

ANALISIS MODEL MONETER HARGA FLEKSIBEL DALAM PENENTUAN NILAI TUKAR RUPIAH

Endri

Sekolah Tinggi Ilmu Ekonomi (STIE) Perbanas, Jakarta

E-mail: endrijkt@yahoo.com

ABSTRACT

There are a wide variety of monetary models of exchange rate determination, all of which are outgrowth and extension of the basic flexible-price version pioneered by Frenkel (1978) and Bilson (1978). The research aims to know and prove by empirical means the flexible price monetary model is relevant and advantageous to explain the fluctuation of exchange rate rupiah. The methodology involves testing first two assumption of the monetary model, namely, the price arbitrage (unified goods market) and the existence of a stable money demand function. Having these assumption held, the estimation of fluctuation in exchange rate in 1997-2005 was estimated using the flexible price monetary model developed for this purpose. Estimation of fluctuation in exchange rate suggest that the actual behavior of exchange rate in the period 1997 – 2005 is highly consistent with prediction of the flexible price monetary model. Fluctuation in exchange rate of Indonesia was largely explained by such variables as domestic money demand, domestic income and expected inflation, consistent with hypothesis of the flexible price monetary model.

Keywords: *the flexible price monetary model, exchange rate, expected inflation*

PENDAHULUAN

Di dalam literatur keuangan internasional terdapat beberapa pendekatan untuk menganalisa perubahan dalam penyesuaian eksternal perekonomian suatu negara (dalam bentuk neraca pembayaran atau nilai tukar). Diantaranya adalah pendekatan elastisitas (*the elasticity approach*), pendekatan penyerapan (*the absorption approach*), teori multiplier perdagangan luar negeri (*the foreign trade multiplier theory*), dan pendekatan moneter (*the monetary approach*). Secara keseluruhan, selain pendekatan moneter, pendekatan-pendekatan lainnya hanya memfokuskan analisis pada transaksi berjalan (*current account*) sementara pendekatan

moneter dapat digunakan juga untuk menganalisis pergerakan nilai tukar (kurs).

Salah satu persoalan eksternal perekonomian Indonesia adalah ketidakstabilan nilai tukar. Karena nilai tukar dapat didefinisikan sebagai harga mata uang asing yang dinyatakan kedalam mata uang domestik, maka definisi nilai tukar mengacu pada harga relatif, yang seharusnya ditentukan oleh kekuatan permintaan dan penawaran relatif. Selanjutnya karena harga relatif melibatkan dua mata uang asing, maka nilai tukar seharusnya berhubungan dengan permintaan dan penawaran dari kedua jenis mata uang ini. Oleh karena itu, persoalan pergerakan nilai

tukar dapat dianggap sebagai persoalan moneter.

Sejak Pemerintah memberlakukan rezim nilai tukar mengambang, penggunaan instrumen kebijakan moneter semakin intensif dilakukan untuk mengendalikan nilai tukar rupiah.

Persoalan penting untuk kasus Indonesia adalah, apakah pendekatan moneter terhadap penyesuaian eksternal lebih dibenarkan, dan lebih tepat digunakan dari pada pendekatan lainnya?. Pengalaman aktual Indonesia menunjukkan bahwa pendekatan moneter lebih tepat digunakan. Oleh karena itu, studi ini mencoba menemukan suatu arti empiris untuk menjawab pertanyaan berikut: a) Apakah penggunaan pendekatan moneter suatu teori yang sangat kuat untuk menjelaskan perubahan dalam penyesuaian eksternal Indonesia?, b) Apakah pendekatan moneter relevan dan bermanfaat dalam kasus Indonesia?, c) Apakah cukup alasan kebijakan moneter diadopsi secara bersamaan untuk memecahkan masalah-masalah penyesuaian eksternal Indonesia.

KERANGKA TEORI DAN MODEL ANALISIS

Asumsi-Asumsi Model Moneter

Kerangka yang mendasari pendekatan moneter terhadap nilai tukar dikembangkan di bawah asumsi negara kecil (*small countries*) yang dikemukakan lebih dahulu oleh Mundell (1971), Johnson (1958, 1972, 1973), Frenkel (1976), dan Dornbusch (1973, 1976). Terdapat tambahan dua asumsi yang mendasari atau kerap disebut sebagai asumsi kembar (*twin assumption*), yakni:

a. Fungsi permintaan uang stabil, baik di dalam negeri ataupun di luar negeri. Per-

mintaan uang ini diasumsikan tergantung pada pendapatan riil, harga dan suku bunga. Fungsi permintaan uang dapat ditunjukkan dengan persamaan berikut:

$$\ln m_t = \lambda \alpha_0 + \lambda \alpha_1 \ln y_t - \lambda \alpha_2 \ln r_t - \lambda \alpha_3 \Pi^e + (1-\lambda) \ln m_{t-1} \quad \dots(1)$$

dengan keterangan:

m_t = permintaan uang riil tahun t

y_t = pendapatan riil

Π^e = expected inflation rate

r_t = Tingkat bunga riil simpanan (*real interest rate on deposit*)

$\lambda \alpha_0$, $\lambda \alpha_1$, $\lambda \alpha_2$, $\lambda \alpha_3$ adalah elastisitas jangka pendek, dan $(1-\lambda)$ adalah koefisien penyesuaian. Elastisitas jangka panjang didefinisikan sebagai elastisitas jangka pendek dibagi dengan $(1-\lambda)$

b. Berlakunya *Purchasing Power Parity* (PPP) baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Asumsi ini dapat diuji dengan mengestimasi hubungan antara tingkat inflasi Indonesia dengan tingkat inflasi *partner* dagang.

$$\Pi_{ind} = \beta_0 + \beta_1 \Pi_w + u_1 \quad \dots(2)$$

dengan keterangan:

Π_{ind} = Tingkat inflasi Indonesia

Π_w = Tingkat inflasi *partner* dagang utama (w = lima negara)

u = *random disturbance*

Model Moneter Harga Fleksibel (Flexible price)

Model ini mencoba menjelaskan bagaimana perubahan dalam penawaran dan permintaan uang baik secara langsung maupun tidak

langsung mempengaruhi nilai tukar. Dalam pendekatan moneter, asumsi mencakup penggantian kapital sempurna (*perfect capital substitutability*, UIP) dan juga *purchasing power parity*. Secara aktual, model harga fleksibel dapat diturunkan dari suatu model yang secara eksplisit dapat berbeda dari PPP. Beberapa studi empiris yang menggunakan model moneter telah mencatat bahwa terjadi perbedaan PPP dan telah membuktikan bahwa kondisi keseimbangan pasar uang adalah lebih relevan untuk menentukan nilai tukar dari pada menentukan tingkat harga nasional. Sesungguhnya dalam jangka pendek, kegagalan PPP telah diobservasi secara empiris, tetapi asumsi tersebut dapat bermanfaat dalam konteks khusus, misalnya dalam hiper-inflasi.

