

**PENYESUAIAN NOMINAL DAN PENYESUAIAN RIIL
PERMINTAAN UANG DI INDONESIA**

Catur Sugiyanto

ABSTRAK

Berbagai studi tentang permintaan uang menunjukkan bahwa metode penyesuaian uang yang dipegang oleh masyarakat tidak bisa digeneralisasi. Sebelum melakukan estimasi terhadap model permintaan uang pada suatu masyarakat, maka uji mengenai metode penyesuaian jumlah uang yang diminta harus dilakukan terlebih dahulu. Selain itu, uji ini juga dapat digunakan untuk mendeteksi apakah masyarakat terkena ilusi uang.

*Paper ini menunjukkan bahwa masyarakat melakukan penyesuaian atas jumlah uang (m_1 dan m_3) yang dipegang berdasarkan metode penyesuaian nominal, sedangkan penyesuaian jumlah uang (m_2) yang dipegang dilakukan menurut metode riil. Model yang dipergunakan dalam pengujian ini adalah model koreksi kesalahan (*Error Correction Model*).*

Pengantar

Telah dimaklumi bahwa problem yang berkaitan dengan penyesuaian jumlah uang yang dipegang adalah bagaimana mengantisipasi perubahan harga, baik untuk penyesuaian secara nominal maupun secara riil. Di satu pihak, penyesuaian secara riil mengandung kelemahan karena memperlakukan secara tidak simetris antara harga dengan variabel penjelas yang lain. Dalam penyesuaian riil diasumsikan bahwa terdapat penyesuaian harga secara cepat (*instantaneous*) namun akan lamban (*lagged*) terhadap pendapatan riil dan variabel penjelas yang lain. Di pihak lain, penyesuaian secara nominal menganggap bahwa penyesuaian terhadap harga akan mengikuti penyebaran yang lamban (*distributed lag*) (lihat *Hwang* (1985), hal. 689)).

* Drs. Catur Sugiyanto, M.A. adalah staf pengajar Fakultas Ekonomi UGM. Penulis mengucapkan terimakasih kepada Dr. A. Buse (Dept. of Economics at the University of Alberta) dan Dr. Insukindro (Fakultas Ekonomi UGM) atas komentarnya terhadap draft paper ini.

Paper ini akan membahas mekanisme penyesuaian dalam memegang uang (permintaan uang) di Indonesia untuk periode 1960 sampai 1990, dalam konteks model koreksi kesalahan (*Error Correction Model ECM*). Memasukkan (*nesting*) model dinamis linier dengan asumsi penyesuaian parsial (*Partial Adjustment Model, PAM*) ke dalam model ECM secara aljabar dimungkinkan. Meskipun demikian, prosedur ini tidak lazim mengingat bahwa asumsi yang mendasari ECM dan PAM berbeda. Dalam model ECM, faktor-faktor yang mempengaruhi lingkungan permintaan uang bersifat dinamis, sedangkan di dalam PAM faktor-faktor ini dianggap konstan. Konsekuensinya, perlu dilakukan transformasi terhadap bentuk PAM sehingga bentuk persamaan (fungsi) permintaan uang yang baru dapat ditransformasi ke dalam bentuk ECM dan uji penyesuaiannya dapat dilakukan. Transformasi ini menghasilkan mekanisme kontrol jumlah uang yang diminta, bisa berbentuk kontrol terhadap nilai nominal yang mencerminkan penyesuaian nominal maupun nilai riil yang mencerminkan penyesuaian riil. Paper ini akan diorganisir sebagai berikut: pada bagian 2 akan diuraikan spesifikasi model dan uji hipotesis. Bagian 3 menguraikan masalah data dan prosedur estimasi. Bagian 4 menguraikan analisis dan hasil estimasi. Kesimpulan dirangkum dalam bagian 5.

Spesifikasi Model yang Diamati

Berbagai studi tentang uji penyesuaian jumlah uang yang dipegang telah banyak dilakukan, misalnya Hwang (1985) menggunakan data dari U.S. periode 1955 (III) sampai 1974 (IV), Fair (1987) menggunakan 27 negara termasuk OECD, U.S dan beberapa negara di Asia, Goldfeld and Sichel (1987) menggunakan data Hwang, dan Gupta (dan Moozzami (1990) menggunakan data 11 negara di Asia termasuk Indonesia untuk periode 1961 sampai 1982.

Dalam melakukan pengujian untuk membedakan antara penyesuaian secara riil dan secara nominal berdasarkan mekanisme RAM, Goldfeld and Sichel (1987 hal. 512) mengemukakan bahwa masalah identifikasi akan timbul apabila dalam membuat model standar jumlah uang yang ingin dipegang pada periode t , (m^*t) digunakan laju inflasi sebagai salah satu variabel penjelas. Konsekuensinya

nilai tertentu yang mengukur pengaruh laju inflasi terhadap jumlah uang yang diminta, misalnya elastisitas permintaan uang terhadap laju inflasi, harus ditentukan sebelum estimasi dilakukan²

Mengasumsikan parameter yang mengukur pengaruh inflasi terhadap jumlah uang yang diminta sebelum dilakukan estimasi seperti ini akan membawa kesimpulan yang keliru tentang mekanisme penyesuaian jumlah uang yang diminta.

Pada bagian pertama papernya, Gupta dan Moazzami (1990) merumuskan metode pengujian yang dilakukan oleh Fair (1987) untuk menghilangkan kemungkinan adanya kesimpulan yang tidak bulat (*inconclusive*). Gupta dan Moazzami mempergunakan model permintaan uang yang lebih tradisional yaitu hanya menggunakan pendapatan riil dan suku bunga sebagai variabel penjelas. Strategi seperti ini terbebas dari masalah identifikasi seperti dikemukakan oleh Goldfeld dan Sichel di atas, namun demikian karena bentuknya yang sederhana akan memiliki kelemahan tidak memasukkan variabel yang relevan ke dalam model. Apabila demikian maka taksiran yang diperoleh akan bias dan tidak efisien.

