteria *superflous* (lihat Arief, 1993).

Signifikansi yang kuat dari *lagged dependent variable* ($\log M_{t-1}$) menunjukkan bahwa koefisien yang terkait dengannya dapat diinterpretasikan dengan tegas. Terkait dengan hal tersebut, *adjustment parameter* (γ) adalah sebesar $1 - 0,873 = 0,127$ menunjukkan bahwa sekitar 12,7 persen perbedaan antara permintaan uang sesungguhnya dengan yang diharapkan akan disesuaikan dalam periode setelahnya.

Secara interpretatif, output regresi menunjukkan bahwa dalam jangka pendek elastisitas pendapatan terhadap permintaan uang adalah sebesar 0,28. Sementara itu dalam jangka panjang, dengan memperhatikan *adjustment parameter* sebelumnya, elastisitas pendapatan dimaksud adalah sebesar 2,2.

Perbandingan Hasil

Hasil penelitian mengenai fungsi permintaan uang ini memiliki relevansi dengan penelitian sebelumnya baik dengan lingkup yang sama (Indonesia) maupun dalam lingkup yang berbeda. Untuk keperluan komparatif, sebagian hasil penelitian dimaksud dapat diperhatikan dalam tabel berikut :

Tabel 11 : Komparasi Hasil Penelitian

Objek	Peneliti	Model	Metode	Income parameter*	Interest rate parameter*
India	Gujarati (1968)	PAM	OLS	1,456	-0,216**
	Mammen (1973)	Semi-log	TSLs	0,106	-3,019
Canada	Otto (1994)	PAM	GIVE	1,102	- 0,245
	Gujarati (2003)	PAM	OLS	- 0,603**	- 1,613
Indonesia	Yuliadi (2002)	Linear	TSLs	0,518	-7237,425
	Rasyid (2005)	PAM	GIVE	2,216	0,004**

*) long run

**) insignificant

Tabel diatas menunjukkan bahwa hasil penelitian sangat bervariasi, namun secara umum parameter pendapatan adalah positif dan parameter tingkat suku bunga adalah negatif. Inkonsistensi tanda (*sign*) seperti pada Gujarati (2003) untuk parameter pendapatan dan dalam penelitian ini untuk parameter tingkat suku bunga dapat diabaikan mengingat uji signifikansi t yang diperoleh sangat tidak signifikan pada level konvensional.

SIMPULAN, IMPLIKASI DAN KETERBATASAN

Secara ekonomis hasil penelitian membuktikan bahwa dalam jangka pendek elastisitas pendapatan terhadap permintaan uang adalah inelastis. Artinya, peningkatan pendapatan seketika tidak serta merta akan meningkatkan permintaan masyarakat terhadap uang. Akan tetapi dalam jangka panjang elastisitas pendapatan ini menjadi sangat elastis. Konsekwensinya, dalam tataran pengambil kebijakan fenomena ini perlu dicermati secara serius mengingat respon masyarakat terhadap perubahan pendapatannya terkait dengan permintaan uang relatif lamban. Akan tetapi seiring dengan perjalanan waktu pada saat peningkatan pendapatan menjadi permanen, maka kebutuhan akan uang mutlak meningkat.

Pada sisi lain, tingkat suku bunga ternyata tidak peka terhadap permintaan uang. Meskipun cukup mengejutkan, namun hasil penelitian ini perlu disikapi dengan hati-hati. Kurang responsifnya masyarakat terhadap tingkat suku bunga perbankan sebenarnya bisa ditelusuri pada periode krisis. Tingkat kepercayaan masyarakat terhadap perbankan yang menurun tajam, mengakibatkan tawaran suku bunga yang tinggi (bahkan sangat fantastis) sedikit sekali berpengaruh terhadap permintaan uang. Bagi pihak perbankan, sinyal ini menunjukkan bahwa rasionalitas masyarakat akan perbankan sudah begitu baik. Bagaimanapun kepercayaan lebih tinggi artinya dibandingkan dengan tingkat suku bunga.