Model moneter harga fleksibel dimulai dengan mengasumsikan dua-negara yaitu dalam negeri dan luar negeri; semua variabel ekonomi luar negeri dalam persamaan estimasi diberi tanda bintang (*). Penawaran uang dalam dua negara, m_s dan m_s^* , diasumsikan ditentukan secara eksogen dan dikontrol penuh oleh bank sentral. Permintaan uang riil ($m_d - p$ dan $m_d^* - p^*$) di dua negara diasumsikan merupakan fungsi yang stabil terhadap sejumlah variabel ekonomi yang terbatas – khususnya, tingkat pendapatan (y dan y^*) dan tingkat bunga (i dan i^*). Permintaan uang riil di masing-masing negara berhubungan positif dengan tingkat pendapatan dan berbanding terbalik dengan tingkat suku bunga. Hal ini berarti bahwa elastisitas pendapatan dan suku bunga dari permintaan uang (α dan β) adalah sama di kedua negara. Keseimbangan moneter dicapai jika permintaan dan penawaran uang sama di masing-masing negara.

Persamaan nilai tukar diturunkan dari fungsi permintaan uang, kemudian kita asumsikan fungsi permintaan uang konvensional dalam negeri sebagai berikut:

$$m = p + \alpha y - \beta r \quad \dots\dots(3)$$

dengan keterangan:

m = Ln M_s (M_s adalah penawaran uang domestik)

y = Ln y (y adalah pendapatan riil domestik)

r = Ln r (r adalah tingkat bunga nominal domestik)

p = Ln p (p adalah tingkat harga domestik)

α = elastisitas permintaan uang berkenaan dengan pendapatan

β = elastisitas permintaan uang berkenaan dengan tingkat bunga

Di samping itu, terdapat fungsi permintaan uang yang sama untuk negara lain, yakni.

$$m^* = p^* + \alpha y^* - \beta r^* \quad \dots\dots(4)$$

ketikan tanda bintang di atas merupakan variabel luar negeri dan parameter diasumsikan sama di kedua negara tersebut. Dengan mencari perbedaan dari dua persamaan tersebut, akan diperoleh suatu fungsi permintaan uang relatif, yaitu:

$$(m - m^*) = (p - p^*) + \alpha (y - y^*) + \beta (r - r^*) \quad (5)$$

Dengan asumsi paritas tingkat bunga yang tidak dilindungi (*Uncovered Interest Rate*

Parity-UIP), maka sebagai konsekuensi dari asumsi pasar satu obligasi (tingkat bunga obligasi domestik sama dengan tingkat bunga luar negeri) yang disesuaikan untuk tingkat apresiasi atau depresiasi yang diperkirakan dari mata uang domestik, yang dinyatakan dalam persamaan berikut:

$$r - r^* = \varepsilon (6e) \quad \dots\dots(6)$$

dengan keterangan $\varepsilon (6e)$ adalah *the expected depreciation of domestic currency*, yang menunjukkan bahwa perbedaan tingkat bunga nominal antara dua negara sama dengan tingkat perubahan yang diharapkan dari nilai tukar. Jika persamaan (5) dan (6) dikombinasikan, tingkat harga relatif dapat diselesaikan dengan menggunakan

$$(p - p^*) = (m - m^*) - \alpha (y - y^*) - \beta \varepsilon (6e) \quad \dots\dots(7)$$

Dengan memegang asumsi paritas daya beli (PPP) sepanjang waktu, yaitu, nilai tukar, e , ditunjukkan dalam unit mata uang domestik per-unit mata uang asing, karena harga barang amat fleksibel, maka segera menyesuaikan untuk menyamakan harga relatif barang domestik (p) dengan luar negeri (p^*). Selanjutnya dari PPP dan bentuk model harga fleksibel,

$$e = p - p^* \quad \dots\dots(8)$$

ketika e adalah $\ln e$ (e adalah nilai tukar nominal, *spot*), didefinisikan sebagai harga mata uang luar negeri berkaitan dengan mata uang domestik. Sebagai konsekuensi dari persamaan (8), depresiasi yang diperkirakan dari mata uang domestik adalah sama dengan perbedaan *the expected inflation*, maka:

$$E(6e) = E(6p) - E(6p^*) \quad \dots\dots(9)$$

Jika persamaan (1) sampai dengan persamaan (9) dikombinasikan untuk memperoleh persamaan determinasi nilai tukar, persamaannya menjadi

$$e = (m - m^*) - \alpha (y - y^*) + \beta (E6p - E6p^*) \quad \dots\dots(10)$$

Persamaan (10) menyatakan bahwa nilai tukar, sebagai harga relatif mata uang, ditentukan oleh perbedaan antara penawaran uang domestik dengan asing, selisih pendapatan riil antara domestik dengan asing dan ekspektasi depresiasi.

Jika pertumbuhan pendapatan diasumsikan sebagai eksogen (untuk penyederhanaan disamakan dengan nol maka $y - y^* = y - y^*$) seperti biasanya merupakan kasus dalam model *moneterist*, dengan ketentuan variabel bertanda garis di atas menunjukkan variabel dalam jangka panjang. Kemudian, tingkat inflasi yang diperkirakan secara rasional adalah sama dengan tingkat pertumbuhan moneter yang diperkirakan. Tingkat perubahan nilai tukar yang diperkirakan ($\varepsilon 6p - \varepsilon 6p^*$) yang diwakili oleh perbedaan inflasi $\Pi - \Pi^*$, sehingga selanjutnya diperoleh model moneter harga fleksibel dalam penentuan nilai tukar:

$$e = (m - m^*) - \alpha (y - y^*) + \beta (\Pi - \Pi^*) + u \quad \dots\dots(11)$$

Persamaan (11) menyatakan bahwa nilai tukar dipengaruhi oleh selisih penawaran uang domestik dan asing, selisih pendapatan riil domestik dan asing dan selisih tingkat inflasi domestik dan asing. Sebagai contoh, misalnya suatu kenaikan dalam penawaran

uang domestik menyebabkan kenaikan dalam tingkat harga dalam negeri, via asumsi PPP, dan selanjutnya menyebabkan mata uang domestik mengalami depresiasi. Spesifikasi alternatif untuk persamaan (11) diberikan oleh Mussa (1976,1982), Barro (1978), Frenkel (1976) dan Bilson(1978).