Dalam bagian dua, paper Gupta dan Moazzami memasukkan (*nesting*) mekanisme penyesuaian PAM (baik penyesuaian nominal, maupun riil) ke dalam model permintaan uang jangka panjang yang tradisional dan kemudian merumuskan ulang ke dalam bentuk mekanisme ECM. Sementara dalam merumuskan bentuk fungsi permintaan uang jangka panjang mereka mempergunakan pendapatan riil dan suku bunga. Namun mereka hanya

² Dengan mempergunakan definisi penyesuaian parsial riil (RPAM) dan nominal (NPAM) seperti pada persamaan (1) dan (2) dalam paper ini, dan biaya ketidakseimbangan dan biaya penyesuaian berbentuk kuadrat

$$C = (m_t^* - m_t)^2 + \lambda_2 (m_t - m_{t-1}) + \gamma (p_t - p_{t-1})^2$$

Minimisasi biaya terhadap m_t diperoleh

$$m_t - m_{t-1} = \lambda_1 (m_t^* - m_{t-1}) + \gamma (p_t - p_{t-1})$$

terlihat $\lambda_1 = 1$ mencerminkan RPAM dan $\lambda_1 = 0$ mencerminkan NPAM, kemudian mensubstitusikannya ke dalam persamaan (3) paper ini, diperoleh

$$(m - P)_t = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_1 + \lambda_2 r_t + (1 - \lambda) (m - p)_{t-1} + \gamma (p_t - p_{t-1})$$

Dimana $r_t = (p_t/p_{t-1})$ dan

$$\lambda_1 = [-(1-\lambda) + \lambda_1 + (1-\lambda)]$$

Estimasi permintaan yang di atas diperoleh taksiran λ dan 0, namun demikian tidak diperoleh taksiran λ_1 dan γ . Dengan demikian pengujian terhadap pengaruh inflasi diperlukan asumsi nilai kedua parameter ini, dan pengujian mekanisme penyesuaian (RPAM vs NPAM) tidak bisa dilakukan.

memasukkan pendapatan riil ke dalam bentuk ECM. Kecuali apabila terdapat bukti bahwa terdapat hubungan jangka panjang antara jumlah uang yang diminta dengan pendapatan riil (tanpa suku bunga), maka bentuk ECM yang dipergunakan tidak sesuai dengan bentuk fungsi permintaan uang jangka panjang.

Berbagai hasil penelitian di atas menunjukkan bahwa studi tentang mekanisme penyesuaian jumlah uang yang dipegang masih menarik. Uji mekanisme penyesuaian jumlah uang yang dipegang perlu dilakukan kasus demi kasus sebelum penelitian tentang permintaan uang itu sendiri dilakukan. Generalisasi tidak dapat dilakukan terhadap mekanisme penyesuaian jumlah uang yang diminta, dan tidak ada yang lebih superior antara mekanisme penyesuaian secara riil maupun secara nominal. Dengan demikian mekanisme penyesuaian jumlah uang yang dipegang menjadi isu empiris.

Baik mekanisme penyesuaian riil maupun nominal telah diaplikasikan di Indonesia, misalnya *Agheuli* (1977) dan *Nasution* (1983). Hanya Gupta dan *Moazzami* (1990) yang menguji mekanisme mana yang lebih pas untuk kasus Indonesia. Mereka mengemukakan bahwa mekanisme penyesuaian nominal secara statistik lebih dominan dibandingkan dengan mekanisme penyesuaian riil. Meskipun demikian, mengingat bahwa model permintaan uang yang menjadi basis analisis terlalu sederhana maka kesimpulan hasil estimasi Gupta dan *Moazzami* mungkin tidak dapat diterima secara luas.

Perumusan ulang terhadap metode *Gupta* dan *Moazzami* diperlukan. Perumusan ulang seperti ini mungkin dapat dilakukan melalui penggunaan mekanisme ECM yang berdasarkan pada permintaan uang jangka panjang yang lebih lengkap variabel penjelasnya. Tambahan variabel penjelas tersebut dapat dilakukan misalnya dengan menggunakan kurs mata uang asing atau suku bunga internasional (misalnya *LIBOR*, *SIBOR*).

Untuk kasus Indonesia, studi yang dilakukan oleh *Sugiyanto* (1991)³ menunjukkan bahwa model perekonomian terbuka nampaknya akan memberikan hasil yang baik dalam membuat model makro perekonomian Indonesia. Model

³ Dalam thesis ini dipergunakan konsumsi agregat sebagai variabel skala. Selain itu kurs dolar US dipergunakan sebagai salah satu variabel penjelas dan ternyata signifikansi terhadap permintaan uang di Indonesia.

seperti ini menggunakan model perekonomian tertutup sebagai referensi dan kemudian diperkaya dengan memasukkan variabel penjelas lain yang relevan dan yang mencerminkan pengaruh fluktuasi perekonomian dunia terhadap perekonomian Indonesia, seperti kurs dan suku bunga bank di luar negeri.

Studi mekanisme penyesuaian jumlah uang yang diminta dalam paper ini dilakukan dengan dasar ECM dan model perekonomian terbuka. Model ECM dipilih mengingat bahwa telah banyak penelitian yang menggunakan model ECM untuk kasus di Indonesia. Selain itu model permintaan uang dengan asumsi ECM ini memungkinkan untuk diperkaya dengan variabel kurs dolar US terhadap Rupiah, laju inflasi, dan memungkinkan dilakukannya uji spesifikasi penyesuaian jumlah uang yang diminta.

Penggunaan model perekonomian terbuka dapat diterima untuk kasus Indonesia mengingat bahwa transaksi terhadap luar negeri bebas dilakukan oleh masyarakat Indonesia. Masyarakat telah dibebaskan untuk memegang valuta asing dan sistem kurs mengambang terkendali telah diimplementasikan sejak tahun 1978. Kebijakan seperti ini memungkinkan masyarakat di dalam negeri untuk merealokasikan kekayaannya dengan memasukkan mata uang asing sebagai salah satu bentuk kekayaan yang dipegang sehingga memungkinkan maksimisasi return dari asset yang mereka pegang.