Pada dasarnya perbandingan atas hasil penelitian tidak bisa dilakukan secara sederhana mengingat model, metode dan kasus negara yang berbeda. Namun ditinjau dari sudut pandang teori, penggunaan model penyesuaian parsial (PAM) dengan estimasi GIVE dipandang lebih baik dibandingkan dengan model linear dengan pendekatan OLS.

Terlepas dari itu semua, penelitian ini masih mengandung keterbatasan. Pertama, data bulanan yang diperoleh melalui interpolasi ala Insukindro yang deterministik banyak dikritik tajam oleh para peneliti (lihat misalnya oleh Solikin, 2004). Kedua, *explained variables* yang digunakan sangat terbatas dan kelemahan yang cukup esensial adalah belum dilakukannya uji stasioneritas dan cointegrasi. Kesemuanya bermuara dari keterbatasan data, namun implikasi dari keterbatasan ini bisa menghasilkan bias kesimpulan. Tentu saja, riset lanjutan masih perlu dilakukan secara lebih komprehensif.

DAFTAR PUSTAKA

- Aliman, 2002. Analisis Efektifitas Penerapan Kebijakan Moneter dan Fiskal Dalam Perekonomian Indonesia. *Proceding Simposium Nasional Riset Ekonomi dan Manajemen I*. Suarabaya : ISEI.
- Arief, Sritua. 1993. *Metodologi Penelitian Ekonomi*. Jakarta : UI - PRESS.
- Gujarati, Damodar. 1968. The Demand for Money in India. *The Journal of Development Studies*, Vol. V, No. 1, p. 59-64.
- 2003. *Basic Econometric. Fourth Edition*. Singapore : McGraw - Hill
- Indrawati, Sri Mulyani. 1988. Teori Moneter. Jakarta : LPFE UI
- Insukidro.1993. *Ekonomi Uang dan Bank : Teori dan Pengalaman di Indonesia*. Jogjakarta: BPFE
- Mammen, Thampy. 1973. Indian Money Market : An Econometric Study. *International Economic Review*, Vol 14 No. 1
- Miller, R Leroy dan David Vanhoose. 1993. *Modern Money and Banking Third Edition*. Singapore: McGraw Hill.
- Negara, Danes Jaya dan NJ Awat.. 2003. Kointegrasi Antar Nilai Tukar Dimanik : Studi Nilai Tukar di Beberapa Negara Asia Timur. *Jurnal Ekonomi Bisnis dan Akuntansi Ventura*, Vol. 6, No. 3, p. 309-316
- Otto, Glenn. 1994. Diagnostic Testing : An Application to the Demand for Money dalam Rao, Bhaskara *Co-integration for the Applied Economist*. USA : St. Martin's Press.
- Pranoto, A. Hery dan Suyanto. 2004. Efektifitas Kebijakan Defisit Fiskal dan Suku Bunga Tinggi terhadap Kestabilan Kurs di Indonesia. *Jurnal Ekonomi dan Bisnis*, Vol. 7 No.1. p. 47-64.
- Simorangkir, Iskandar. 2005. *Determinan Bank Runs Pada Krisis Perbankan Indonesia Tahun 1997/1998 : Suatu Kajian Dengan Menggunakan Panel Data Dinamis*. Makalah Disseminasi Universitas Airlangga.
- Solikin. 2004. *Kurva Philips dan Perubahan Struktural di Indonesia : Keberadaan, Pola Pembentukan Ekspektasi dan Linearitas*. Makalah Seminar Perbankan Universitas Airlangga.
- Thomas, R. L. 1997. *Modern Econometrics: An Introduction*. England: Addison Wesley Longman.
- Yuliadi, Imamudin. 2002. Analisis Makro Ekonomi Indonesia Pendekatan IS-LM. *Proceding Simposium Nasional Riset Ekonomi dan Manajemen I*. Suarabaya : ISEI.