Model moneter harga fleksibel (persamaan 11), dampak perubahan masing-masing variabel yang mempengaruhi nilai tukar dapat dijelaskan sebagai berikut: *Pertama*, model ini memprediksi bahwa kenaikan suplai uang domestik menyebabkan kenaikan harga domestik secara proporsional, dan oleh karena itu lewat PPP akan mendorong terjadinya depresiasi mata uang domestik. Koefisien untuk $(m - m^*)$ diharapkan sama dengan satu. *Kedua*, hubungan antara nilai tukar dengan pendapatan riil relatif adalah negatif. Alasannya, kenaikan pendapatan riil domestik menyebabkan kelebihan permintaan akan keseimbangan uang yang, tanpa perubahan suplai uang, hanya dapat dipenuhi dengan penurunan harga-harga domestik. Lewat PPP, penurunan harga akan menyebabkan apresiasi mata uang domestik. *Ketiga*, model ini memprediksikan bahwa semakin tinggi perbedaan suku bunga akan menyebabkan menurunnya permintaan akan uang domestik, yang pada gilirannya menyebabkan terjadinya depresiasi mata uang domestik. Karena itu, koefisien perbedaan suku bunga bertanda positif.

METODE ANALISIS

Metode Estimasi dan Teknik Pengujian Stasioneritas Data

Teknik analisis yang digunakan dalam penelitian ini adalah teknik analisis kuantitatif dengan model regresi linear biasa (OLS).

Jika data-datanya memungkinkan teknik ini dapat diterapkan. Teknik analisis dengan OLS hanya dapat dipakai jika datanya stasioner, baik variabel *dependent* maupun *independent*-nya. Untuk mengetahui stasioneritas data, digunakan uji Augmented Dickey-Fuller (ADF) dan Phillips-Perron *unit root test*. Jika hasil uji menolak hipotesis adanya *unit root* yang berarti bahwa data adalah stasioner, estimasi akan dilakukan dengan menggunakan regresi linear biasa (OLS). Residu dari hasil estimasi ini akan dilakukan uji stasioneritasnya. Jika residu adalah stasioner, berarti di antara variabel-variabel terjadi kointegrasi, sehingga estimasi akan dilakukan dengan menggunakan teknik kointegrasi. Jika hasil uji *unit root* terhadap level dari variabel-variabel menerima hipotesis adanya *unit root* berarti datanya adalah tidak stasioner atau data yang termasuk *random walk*. Jika estimasi dengan menggunakan teknik OLS dipaksakan, dapat terjadi regresi yang palsu (*spurious regression*).

Pengujian Signifikansi

Setelah diperoleh parameter estimasi dilakukan pengujian terhadap model yang bersangkutan. Pengujian signifikansi meliputi uji-t, uji-F dan Uji kebaikan-suai (*goodness of fit*) dengan Koefisien Determinasi (R^2)

Pengujian Pelanggaran Asumsi

Linearitas : Uji Ramsey (*Ramsey Reset Test*)

Normalitas : Uji Jarque-Bera (*J-B test*)

Otokorelasi : Uji Lagrange Multiplier (*L-M test*)

Heteroskedastisitas : Uji ARCH (*ARCH test*)

Multikolinearitas: Korelasi Parsial (*examination of partial regression*)

HASIL DAN PEMBAHASAN

1. Estimasi Persamaan Tingkat Inflasi

Estimasi regresi terhadap tingkat inflasi Indonesia dengan tingkat inflasi *partner* dagang Indonesia yaitu; USA, Inggris, Belanda, Singapura dan Jepang, *menggunakan data triwulan dari tahun 1997-2005*, ditampilkan dalam Tabel 1. Hasil estimasi tingkat inflasi Indonesia dengan tingkat inflasi *partner* dagang menunjukkan bahwa tingkat inflasi Indonesia mempunyai pengaruh positif terhadap tingkat inflasi USA, Singapura dan Belanda dengan koefisien

masing-masingnya adalah 0,6901, 0,4709, dan 0,9050. Artinya ketiga koefisien tersebut nilainya mendekati satu sesuai dengan hipotesis pendekatan moneter, tetapi dari ketiga negara tersebut hanya tingkat inflasi di Belanda yang mempunyai pengaruh signifikan dengan tingkat keyakinan 95% dan koefisien determinasi masing-masingnya adalah 0,323 untuk USA, 0,24 untuk Belanda dan 0,301 untuk Singapura. Sementara estimasi tingkat inflasi dua negara yaitu Inggris dan Jepang menunjukkan hasil bahwa tingkat inflasi di Indonesia mempunyai pengaruh negatif dengan tingkat inflasi di Inggris dan di Jepang dengan koefisien masing-masing adalah -0,1547 dan -0,2112. Tingkat inflasi di Jepang mempunyai pengaruh signifikan dengan koefisien determinasi sebesar 0,638,

Tabel. 1. Estimasi Regresi Tingkat Inflasi Indonesia dengan Tingkat Inflasi Partner Dagang, Periode 1997:4 – 2005:3

Estimasi Parameter	NEGARA				
	Usa	Inggris	Belanda	Jepang	Singapura
Konstanta	1,6000 (3,3029)	2,2222 (7,8321)	1,4784 (6,886)	2,1145 (20,6854)	1,7037 (4,2189)
Tingkat Inflasi (II)	0,6091 (0,8844)	-0,1547 (-0,8209)	0,9050 (2,4679)**	-0,2112 (-1,9335)**	0,4709 (0,7730)
R ²	0,323	0,358	0,244	0,638	0,301
F	1,7284	6,868	2,820	11,9767	76,4303
Uji Diagnosis					
1) Serial Korelasi					
- DW	1,9830	2,1422	1,8903	2,2594	2,0400
- LM - X ² (4)	2,1031	7,0045	8,0901	11,2905	7,2374
- F (4)	0,3740	1,7470	2,0245	3,1037	1,5293
2) Normalitas					
JB test = X ² (4)	5,2166	8,6060	5,8725	1,2312	2,333
3) Heteroskedastisitas					
ARCH - LM X ² (4)	0,9260	0,4892	0,4304	0,9351	4,5013
- F (4)	0,2030	0,1072	0,0938	0,2067	1,1056
4) Linearitas					
Ramsey -R F (2)	21,2338	4,0562	2,0583	8,0894	22,8559