Untuk memperoleh bentuk model yang diinginkan model PAM akan dimodifikasi untuk memperoleh mekanisme kontrol secara dinamis jangka pendek. Selanjutnya, dengan memasukkan (*nesting*) permintaan uang riil ke dalam mekanisme kontrol memungkinkan dibentuknya model ECM dinamis dan dilakukan pengujian mekanisme penyesuaian nominal atau riil. Anggaphlah terdapat dua mekanisme penyesuaian, yaitu penyesuaian parsial riil (RPAM) dan penyesuaian parsial nominal (NPAM). Penyesuaian antara jumlah uang yang diminta dan yang terealisasi terlihat seperti tertulis dalam persamaan (1) untuk penyesuaian riil (m-p) dan persamaan (2) untuk penyesuaian nominal (m):

$$(1) \quad (m-p)_{t} - (m-p)_{t-1} = \lambda \{ (m-p)_{t-1} - (m-p)_{t-2} \} + U_t$$

Dan

$$(2) \quad m_t - m_{t-1} = \lambda \{m_t^* - m_{t-1}\} + U_t$$

di mana (*) menunjukkan jumlah yang diminta (diinginkan) dan huruf kecil menunjukkan nilai dalam logaritma (ln). Kemudian kedua mekanisme penyesuaian ini dapat ditulis kembali ke dalam bentuk berikut:

$$(1) \quad \Delta(m-p)_t = \lambda \Delta(m-p)_t^* + \lambda \{(m-p)_{t-1}^* - (m-p)_{t-1}\} + U_t$$

dan

$$(2') \quad \Delta m_t = \lambda \Delta m_t^* + \lambda \{m_{t-1}^* - m_{t-1}\} + U_t$$

di mana bentuk di sebelah kiri tanda sama dengan menunjukkan nilai terkontrol (*controlled value*), bagian pertama di ruas kanan tanda sama dengan adalah kontrol turunan (*derivative control*) yang merupakan perubahan jumlah uang yang ingin dipegang, dan bagian kedua adalah kontrol proporsional (*proportional control*), yang menunjukkan koreksi perbedaan antara jumlah uang yang direalisasikan dengan yang diinginkan di masa lalu.

Selanjutnya, anggap bahwa bentuk umum keseimbangan jumlah uang yang dipegang dapat ditulis seperti berikut ini, (lihat misalnya *Hendry dan Ericsson (1991)*).

$$(3) \quad (m-p)_t^* = \tau_0 + \beta_0 y_t + \beta_1 \pi_t + \beta_2 r_t$$

di mana Y Pendapatan Riil (GNP/CPI), P Tingkat Harga Umum (*the Consumer Price Index. CPI*), r Suku Bunga deposito berjangka 12 bulan, Laju Inflasi dihitung dengan $\log(CPI/CPI_{t-1})$ Persamaan (3) ini dapat ditulis menjadi persamaan (3') atau (3''), yang merupakan bentuk perubahan (*difference*):

$$(3') \quad \Delta(m-p)_t^* = \beta_0 \Delta y_t + \beta_1 \Pi_t + \beta_2 \Delta r_t$$

Atau

$$(3') \quad \Delta(m-p)_t^* = \beta_0 \Delta y_t + \beta_1 \Pi_t + \beta_2 \Delta r_t$$

Dengan mensubstitusikan persamaan (3') ke dalam persamaan (1') dan persamaan (3'') ke dalam persamaan (2'), dan kemudian menyusunnya kembali diperoleh persamaan berikut ini:

$$(4) \quad \Delta(m-p)_t = \lambda \beta_0 \Delta y_t + \lambda \beta_1 \Delta \pi_t + \lambda \beta_2 \Delta \pi_t - \lambda \{(m-p)_{t-1} - (m-p)_{t-1}^*\} + u_t$$

Dan

$$(5) \quad \Delta(m-p)_t = \lambda \beta_0 \Delta y_t + \lambda \beta_1 \Delta \pi_t + \lambda \beta_2 \Delta r_t - (1 - \lambda) \Delta p_t - \lambda \{(m-p)_{t-1} - (m-p)_{t-1}^*\} + u_t$$

Persamaan (4) dan (5) adalah persamaan permintaan uang riil dalam bentuk ECM (*Error Correction Model*) (lihat misalnya Rose (1985), Gupta dan Moazzomi (1990), dan Hendry dan Ericsson (1991)). Terlihat bahwa kedua persamaan ini hanya berbeda dalam Δp_t , yang menunjukkan apakah masyarakat melakukan penyesuaian dalam bentuk nominal (mt) atau bentuk riil (m-p)t. Selanjutnya dapat dilakukan uji signifikansi Δp_t untuk menentukan apakah masyarakat melakukan penyesuaian terhadap jumlah uang yang mereka pegang dalam bentuk nominal ataupun riil.

Mengikuti Hendry dan Ericsson (1991) model di atas dapat diperluas untuk memasukkan variabel lamban dari variabel tergantung dan variabel bebas, dan kemudian memasukkan kurs dolar US (x) ke dalam persamaan (4) dan (5). Penambahan variabel-variabel di atas akan membuat persamaan (4) dan (5) tidak terlalu terbatas (*restricted*), sebagaimana dapat diamati pada persamaan berikut:⁴

$$(6) \quad \Delta(m-p)_t = \beta_{1j} \Delta(m-p)_{t-j} + \beta_{2j} \Delta Y_j + \beta_{3j} \Delta \pi_j + \beta_{4j} \Delta r_j + \beta_{5j} \{(m-p)_{t-1} - (m-p)_{t-1}^*\} + \beta_{6j} \Delta X_j + U_t$$

dan

⁴ Persamaan-persamaan ini memiliki bentuk yang sama dengan persamaan milik Hendry and Ericson (1991), yaitu persamaan perencanaan kontingensi (8) di dalam makalah mereka pada halaman 23.

$$(6) \quad \Delta(m-p)_t = \beta_{1,j} \Delta(m-p)_{t-j} + \beta_{2,j} \Delta Y_t + \beta_3 \Delta \pi_t + \beta_{4,j} \Delta r_t + \beta_{5,j} \Delta p_t + \beta_6 \{(m-p)_{t-1} - (m-p)_{t-1}^*\} + \beta_{7,t} \Delta X_t + U_t$$

di mana j adalah panjangnya variabel lamban (*the lag length*).

Hipotesis penyesuaian riil akan benar apabila β_{5j} persamaan (6') sama dengan 0, sebaliknya apabila bila tidak sama dengan nol dan signifikan maka penyesuaian secara nominal yang benar.

Data dan Prosedur Estimasi

Data. Sumber data utama studi ini adalah laporan bulanan *International Financial Statistics* yang dipublikasikan oleh IMF, dari berbagai edisi antara tahun 1960 sampai 1991. Estimasi dilakukan untuk tiga definisi uang, yaitu M1 (Uang Sempit Nominal terdiri atas Kas dan Giro), M2 (Uang Luas Nominal terdiri atas M1 + Tabungan dan Deposito Berjangka), dan M3 (Uang Kuasi Nominal terdiri atas Tabungan dan Deposito Berjangka).

Prosedur Estimasi Estimasi dilakukan dengan menggunakan program Shazam 6.2 (*White et. al.* 1990). Uji kemungkinan kesalahan spesifikasi model yang dilakukan adalah: uji Kointegrasi (*co-integration test*) untuk menguji integrasi keseimbangan jangka panjang permintaan uang agar diperoleh ECM yang benar, Uji Durbin Hausman untuk menguji kemungkinan endogenitas variabel penjelas (*explanatory variables*), uji *Breusch-Pagan-Godfrey* untuk menguji homogenitas variasi variabel pengganggu, uji *Breusch-Pagan LM* untuk menguji adanya Otokorelasi variabel pengganggu, uji *Ramsey Reset* untuk menguji linearitas fungsi, dan uji stabilitas fungsi (*Chow test*). Uji akar-akar unit (*unit roots test*) untuk menguji stasionaritas variabel-variabel kunci akan dilakukan sebelum seluruh proses estimasi berlangsung⁵.

⁵ Berbagai uji ini disarikan dari *Kmenta* (1986) dan *Greene* (1990). Output komputer dapat diperoleh dari penulis apabila diperlukan.

Analisis dan Hasil Estimasi

Sebelum dilakukan estimasi, maka data harus diuji apakah sudah stasioner. Uji yang dilakukan adalah uji akar-akar unit. Pada tahap selanjutnya model yang diamati diuji apakah bersifat kointegrasi, yang mencerminkan adanya hubungan jangka panjang di antara variabel-variabel yang diamati. Kedua uji ini dilakukan sebelum proses estimasi.

Uji Akar-akar Unit (unit roots tests). Hasil uji akar-akar unit menunjukkan bahwa perbedaan tingkat pertama (*first difference*) dari variabel-variabel kunci bersifat stasioner. Estimasi dengan mempergunakan variabel yang tidak stasioner (misalnya memiliki akar unit satu) akan mengakibatkan adanya kon-sistensi super (*super consistency*). Selanjutnya distribusi parameter hasil estimasi bukan lagi merupakan distribusi standar (t, F atau distribusi Normal). Sebagai konsekuensinya inferensi terhadap hasil estimasi ini tidak akan valid.

Anggap bahwa x_t , menunjukkan variabel kunci dalam penelitian ini, dan memiliki karakteristik Autoregressive AR (1). X_t dapat dituliskan menjadi bentuk perbedaan tingkat pertama, $\Delta x_t = \Theta x_{t-1} + v_t$. Maka x_t dikatakan memiliki akar-akar unit jika Θ sama dengan 0. Uji untuk pembuktian akar-akar unit dapat dilakukan sebagai berikut:

$H_0 : \Theta = 0$

dan

$H_1 : \Theta \neq 0$

Dengan asumsi H_0 benar, diketahui bahwa $(\hat{\Theta})/se(\hat{\Theta})$ memiliki distribusi t_{n-1} .

Hasil pengujiannya dirangkum dalam Tabel 1.

Tabel 1.
Hasil uji akar-akar unit

Variabel	$t_{\hat{\Theta}}$ terhitung	Kesimpulan
m1	-2.71	I(1)
m2	-1.84	I(1)
m3	-1.37	I(1)
y	12.60	I(1)
π	-3.25	I(1)
r	-2.01	I(1)
x	-3.71	I(1)

Untuk semua variabel ternyata Hipotesis nol tidak ditolak.

Dari tabel di atas terlihat bahwa hanya variabel y yang memiliki nilai statistik hitung tertinggi. Meskipun demikian, variabel ini masih lolos uji satu sisi. Mengingat bahwa variabel yang memiliki derajat integrasi satu memiliki selisih pertama (*first difference*) yang stasioner, maka seluruh variabel di atas sudah stasioner.

Uji Kointegrasi. Persamaan (7) menunjukkan adanya keseimbangan jangka panjang dalam permintaan uang riil. Dalam keseimbangan maka persamaan berikut:

$$(7) \quad (m1-p)_t - \alpha_0 - \beta_0 y_t - \beta_1 \pi_t - \beta_2 r_t = 0$$

akan berlaku.

Meskipun demikian hubungan ini tidak akan berlaku setiap saat (periode). Jika persamaan (7) menunjukkan adanya keseimbangan jangka panjang, maka fluktuasi di sekitar titik keseimbangan akan bersifat stasioner, lihat *Goldfeld* dan *Sichel* (1990).

Uji **kointegrasi** terhadap persamaan ini dapat dilakukan dengan mengimplementasikan uji akar-akar unit terhadap variabel pengganggu v_t dari persamaan (8)

$$(8) \quad (m1-p)_t = \alpha_0 + \beta_0 y_t + \beta_1 \pi_t + \beta_2 r_t + v_t$$

Dalam hal ini yang diuji adalah

H_0 : v_t memiliki derajat integrasi 1 atau 1(1) (tidak berkointegrasi)

terhadap H_1 : v_t memiliki derajat integrasi 0, atau 1(0) (berkointegrasi)

(Pengujian ini diperlukan sebagai syarat pembentukan ECM. Apabila pengujian ini gagal maka ECM yang diperoleh akan keliru. Hasil pengujian dirangkum dalam Tabel 2 berikut ini :

Tabel 2.
Hasil Uji kointegrasi

Var. Dependen	ADF(1) hitung	Kesimpulan
(m1-p)	-4.57*	Kointegrasi
(m2-p)	-5.66*	Kointegrasi
(m3-p)	-5.46*	Kointegrasi

Mengingat bahwa ketiga model berkointegrasi berarti bentuk ECM dari persamaan (6) dan (6') telah diperoleh.