Catatan:

a. Angka dalam kurung di bawah koefisien regresi menunjukkan nilai statistik

b. * signifikan dalam tingkat keyakinan 99 persen

** signifikan dalam tingkat keyakinan 95 persen

*** signifikan dalam tingkat keyakinan 90 persen

c. Tabel Statistik untuk uji-diagnostik

$\alpha = 0,05$ $\chi^2(4) = 9,488$

$\alpha = 0,025$ $\chi^2(4) = 11,143$

sementara Inggris tidak signifikan dengan koefisien determinasi sebesar 0,358. Dari nilai koefisien regresi masing-masing Negara tersebut dapat disimpulkan, bahwa berdasarkan atas asumsi fleksibilitas harga dan satu pasar barang menunjukkan bahwa koefisien inflasi masing-masing negara nilainya mendekati satu (*close to one*). Oleh karena itu, asumsi eksistensi *arbitrase* dalam pasar barang terpenuhi. Pengujian terhadap asumsi linear klasik yang meliputi linearitas, normalitas, serial korelasi dan heteroskedastisitas terhadap kelima persamaan tingkat inflasi menunjukkan bahwa semua asumsi tersebut terpenuhi.

Dari hasil estimasi terhadap tingkat inflasi di Indonesia terhadap tingkat inflasi di lima *partner* dagang utama Indonesia, dapat disimpulkan bahwa ada pengaruh yang signifikan antara tingkat inflasi di Indonesia dengan tingkat inflasi *partner* dagang. Artinya, kondisi ini sesuai dengan asumsi pendekatan moneter tentang pergerakan harga. Hasil empiris dari estimasi data kuartalan menunjukkan bahwa tingkat harga di Indonesia adalah sebagai suatu *proxi* untuk tingkat harga *partner* dagang terutama di USA, Belanda dan Singapura

2. Estimasi Permintaan Uang Indonesia

Hasil Estimasi permintaan uang dengan menggunakan definisi uang dalam arti sempit (M_1 , *narrow money*) dan uang dalam arti luas (M_2 , *broad money*) dirangkum dalam tabel.

2 menggunakan data triwulan dari tahun 1997-2005.

Estimasi permintaan uang untuk M_1 , menunjukkan bahwa permintaan uang dipengaruhi secara positif dan signifikan oleh pendapatan riil dengan elasticitas pendapatan sebesar 0,3795 untuk *short-run* dan 0,3938 untuk *long-run* (Tabel. 3). Permintaan uang juga dipengaruhi secara signifikan dan negatif oleh tingkat bunga dengan elasticitas sebesar $-0,0021$ untuk *short-run* dan $-0,0022$ untuk *long-run*. Sementara tingkat inflasi tidak mempengaruhi permintaan uang secara signifikan dan bertanda negatif dengan koefisiennya adalah $-0,0046$ untuk *short-run* dan $-0,0048$ untuk *long-run*.

Estimasi permintaan uang untuk M_2 , memberikan hasil yang hampir sama dengan permintaan uang untuk M_1 , karena permintaan uang dipengaruhi secara positif dan signifikan oleh pendapatan riil dengan elasticitas pendapatan sebesar 0,7039 untuk *short-run* dan 0,9136 untuk *long-run*. Permintaan uang juga dipengaruhi secara signifikan dan negatif oleh tingkat bunga dengan elasticitas sebesar $-0,0020$ untuk *short-run* dan $-0,0026$ untuk *long-run*. Sementara tingkat inflasi tidak mempengaruhi permintaan uang secara signifikan dan bertanda negative, karena masing-masing koefisiennya adalah $-0,0010$ untuk *short-run* dan $-0,0013$ untuk *long-run*.

Tabel. 2. Estimasi Permintaan Uang di Indonesia Periode 1997:4 – 2005:3

Estimasi	Definisi	Uang
Parameter	M₁	M₂
Konstanta	-2,6099 (-2,0604)	-5,2543 (-4,5610)
Pendapatan (Y)	0,3795 (2,1240)**	0,7039 (4,3612)*
Tingkat Bunga (r)	-0,0021 (-2,2483)**	-0,0020 (-5,8495)*
Tingkat Inflasi (π)	-0,0046 (-0,9543)	-0,0010 (-0,3704)
Supply Uang Periode sebelumnya (M _{t-1})	0,9637 (11,0983)*	0,7705 (13,3676)*
R ²	0,997	0,998
R ²	00,995	0,998
F	612,0391	3037,394
Uji Diagnosis		
1) Serial Korelasi		
- DW	1,8498	2,0102
- LM X ² (4)	10,07682	3,3113
- F (4)	1,97182	0,5108
2) Normalitas		
JB = X ² (4)	0,6842	0,334
3) Heteroskedastisitas		
ARCH LM - X ² (4)	3,7270	5,6962
- F (4)	0,8702	1,4849
4) Linearitas		
Ramsey-R F (2)	1,9130	2,4715

Catatan:

b. Angka dalam kurung di bawah koefisien regresi menunjukkan nilai statistik

b. * signifikan dalam tingkat keyakinan 99 persen

** signifikan dalam tingkat keyakinan 95 persen

*** signifikan dalam tingkat keyakinan 90 persen

c. Tabel Statistik untuk uji-diagnostik

$\alpha = 0,05$ $\chi^2(4) = 9,488$

$\alpha = 0,025$ $\chi^2(4) = 11,143$

Untuk mengestimasi elastisitas pendapatan, tingkat bunga dan tingkat inflasi jangka panjang terhadap permintaan uang di Indonesia dapat dihitung dengan rumus berikut;

$$\alpha_1 = \lambda \alpha_1 / (1-\lambda),$$

$$\alpha_2 = \lambda \alpha_2 / (1-\lambda),$$

$$\alpha_3 = \lambda \alpha_3 / (1-\lambda),$$

dengan asumsi nilai koefisien masing-masing elastisitasnya mendekati satu (*close to one*). Elastisitas jangka panjang masing-masing faktor yang mempengaruhi permintaan uang di Indonesia dirangkum dalam tabel 3. Koefisien elastisitas permintaan uang jangka panjang diharapkan stabil dengan angka mendekati satu.