Selanjutnya, estimasi difokuskan pada persamaan (6) dan (6'), untuk m_1 , m_2 , dan m_3 . Panjangnya variabel lamban j adalah 2 karena terbatasnya data yang tersedia. Berbagai uji diagnostik yang diringkas di atas diimplementasikan sebelum dilakukan uji mekanisme penyesuaian. Hasil akhir dari estimasi fungsi permintaan uang yang akan dipergunakan untuk uji mekanisme penyesuaian dirangkum dalam Tabel 3.

Dari tabel ini dapat diamati bahwa bentuk ECM permintaan uang m_1 memiliki tanda yang benar. Di samping itu, seluruh variabel penjelas memiliki tanda yang benar. Kurs US dolar terhadap Rupiah juga signifikan di dalam fungsi m_1 . Hal ini menunjukkan bahwa valuta asing merupakan salah satu alternatif bentuk kekayaan selain Rupiah.

Perubahan struktur terjadi pada tahun 1978 berupa perubahan gradien permintaan uang m_1 terhadap inflasi. Hal ini menunjukkan bahwa setelah terjadi perubahan sistem kurs menjadi sistem mengambang terkendali masyarakat menjadi semakin responsif terhadap laju inflasi. Secara grafis, sebelum tahun 1978 fungsi permintaan uang memiliki slope 0 (nol) terhadap laju inflasi dan slopenya menjadi -1.93 setelah 1978. Perubahan struktur di atas mungkin dikarenakan dalam sistem kurs yang fleksibel distorsi harga sernakin hilang. Berbagai distorsi tersebut dapat berupa inflasi impor dan tingginya kontrol jumlah uang beredar. Setelah berbagai distorsi di atas hilang, maka masyarakat dapat secara aktif berperan di pasar uang. Akibatnya masyarakat dapat melakukan penyesuaian jumlah uang yang dipegang agar memperoleh return yang maksimum.

Tabel 3.
Estimasi permintaan uang m1, m2, dan m3

Variabel penje- las	$\Delta(m1-p)$ df = 22	Var. penje- las	$\Delta(m2-p)$ df = 22	Var. Penje- las	$\Delta(m3-p)$ df = 21
Lagl $\Delta(m-p)$.11 (4.3)*	Δy_t	.63 (2.39)*	Lag $\Delta(mp)_2$.56 (11.1)*
Δy_t	1.45 (8.01)*	Δy_{t-1}	1.23 (9.5)*	Δy_{t-1}	.19 (.73)
Δr_t	-.42 (-5.84)*	Δy_{t-2}	-.40 (-3.77)*	Δr_{t-2}	-.24 (-1.92)*
ΔX_t	-.16 (-3.64)*	Δr_t	-.18 (-2.040)**	Δp_t	-.71 (-9.25)*
Δp_t	.14 (2.52)*	ΔX_t	-.09 (2.48)**	Δp_{t-2}	.46 (5.68)*
V_{t-1}	-.104 (-9.97)*	V_{t-1}	-.37 (-3.76)*	V_{t-1}	.20 (1.97)*
$D1\pi_t$		V_{t-1}^2	-.16 (-3.75)*	V_{t-1}^2	.27 (6.24)*
	-.193 (-6.8)*			V_{t-1}^3	-.13 (-8.07)*

Catatan:

* dan ** berarti signifikan pada $\alpha = 5\%$ dan 10% . V_{t-1} adalah variabel ECM. Hasil uji penyimpangan asumsi klasik terdapat di dalam lampiran paper ini.

Model estimasi permintaan uang m_2 memiliki tanda yang benar pada variabel Koefisien valuta asing memiliki tanda negatif menunjukkan adanya substitusi antara deposito berjangka dan tabungan Rupiah terhadap mata uang asing. Laju inflasi memiliki pengaruh yang rendah terhadap permintaan uang, m_2 (tidak terlihat di dalam tabel karena tidak signifikan). Hal ini tidak mengherankan. Jika suku bunga nominal deposito tinggi maka suku bunga riil-nya masih tetap positif sehingga fluktuasi inflasi tidak akan berpengaruh banyak terhadap permintaan m_2 . Model estimasi uang kuasi m_3 menunjukkan hasil yang tidak memuaskan. Variabel y tidak signifikan secara statistik. Meskipun demikian variabel ini masih tetap dipergunakan mengingat bahwa apabila variabel ini dibuang akan menyalahi teori permintaan uang yang standar. Model ini sangat tergantung pada variabel pengganggu di masa lalu. Selain itu, fluktuasi harga signifikan pengaruhnya terhadap jumlah uang yang diminta. Hasil ini tidak sesuai dengan perilaku permintaan uang m_2 dan m_1 di atas.

Hasil di atas nampak secara ekonomis lebih baik dibanding hasil yang terdapat pada Sugiyanto pada Tabel 4⁶. Dalam hal ini dapat dibandingkan bahwa permintaan uang m_1 dan m_2 memiliki tanda elastisitas positif terhadap variabel skala, dan elastisitas negatif terhadap kurs. Dari kedua studi terlihat adanya problem dalam mengestimasi permintaan uang m_3 .

Uji Stabilitas Model (Metode Chow) Dalam kasus permintaan uang, stabilitas model atau konstansi parameter sangat penting. Hal ini mengingat bahwa permintaan uang yang stabil diperlukan bagi efektifitas kebijakan moneter. Bentuk fungsi permintaan uang akan menentukan bentuk kurva LM. Dengan menggunakan analisis (diagram) IS-LM dapat ditunjukkan bahwa dengan slope kurva IS dan LM yang berbeda akan dihasilkan efektivitas kebijakan yang berbeda pula (lihat misalnya *Laidler* 1985). Sumber-sumber penyebab tidak konstannya parameter dapat bermacam-macam, misalnya perubahan institusi finansial, fluktuasi perekonomian dunia (*oil shock* 1974, perubahan dalam sistem kurs) dan perubahan sistem politik (pemilihan umum, perang dunia, pecahnya Uni Soviet dan sebagainya). Konsekuensinya, berbagai informasi di atas sangat

⁶ Copy tabel ini dapat dilihat pada lampiran 2

diperlukan dalam uji stabilitas model. Dalam studi ini, uji stabilitas model dilakukan terhadap pengaruh perubahan sistem kurs di Indonesia dari sistem terkendali (*pegged system*) menuju sistem mengambang terkendali (*managed floating exchange rate system*) tahun 1978 (D1), deregulasi perbankan pemerintah yang pertama tahun 1983 (D2), dan devaluasi rupiah tahun 1986 (D3)⁷.