Tabel 3. Koefisien Long-Run Permintaan Uang

Tahun	y	r	Π
M1	0,3938	-0,0022	-0,0048
M2	0,9136	-0.0026	-0,0013

Sumber: dihitung berdasarkan tabel.2.

Dari hasil estimasi yang ditunjukkan pada tabel 2 dan tabel. 3 dapat disimpulkan bahwa berdasarkan atas asumsi bahwa fungsi permintaan uang stabil dan permintaan uang dipengaruhi oleh pendapatan riil, inflasi dan suku bunga dapat terpenuhi. Asumsi permintaan uang dipengaruhi oleh pendapatan riil, dan tingkat bunga yang berlaku untuk definisi uang dalam arti sempit (M_1) dan luas (M_2), tetapi tidak berlaku untuk tingkat inflasi. Fungsi permintaan uang yang stabil ditunjukkan oleh nilai koefisien elastisitas yang mendekati satu, **terutama untuk elastisitas pendapatan**. Hal ini menunjukkan bahwa asumsi eksistensi permintaan uang stabil terpenuhi. Dari observasi, asumsi permintaan uang adalah *homogenous of degree one in income* tidak dapat ditolak untuk hasil di regresi ini, dan hipotesis bahwa elastisitas pendapatan sama dengan satu untuk jangka panjang dapat diterima (Permintaan uang untuk M_2), Dengan jelas, estimasi ini memberikan eksistensi permintaan uang yang stabil. Permintaan uang untuk M_2 lebih stabil dari permintaan uang untuk M_1 .

3. Estimasi Model Moneter Harga Fleksibel

Sebelum melakukan estimasi terhadap koefisien regresi masing-masing variabel dalam model moneter harga fleksibel, terlebih dahulu dilakukan pengujian terhadap stasion-

eritas data dengan menggunakan pengujian akar unit **Phillips-Perron**. Hasil pengujian akar unit Phillips-Peron dirangkum dalam tabel. 4.

Tabel 4 menunjukkan beberapa variabel stasioner pada tingkat pertama dan ada yang tidak stasioner. Hal ini dapat dilihat dari nilai statistiknya dan dengan membandingkannya dengan nilai kritis MacKinnon. Dengan mengajukan hipotesis:

$$H_0: \gamma = 0 \text{ atau series tidak ada } \textit{unit root},$$

dengan tingkat keyakinan 99 persen dengan menggunakan konstanta dan *trend* hampir seluruh variabel tidak dapat menolak hipotesis $H_0: \gamma = 0$ kecuali untuk variabel EUSD, EGBP, ENLG, EJPY, (m-m*)in-usa, (m-m*)in-uk, (m-m*)in-net, (y-y*)in-uk, (r-r*)in-usa, (r-r*)in-net, dan (r-r*)in-jpn².

Dengan kata lain semua variabel kecuali yang disebutkan di atas sudah stasioner pada levelnya atau terintegrasi pada orde $I(0)$. Dengan melakukan *first-difference* terhadap variabel EUSD, EGBP, ENLG, EJPY, (m-m*)in-usa, (m-m*)in-uk, (m-m*)in-net, (y-y*)in-uk, (r-r*)in-usa, (r-r*)in-net, dan (r-r*)in-jpn pengujian *unit root* menunjukkan bahwa hipotesis $H_0: \gamma = 0$ tidak dapat ditolak atau variabel-variabel ini sudah stasioner dalam bentuk *first-difference*-nya, atau dikatakan bahwa variabel-variabel tersebut terintegrasi pada orde $I(1)$.

**Tabel 4. Hasil Uji Phillips-Perron Unit Root Test.
Periode 1997:4 – 2005 :3**

Variabel	Konstanta dan Trend	Konstanta	Tanpa Konstanta dan Trend	Orde
EUSD	-2,526660	0,511140	10,71910	I (1)
DEUSD	-4,727462 *	-4,791637 *	-1,250397	
EGBP	-2,825105	-1,594619	1,335153	I (1)
DEGBP	-5,927000 *	-6,020799 *	-5,863970 *	
ENLG	-2,593248	-1,401600	1,306276	I (1)
DENLG	-6,642941 *	-6,587614 *	-6,395673	
EJPY	-1,939674	-1,056314	1,837374	I (1)
DEJPY	-6,084141 *	-6,128408 *	-5,770271 *	
ESGD	-2,364562	-0,735344	7,26721	I (0)
DESGD	-6,145357*	-6,170215*	-3,511613*	
(m - m*)in-usa	-1,880093	-0,744282	6,476436	I (1)
D(m - m*)in-usa	-6,772631 *	-6,757179 *	-3,442802 *	
(m - m*)in-uk	-2,514577	0,035978	7,776864	I (1)
D(m - m*)in-uk	-7,885672 *	-7,990809 *	-4,054777 *	
(m - m*)in-net	-2,187773	-0,916573	9,879791	I (1)
D(m - m*)in-net	-7,471107 *	-7,313669 *	-2,757062 *	
(m - m*)in-jpn	-3,728400**	1,296604	13,73533	I (0)
D(m - m*)in-jpn	-9,326262*	-9,220318 *	-2,702399 *	
(m - m*)in-sing	-3,200179**	1,085379	6,091169	I (0)
D(m - m*)in-sing	-6,882241*	-6,908073*	-3,893065*	
(y - y*)in-usa	-3,866328 **	-1,007810	4,624098	I (0)
D(y - y*)in-usa	-11,01934 *	-11,15586 *	-7,960369 *	
(y - y*)in-uk	-2,876095	-0,808005	4,693189	I (1)
D(y - y*)in-uk	-9,583285 *	-9,729231 *	-7,295336 *	
(y - y*)in-net	-6,159204 *	-0,761821	6,035288	I (0)
D(y - y*)in-net	-12,96882 *	-13,19169 *	-8,074781 *	
(y - y*)in-jpn	-3,988576 **	0,526648	-4,627380 *	I (0)
D(y - y*)in-jpn	-11,73687 *	-11,11476 *	-8,021982 *	
(y - y*)in-sing	-4,743590*	-3,757651*	-0,76538	I (0)
D(y - y*)in-sing	-11,78291*	-11,46851*	-11,29607*	
(Π - Π^*)in-usa	-6,296210*	-6,123824*	-3,512768 *	I (0)
D(Π - Π^*)in-usa	-13,57423*	-13,75498*	-13,99824 *	
(Π - Π^*)in-uk	-6,540040*	-6,182097*	-4,877070*	I (0)
D(Π - Π^*)in-uk	-16,76461*	-17,05380*	-17,32360*	
(Π - Π^*)in-net	-7,410629*	-7,468040*	-3,219798*	I (0)
D(Π - Π^*)in-net	-14,39956*	-14,72188*	-14,90012*	
(Π - Π^*)in-jpn	-7,526451*	-7,509991*	-3,561060*	I (0)
D(Π - Π^*)in-jpn	-17,68401*	-17,82187*	-18,06797*	
(Π - Π^*)in-sing	-6,566452*	-6,614717*	-3,042224	I (0)
D(Π - Π^*)in-sing	-13,32742*	-13,13934*	-13,52459*	