Dalam mengimplementasikan uji stabilitas model dapat dilakukan dengan menggunakan variabel dummy, dan kemudian menguji signifikansi variabel-variabel tersebut untuk menunjukkan adanya perubahan struktural. Dengan menggunakan metode ini perubahan struktur dapat dideteksi baik melalui perubahan penggal maupun slope dari model. Dengan menggunakan metode ini pengujian terhadap model yang diamati diperoleh bukti bahwa model permintaan uang ml mengalami perubahan struktur dalam bentuk perubahan slope terhadap laju inflasi pada tahun 1978 (*Din*) (lihat Tabel 3).

Pada tahap selanjutnya diimplementasikan analisis bertahap metode Chow. Pengujian ini dilakukan dengan membagi (*splitting*) sampel menjadi dua dan kemudian mengujinya apakah proses penentuan data (*data generation process DGP*) struktur sampel yang kedua sama dengan struktur sampel yang pertama. Dalam uji ini perubahan struktur diasumsikan terjadi pada seluruh parameter. Statistik yang dipergunakan adalah statistik F dengan metode restriksinir restriksi (*restricted-unrestricted method*). Statistik F yang dimaksud adalah:

$$(9) \quad F = \frac{[SSE_R - (SSE_1 + SSE_2)]/k}{(SSE_1 + SSE_2)/T-2k} \sim F_{k, T-2k}$$

di mana SSE_R (*Sum of Squared Error*) model (regresi) ketika diasumsikan bahwa subsampel pertama dan kedua berasal dari proses generasi data yang sama, dan SSE_i adalah SSE yang berasal dari sub sampel i ($i=1,2$). Hasil perhitungan statistik F dirangkum dalam Tabel 4.

⁷ Dalam Sugiyant (1991) uji stabilitas model dilakukan terhadap pembukaan pasar modal di Jakarta 1977, deregulasi Perbankan pemerintah tahun 1983, dan deregulasi perbankan nasional 1988. dari pengujian ini terbukti bahwa terdapat ketidakstabilan model permintaan uang di Indonesia

Tabel 4.
Hasil Uji Chow

$\Delta(m1-p)$ F (df1,df2)	$\Delta(m2-p)$ F (df1,df2)	$\Delta(m3-p)$ F (df1,df2)
.09 (1,14)	85 (1,14)	2.73 (1,12)
.04 (2,13)	82 (2,13)	2.30 (2,11)
.01 (3,12)	56 (3,12)	1.51 (3,10)
.43 (4,11)	11 (4,11)	1.11 (4,9)
.43 (5,10)	.96 (5,10)	1.48 (5,8)
.51 (6,9)	.79 (6,9)	1.49 (6,7)
.57 (7,8)	.79 (7,8)	1.51 (7,6)
.58 (8,7)	.77 (8,7)	1.53 (8,5)
.56 (9,6)	.95(9,6)	1.53 (9,4)
.56 (10,5)	1.01(10,5)	1.28 (10,3)
.57 (11,4)	11 (11,4)	1.26 (11,4)
.78 (12,3)	1.02(12,3)	1.26 (12,3)
.39 (13,2)	.60(13,2)	
.33 (14,1)	.55(14,1)	

Catatan: Keputusan diambil pada $\alpha = 5\%$.
Ternyata tidak ada bukti perubahan struktur di dalam model.

Dari berbagai uji diagnostik di atas terlihat bahwa model permintaan uang yang diamati memiliki ciri-ciri yang disyaratkan, yaitu: variabel yang diamati bersifat stasioner, variabel-variabel yang diamati berkointegrasi, tidak terdapat penyimpangan asumsi klasik (heterosekastik, autokorelasi, variabel pengganggu berdistribusi normal), model bersifat linier, tidak ada endogenitas variabel eksogen, dan model bersifat stabil selama periode pengamatan. Selanjutnya uji mekanisme penyesuaian dapat dilakukan.

Uji Spesifikasi Mekanisme Penyesuaian Seperti telah disebutkan di atas, uji spesifikasi mekanisme penyesuaian difokuskan pada uji signifikansi Δp_j pada persamaan (6'). Prosedur pengujiannya adalah:

$H_0: \beta_{5j} = 0$, Berarti mekanisme penyesuaian riil

$H_1: \beta_{5j} \neq 0$, Berarti mekanisme penyesuaian nominal

Dari H_0 diketahui bahwa t adalah:

$$(10) \quad t = \frac{\beta_{5j}}{se(\beta_{5j})} \sim t_{T-K}$$

Hasil pengujiannya adalah sebagai berikut:

Tabel 5.
Hasil Uji mekanisme penyesuaian

Variabel Dep.	t stat. (df)	Kesimpulan
$\Delta(m1-p)$	2.52 (21)*	Penyes. Nominal
$\Delta(m2-p)$	1.68 (20)	Penyes. Riil
$\Delta(m3-p)$	(11.7 (1;20)**	Penyes. Nominal

Catatan: * dan ** artinya keputusan berturut-turut diambil pada $\alpha = 5\%$ dan 10% . Untuk model yang ketiga dipergunakan statistik F karena adanya $\Delta p_{1,2}$

Bukti-bukti di atas mengkonfirmasi hasil penelitian *Gupta dan Moazzami*, karena mereka hanya memfokuskan studinya pada permintaan uang m1, maka hanya model penyesuaian inilah yang dikonfirmasi. Mekanisme penyesuaian nominal terlihat pada model permintaan uang sempit (m1) dan uang kuasi (m3). Dengan mekanisme penyesuaian nominal ini, sebagaimana telah dimaklumi, masyarakat mengalami ilusi uang. Jika ditinjau kembali teori ekonomi makro, maka mekanisme penyesuaian nominal demikian akan menyebabkan kebijakan moneter efektif dalam jangka pendek. Jelasnya, jika masyarakat memandang upah nominal saja, kenaikan upah nominal karena naiknya jumlah uang beredar akan menaikkan penawaran tenaga kerja. Akibatnya, output agregat akan naik.