Ket: D menunjukkan *first-differene*

* signifikan dalam tingkat keyakinan 99 persen

** signifikan dalam tingkat keyakinan 95 persen

Sementara itu, variabel-variabel lainnya sudah stasioner pada tingkat level atau variabel-variabel tersebut terintegrasi pada orde I(0).

Berdasarkan hasil uji *unit root* tersebut di atas, maka penggunaan metode kointegrasi untuk mengestimasi keseimbangan nilai tukar rupiah tidak dapat dilakukan. Hal ini disebabkan tidak semua variabel yang dimasukkan dalam model tidak stasioner. Oleh karena itu untuk mengestimasi model moneter dilakukan dengan menggunakan metode regresi OLS (*ordinary least square*).

Hasil estimasi nilai tukar rupiah (Rp) terhadap lima mata uang *partner* dagang yaitu Dollar Amerika Serikat (USD), Poundsterling Inggris (GBP), Guilder Belanda (NLG), Yen Jepang (Yen) dan Dollar Singapura (SGD) dengan menggunakan model moneter versi harga fleksibel dirangkum dalam Tabel 5. Estimasi Fluktuasi nilai tukar rupiah terhadap lima mata uang negara *partner* dagang utama Indonesia secara kuat dan signifikan dipengaruhi oleh perbedaan

penawaran uang dan perbedaan pendapatan riil kedua negara. Nilai koefisien perbedaan suplai uang mendekati satu menunjukkan hasil yang sesuai dengan hipotesis model moneter dan semuanya signifikan pada tingkat keyakinan 99%. Nilai koefisien perbedaan pendapatan riil yang diharapkan negatif menunjukkan hasil yang sesuai dengan hipotesis versi harga fleksibel, kecuali untuk Amerika Serikat dengan tanda positif. Sementara perbedaan tingkat inflasi mempengaruhi nilai tukar secara signifikan hanya berlaku untuk negara Belanda dan Singapura dengan koefisien yang bertanda positif yang sesuai dengan hipotesis model harga fleksibel, USA juga mempunyai koefisien positif tetapi tidak signifikan. Perbedaan inflasi untuk Jepang dan Inggris mempunyai tanda negatif dan tidak signifikan.

Estimasi nilai tukar rupiah terhadap dollar, menunjukkan bahwa fluktuasi nilai tukar dipengaruhi secara positif oleh perbedaan suplai uang dengan koefisien $\beta_1 = 0,1835$ dengan tingkat keyakinan 99%, arti-

Tabel 5. Korelasi parsial untuk Mendeteksi Multikolinearitas untuk Model Moneter Versi Harga Fleksibel Periode Waktu 1997:4 – 2005:3

$$e = \beta_1 + \beta_2 (m - m^*) - \beta_3 (y - y^*) + \beta_4 (\Pi - \Pi^*) + v'$$

Koefisien Determinasi	Persamaan Nilai Tukar				
	USA	Inggris	Belanda	Jepang	Singapur
$R^2(m-m^*)(y-y^*)$	0,012	0,008	0,015	0,020	0,001
$R^2(m-m^*)(\Pi - \Pi^*)$	0,015	0,087	0,016	0,003	0,002
$R^2(y-y^*)(\Pi - \Pi^*)$	0,025	0,085	0,021	0,002	0,015
R^2	0,994	0,806	0,935	0,955	0,995
KESIMPULAN*	Tidak ditemukan Multikolineritas	Tidak ditemukan multikolineritas	Tidak ditemukan multikolineritas	Tidak ditemukan Multikolineritas	Tidak ditemukan Multikolineritas

* *Rule of Thumb*: Jika $R^2 > R^2$ parsial maka dalam model empiris tidak ditemukan adanya multikolinearitas

nya jika perbedaan suplai uang meningkat sebesar 10% dari tahun sebelumnya, maka rupiah mengalami depresiasi terhadap dollar USA sebesar 18,35% dari tahun sebelumnya. dan dipengaruhi positif oleh perbedaan pendapatan riil dengan koefisien $\beta_2 = 0,1340$ dengan tingkat keyakinan 99%, artinya jika perbedaan pendapatan riil meningkat sebesar 10% dari tahun sebelumnya, maka rupiah mengalami depresiasi terhadap dollar USA sebesar 13,40% dari tahun sebelumnya. Sementara koefisien perbedaan inflasi (*inflation differential*) tidak signifikan tetapi koefisiennya bertanda positif. Ketiga variabel (perbedaan suplai uang, perbedaan pendapatan riil dan perbedaan tingkat inflasi) secara bersama-sama mampu menjelaskan fluktuasi nilai tukar sebesar 99,4%, sementara 0,6% dijelaskan oleh faktor lain di luar model. Dugaan terjadinya multikolinearitas dengan tingginya nilai R^2 dan adanya satu variabel yang tidak signifikan, dengan menggunakan deteksi korelasi parsial menunjukkan tidak ditemukan adanya multikolinearitas, dapat dilihat pada Tabel 6.

Sementara pengujian diagnostik terhadap asumsi linear klasik yang lain, yaitu, linearitas, normalitas, serial korelasi dan homoskedastisitas terhadap persamaan estimasi, menunjukkan bahwa semua asumsi linear klasik tersebut terpenuhi. Berarti, estimasi terhadap model moneter harga fleksibel untuk nilai tukar dollar USA merupakan estimasi yang valid. Kesimpulan dari hasil empiris di atas menunjukkan, bahwa hipotesis model moneter versi harga fleksibel untuk estimasi nilai tukar rupiah terhadap dolar USA yang dipengaruhi oleh perbedaan suplai uang, perbedaan pendapatan riil dan perbedaan inflasi terpenuhi.