Mekanisme penyesuaian riil terlihat pada permintaan uang m2, meskipun secara statistik masih lemah. Dalam model ini masyarakat akan merevisi jumlah uang yang mereka pegang berdasarkan nilai riilnya. Mengingat bahwa jumlah

uang m2 ini didominasi oleh tabungan dan deposito berjangka, terlihat bahwa masyarakat semakin rasional di dalam institusi finansial yang semakin berkembang (seperti perubahan sistem kurs dan deregulasi perbankan) menuju semakin sedikitnya intervensi pemerintah. Hal ini merupakan berita yang baik bagi pembuat kebijakan, mengingat bahwa mereka tidak perlu terus-menerus berpacu mengelabui masyarakat. Dalam perekonomian yang masyarakatnya lebih rasional maka efektivitas kebijakan menjadi lebih bisa diprediksikan.

Sayangnya, terdapat banyak problem dalam model m3 (uang kuasi). Model ini sangat tergantung pada nilai lamban (*lag value*), kesalahan di masa lalu (*past error*), tidak signifikan pengaruh pendapatan dan suku bunga terhadap jumlah uang yang diminta. Namun demikian model ini lolos uji diagnostik yang lain. Hasil ini dicantumkan untuk mendorong peneliti lain melakukan studi lanjutan.

Kesimpulan

Studi ini menyimpulkan bahwa dengan metode ECM, mekanisme penyesuaian nominal (*nominal adjustment*) terbukti berlaku dalam model permintaan uang m1 (kas dan giro) dan m3 (uang kuasi), dan mekanisme penyesuaian riil berlaku untuk model permintaan uang m2. (kas, giro, tabungan dan deposito berjangka).

Dari uji kointegrasi, ternyata kesalahan random (*random error*) akan semakin kecil dan dalam jangka panjang menjadi nol. Ini berarti bahwa dalam jangka panjang manajemen uang masyarakat semakin optimal. Masyarakat mampu memperoleh *return* dari kombinasi kekayaannya secara optimal.

Hasil uji metode penyesuaian *dalam paper* ini juga menunjukkan bahwa masyarakat tidak terjebak pada ilusi uang (*money illusion*) untuk kasus m2. Mengingat bahwa m2 merupakan bagian terbesar dari seluruh uang yang dipegang masyarakat, maka hasil ini merupakan perkembangan sesuai dengan yang diharapkan. Berbagai deregulasi sektor moneter yang semakin mengurangi distorsi pasar ternyata konsisten dengan antisipasi masyarakat. Ini berarti bahwa pemerintah akan lebih mudah mempengaruhi perilaku masyarakat melalui

kebijakan moneter. Selanjutnya dapat diharapkan bahwa kebijakan moneter benar-benar efektif. Studi tentang mekanisme penyesuaian permintaan uang ini terbuka untuk diuji ulang misalnya dengan memasukkan variabel skala yang pengeluaran konsumsi masyarakat, memasukan variabel penjelas baru seperti indeks harga saham maupun suku bunga jangka pendek.

Penggunaan data kuartalan juga dapat dilakukan untuk mengecek kembali hasil di atas.

Lampiran 1

Uji Durbin-Wu-Hausman. Uji ini adalah uji untuk membuktikan adanya endogenitas dari variabel penjelas. Untuk mengimple-mentasi pengujian ini diperlukan metode pe-naksir OLS (*Ordinary Least Squares*) dan IV (*Instrumental Variable*). Variabel instrument yang dipergunakan adalah pengeluaran pemerintah, nilai ekspor, jumlah populasi, tingkat konsumsi masyarakat beserta laju pertumbuhan masing-masing variabel instrumen ini. Hasil pengujian dirangkum dalam tabel berikut:

Tabel 1.
Hasil uji Durbin-Wu-Hausman

Variabel Dependen	nilai W hitung	Kesimpulan
$\Delta(m1-p)$	3.77	tidak menolak H_0
$\Delta(m2-p)$.72	tidak menolak H_0
$\Delta(m3-p)$	6.3	tidak menolak H_0

Note: Nilai kritis untuk $\alpha = 5\%$, derajat bebas 7 adalah 14,067.

Note: Nilai kritis untuk α adalah 14,067.

5%, derajat bebas 7

Dari hasil tersebut terlihat bahwa untuk ketiga model tidak terdapat bukti adanya endogenitas variabel penjelas. Dengan demikian model persamaan tunggal dapat dipergunakan dalam analisis ini.

Uji Breuch-Pagan-Godfrey LM. Uji ini adalah uji bahwa varian dari variabel peng-gangu adalah sama (homoskedastik) untuk seluruh sampel. Uji statistik LM adalah sama dengan setengah dari jumlah kudrat regresi yang dapat

diterangkan (*half explained sum of square of the regression*), yang secara asimtotik memiliki distribusi Chi-square. Hasil pengujiannya adalah sebagai berikut:

Tabel 2.
Hasil uji Bruesch-Pagan-Godfrey LM

Var. Dependen	nilai LM hitung	Kesimpulan
(m1-p)	3.05 (6 df)*	Homoskedastik
(m2-p)	80 (6 df)***	Homoskedastik
(m3-p)	5.37 (7 df)**	Homoskedastik

Catatan: Nilai kritis pada $\alpha = 5\%$ dan derajat bebas 5 adalah 12,05.

Tabel di atas menunjukkan bahwa variabel pengganggu di ketiga model memiliki variasi yang sama (homoskedastik).

Uji Breusch-Godfrey LM. Uji ini adalah uji adanya autoregresi tingkat pertama AR(1) atau moving average, MA(1) dalam variabel pengganggu. Statististik ujinya adalah $BG=T^2R^2$, akan memiliki distribusi (secara asimptotik) Chie-Square. Hasil ujinya adalah sebagai berikut :

Tabel 3.
Hasil Uji Breusch Godfrey LM

Var. Dependen	nilai BG hitung	Kesimpulan
$\Delta(m1-p)$	18 *	tidak menolak H_0
$\Delta(m2-p)$	7.41 ***	tidak menolak H_0
$\Delta(m3-p)$	3.91 **	tidak menolak H_0

Catatan: Nilai kritis untuk *, a5% = 3.84,** a2,5% = 5,02, *** a.5% = 7,87

Catatan: Nilai kritis untuk *, a5% = 3.84,** a2,5% = 5,02, *" a.5% = 7,87

Hasil pengujian di atas menunjukkan bahwa model tidak memiliki sifat AR(1) maupun M (1)

Uji Jarque-Bera LM. Uji ini adalah uji untuk mengetahui normalitas dari variabel pengganggu.

Hasil pengujian dapat diamati pada tabel berikut:

Var. Dependen	Nilai LM hitung	Kesimpulan
$\Delta(m1-p)$	1.07	tidak menolak H_0
$\Delta(m2-p)$.74	tidak menolak H_0
$\Delta(m3-p)$.37	tidak menolak H_0

Catatan: Nilai kritis pada $\alpha = 5\%$ derajat bebas = 2, adalah 5,99.

Hasil pengujian menunjukkan bahwa ketiga model memiliki distribusi normal.

Uji Reset Ramsey (Ramsey's Reset test). Uji ini merupakan uji apakah model linier merupakan model permintaan uang yang sesuai. Hasil pengujian dirangkum dalam tabel berikut ini,

Tabel 4.
Hasil Pengujian dengan Reset

Variabel Dependen	Variabel Penjelas yang baru	nilai F hitung (df)	Kesimpulan
$\Delta(m1-p)$	$\Delta(m1-p)^2$	95(1.20)	tidak menolak H_0
	$\Delta(m1-p)^3$	45(2.19)	
	$\Delta(m1-p)^4$	33(3.18)	
$\Delta(m2-p)$	$\Delta(m2-p)^2$	1.83(2.20)	tidak menolak H_0
	$\Delta(m2-p)^3$	1.81(2.20)	
	$\Delta(m2-p)^4$	3.65(1.21)	
$\Delta(m3-p)$	$\Delta(m3-p)^2$	1.21(1.20)	tidak menolak H_0
	$\Delta(m3-p)^3$	1.15(2.19)	
	$\Delta(m3-p)^4$	1.02(3.18)	

Catatan: Semua keputusan diambil pada $\alpha = 5\%$

Lampiran 2

Table 2.1.
Estimasi model permintaan uang
(m1, m2, m3) : ECM
1961 - 1990

	M1	M2	M3
dc	1.40 (4.24**)	.90 (1.10)	-2.13 (-1.69)
dr	.006 (1.87)	.018 (2.44**)	.036 (3.15**)
dπ	.003 (5.28**)	.005 (2.53**)	-.003 (-1.33)
dp	-1.65 (-9.20**)	-1.65 (-2.81**)	.210 (3.54**)
dx	-.25 (-4.91**)	.018 (.085)	1.09 (6.43**)
EMC	-.14 (-4.67**)	.057 (.789)	-.19 (-2.40**)
Lr	.007 (2.71**)	.013 (2.51**)	.020 (1.93)
Lπ	.003 (4.41**)	.004 (2.02**)	-.002 (-.713)
Lx	-.22 (-5.94**)	.045 (.555)	-.63 (-5.42)

** Mean significant under $\alpha = 5\%$
ECM = $Lm_i - Lp - Lc, i = 1, 2, 3$
L denotes first lag operator

Kepustakaan

1. Aghevli, B. B (1977): *"Money, Prices and the Balance of Payments: Indonesia 1968-1973,"* **The Journal of Developments Studies** vol. 13 hal 37-52.
2. Catur Sugiyanto (1991): *"Time Series Analysis of the Demand for Money in Indonesia from 1960 to 1990,"* **Directed Research Project**, Department of Economics, University of Alberta, Canada (Unpublished).
3. ——— (1991): *"Nominal vs Real Adjustment of the Demand for Money in Indonesia,* **Term paper Econ 599**, Department of Economics, University of Alberta, Canada (Unpublished).
4. Fair, R. C (1987): *"International Evidence On The Demand For Money,"* **The Review of Economics and Statistics** Vol. LXIX No. 3 (Aug. 1987), hal. 473-480.

5. Goldfeld, S. M and D. E Sichel (1987): "*Money Demand: The Effects of Inflation and Alternative Adjust-ment Mechanism,*" **The Review of Economics and Statistics** vol. LXIX No. 3 (Aug. 1987) hal. 511-515.
6. Goldfeld, S. M and D. E Sichel (1990): "*The Demand for Money,*" **Handbook of Monetary Economics** vol. I, Elsevier Science Publishers, B.V.
7. Greene, William H (1990): "**Econometric Analysis,**" Macmillan Publishing Company.
8. Gupta, K.L. and B. Moazzami (1990): "*Nominal vs real adjustment in demand for money functions,*" **Applied Economics** Vol. 22 (Jan. 1990) hal. 5-12.
9. Hwang, Hae-Shin (1985): "*Test of Adjustment Process and Linear Homogeneity in a Stock Adjustment Model of Money Demand,*" **The Review of Economics and Statistics**, LXVII Nov. No. 4.
10. Hendry, D and N. Erricsson (1991): "*Econometric Analysis of U.K. Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom,*"**The American Economic Review**, March vol. 81. No. 1. hal. 1-80.
11. Kmenta, J. (1986): **Elements of Econometrics**, second edition, Mac-Millan Publishing Company.
12. PLaidler, D.E.W. (1985): **The Demand for Money, theories, evidences, and problems**, third edition, Harper & Row, Publishers, New York.
13. Nasution, A (1983): "**Financial Institutions and Policies in Indonesia,**" Institute of Southeast Asian Studies, ISEAS.
14. Rose, A. K (1985): "*An Alternative Approach to the American Demand for Money,*" **The Journal of Money, Credit and Banking**, Vol. 17, No. 4.
15. White, K J, S.D. Wong, D. Whistler, S.A. Haun (1990): **Shazam User's Reference Manual**, version 6.2, McGraw-Hill Book Company.