Estimasi fluktuasi nilai tukar rupiah terhadap *Great Britain Poundstering* (GBP) menunjukkan bahwa nilai tukar dipengaruhi secara signifikan dan tanda koefisien sesuai dengan hipotesis versi harga fleksibel oleh perbedaan suplai uang dan perbedaan pendapatan riil, sementara nilai koefisien perbedaan inflasi tidak signifikan dan bertanda negatif, berarti tidak memenuhi hipotesis versi harga fleksibel. Untuk pengujian diagnostik menunjukkan bahwa semua asumsi linier klasik terpenuhi.

Estimasi fluktuasi nilai tukar rupiah terhadap *Nederland Guilder* (NLG) menunjukkan bahwa nilai tukar dipengaruhi secara signifikan dan tanda koefisien sesuai dengan hipotesis model moneter versi harga fleksibel oleh perbedaan suplai uang dan perbedaan inflasi, sementara perbedaan pendapatan tidak signifikan dan tanda koefisien sesuai dengan hipotesis model moneter versi harga fleksibel. Untuk pengujian diagnostik menunjukkan bahwa semua asumsi linear klasik terpenuhi.

Estimasi fluktuasi nilai tukar rupiah terhadap *yen* Jepang menunjukkan bahwa nilai tukar dipengaruhi secara signifikan dan tanda koefisien sesuai dengan hipotesis model moneter oleh perbedaan suplai uang dan perbedaan pendapatan riil, sementara perbedaan inflasi tidak signifikan dan tanda koefisiennya negatif tidak sesuai dengan hipotesis model moneter. Untuk pengujian diagnostik menunjukkan bahwa semua asumsi linear klasik terpenuhi.

Estimasi fluktuasi nilai tukar rupiah terhadap *Dolar Singapura* (SGD) menunjukkan bahwa nilai tukar dipengaruhi secara signifikan dan tanda koefisien sesuai dengan hipotesis versi harga fleksibel oleh perbedaan suplai uang, perbedaan pendapatan riil, dan

Tabel. 6. Estimasi Nilai Tukar Indonesia dengan *Flexible Price Version*

$$e = \beta_0 + \beta_1 (m - m^*) - \beta_2 (y - y^*) + \beta_3 (\Pi - \Pi^*) + v$$

Estimasi Parameter	Negara				
	USA	Inggris	Belanda	jepang	Singapura
Konstanta	6,6611 (79,4294)	9,0025 (8,0654)	5,9300 (5,2434)	4,4230 (7,4667)	9,1222 (3,2483)
(m - m*)	0,1835 (11,5048)*	0,3916 (3,5792)*	0,3713 (4,4790)*	0,4774 (6,3520)*	0,1407 (1,5015)*
(y - y*)	0,1340 (2,7016)*	-0,4758 (-1,8736)***	-0,1546 (-0,6407)	-0,2363 (-1,6643)***	-0,2120 (-5,0584)*
($\Pi - \Pi^*$)	0,0008 (0,6288)	-0,0007 (-0,1579)	0,0153 (3,0121)*	-0,0016 (-0,9183)	0,0032 (2,7215)***
R ²	0,994	0,806	0,930	0,955	0,995
R ²	0,993	0,785	0,918	0,948	0,994
F	1495,675	37,428	73,357	147,579	1024,986
Uji Diagnostik					
1) Serial Korelasi					
- DW	1,6750	1,7803	1,9465	1,8843	2,1804
- LM - $\chi^2(4)$	5,0871	4,3482	3,4056	7,61189	3,9139
- F (4)	1,1332	0,9491	0,6766	1,7672	0,7789
2) Normalitas					
J-B test = $\chi^2(4)$	10,0914	3,0603	0,2999	3,7847	0,5814
3) Heteroskedastisitas					
ARCH-LM - $\chi^2(4)$	1,2033	2,3215	1,9829	2,2442	2,5982
- F(4)	0,2689	0,5355	0,4518	0,5166	0,5999
4) Linearitas					
Ramsey-R F (2)	1,3670	0,4718	5,5830	4,7709	8,1006

Catatan:

- Angka dalam kurung dibawah koefisien regresi menunjukkan nilai statistik
- * signifikan dalam tingkat keyakinan 99 persen
** signifikan dalam tingkat keyakinan 95 persen
*** signifikan dalam tingkat keyakinan 90 persen
- Tabel Statistik untuk uji-diagnostik
 $\alpha = 0,05$ $\chi^2(4) = 9,488$
 $\alpha = 0,025$ $\chi^2(4) = 1,143$

perbedaan tingkat inflasi. Untuk pengujian diagnostik menunjukkan bahwa semua asumsi liner klasik terpenuhi.

Untuk mendeteksi ada-tidaknya multikolinearitas dalam model harga *flexible* untuk kelima persamaan nilai tukar dilakukan dengan cara menggunakan korelasi parsial (*examination of partial correlation*). Hasil deteksi dapat ditunjukkan dalam tabel. 5, sesuai dengan *rule of thumb* maka dapat

diambil kesimpulan dalam model empiris tidak ditemukan adanya multikolinearitas kelima persamaan nilai tukar dalam model moneter versi harga fleksibel.

Berdasarkan hasil estimasi nilai tukar rupiah terhadap lima mata uang negara USA, Inggris, Belanda, Jepang dan Singapura ditunjukkan bahwa semua hipotesis model moneter versi harga fleksibel sebagian besar terpenuhi. Kondisi ini didukung oleh

pengujian signifikansi yang tinggi dan semua asumsi linear klasik hampir terpenuhi. Oleh karena itu, estimasi nilai tukar rupiah dengan menggunakan model moneter versi harga fleksibel merupakan model yang tepat dan valid dalam menjelaskan fluktuasi nilai tukar rupiah.

KESIMPULAN

Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis tingkah laku pergerakan nilai tukar rupiah terhadap lima mata uang negara lain, yaitu *Dollar* Amerika Serikat, *Poundsterling* Inggris, *Yen* Jepang, *Guilder* Belanda dan *Dollar* Singapura dengan menggunakan data kuartalan selama periode waktu 1997-2005. Model yang digunakan untuk menganalisis fluktuasi nilai tukar tersebut adalah Model Moneter Harga Fleksibel. Model moneter harga fleksibel diestimasi untuk menentukan seberapa besar peranan faktor-faktor fundamental mempengaruhi pergerakan nilai tukar, sehingga hasil empirisnya dapat dijadikan sebagai acuan dalam pengambilan kebijakan, khususnya kebijakan moneter. Otoritas moneter yang bertanggung jawab terhadap persoalan sektor moneter di Indonesia, telah menjadikan kebijakan moneter sebagai prioritas dalam menstabilkan nilai tukar rupiah. Oleh karena itu, kebijakan moneter merupakan kebijakan relevan dan menguntungkan terhadap nilai tukar rupiah.

Persamaan inflasi digunakan untuk mengestimasi seberapa besar pengaruh tingkat inflasi lima partner dagang utama Indonesia yaitu USA, Inggris, Jepang, Belanda dan Singapura yang diasumsikan sebagai *proxy* dari tingkat inflasi dunia dengan tingkat inflasi Indonesia. Persamaan bunga, sebagai *proxy* untuk tingkat bunga dunia, diestimasi berdasarkan tingkat bunga

Indonesia dengan tingkat bunga lima partner dagang utama Indonesia. Fungsi permintaan uang sederhana merupakan fungsi yang lebih tepat untuk negara berkembang seperti Indonesia. Permintaan uang diestimasi sebagai fungsi dari pendapatan domestik, tingkat bunga domestik dan tingkat inflasi. Ketiga persamaan diestimasi dengan menggunakan metode *ordinary least squares* (OLS).

Jika hasil estimasi dari ketiga asumsi model moneter dapat diterima secara statistik, maka estimasi terhadap nilai tukar menjadi lebih tepat. Model moneter yang digunakan untuk menganalisis nilai tukar rupiah diturunkan dari keseimbangan pasar uang, *purchasing power parity* dan *uncovered interest parity*. Persamaan nilai tukar yang merupakan model moneter versi harga fleksibel, di bawah asumsi PPP dan UIP, maka persamaan nilai tukar ditentukan oleh permintaan dan penawaran uang. Ini berarti bahwa kenaikan dalam pendapatan domestik atau tingkat bunga atau penurunan inflasi menyebabkan apresiasi nilai tukar rupiah.

Hasil estimasi persamaan inflasi dengan menggunakan data kuartalan dari periode 1997-2005 menunjukkan bahwa tingkat inflasi Indonesia adalah sebagai suatu *proxy* dari tingkat inflasi dunia. Hasil estimasi untuk persamaan tingkat bunga kurang mendukung terhadap asumsi satu pasar obligasi, karena tingkat bunga dikedalikan oleh otoritas moneter dan oleh karena itu perubahan tingkat bunga yang dikelola dilakukan secara sekali-kali. Oleh karena itu, sangat sulit untuk mendeteksi hubungan empiris yang sistematis apakah tingkat bunga secara eksogen ditentukan atau tidak. Suatu kesimpulan yang dapat ditarik adalah bahwa

tingkat bunga Indonesia yang dilaporkan adalah bukan tingkat bunga pasar.

Estimasi terhadap permintaan uang dilakukan atas definisi uang dalam arti sempit (M1) dan definisi uang dalam arti luas (M2). Hasil empiris menunjukkan bahwa permintaan uang ditentukan oleh pendapatan riil dan tingkat inflasi yang mempunyai dampak negatif atas keseimbangan memegang uang. Penemuan ini konsisten dengan studi permintaan uang lainnya untuk Indonesia, dan oleh karena itu eksistensi fungsi permintaan uang stabil di Indonesia dapat didefinisikan.

Estimasi terhadap fluktuasi nilai tukar di Indonesia memberikan hasil empiris yang dapat menjelaskan perilaku faktor-faktor fundamental yang mempengaruhi nilai tukar. Secara umum hasil empiris model moneter versi harga fleksibel memberikan kesimpulan bahwa fluktuasi nilai tukar dipengaruhi oleh tiga faktor yaitu perubahan perbedaan permintaan uang relatif, perbedaan perubahan relatif pendapatan, dan perubahan perbedaan tingkat inflasi. Dalam jangka pendek, perbedaan tingkat inflasi lebih menentukan dalam mempengaruhi fluktuasi nilai tukar, karena perbedaan tingkat inflasi mencerminkan perkiraan rasional atas dampak perubahan aktual dan yang diantisipasi dalam variabel eksogen atas nilai tukar sekarang dan yang akan datang.

DAFTAR KEPUSTAKAAN

- Bank Indonesia, *Report for the Financial Year*, Various years.
- Bank Indonesia, Monthly, various issues.
- Barro, Robert. J. (1978), A Stochastic Equilibrium Model of an Open Economy under Flexible Exchange Rates, *Quarterly Journal of Economics*, vol. XCII No. 1 (February), pp.149-164.
- Cagan, Philip (1956), *The Monetary Dynamics of Hyperinflation*, in Studies in the Quantity Theory of Money, Ed. By Milton Friedman, University of Chicago Press.
- Copeland, Laurence, S. (1955). *Exchange Rates and International Finance*. Addison-Wesley, Working England.
- Dornbusch, R. (1973), Devaluation, Money and Non-Traded Goods, *American Economics Review*, 63 (December). 871-880.
- Dornbusch, R. (1976), Expectations and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy*, vol. 84 No. 6 (December).
- Dornbusch, R. (1976), The Theory of Flexible Exchange Rate Regimes and Macroeconomics Policy, reprinted in Frenkel, J.A and Johnson H.G (1978), *The Economics of Exchange Rate: Selected Studies*, Addison-Wesley Publishing Company, Philippines.
- Edwards, Sebastian (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, Massachusetts: The MIT Press.
- Frankel, Jeffrey. A. (1984), Tests of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination. *Exchange Rate Theory and Practice*, ed. John F.O. Bilson and Richard C. Marston, London: The University of Chicago, pp. 239-360.
- Goeltom S. Miranda & Suardhini, Made (1997), Analisis Dampak Intervensi

- Bank Sentral dalam Penetapan Nilai Tukar terhadap Ekspor–Impor Indonesia, *Ekonomi dan Keuangan Indonesia*, Volume XLV Nomor 1 1997, Jakarta
- Goeltom S. Miranda & Zulverdi, D., (1998) Manajemen Nilai Tukar di Indonesia dan Permasalahannya, makalah yang disampaikan pada Seminar, *Sumbangan Pemikiran FE-UI pada Reformasi dan Pemulihan Ekonomi*, LPEM-FEUI, 3 Nopember 1998
- Indrawati. Sri Mulyani dan Ali Winoto Subandoro, (1998), Manajemen Makroekonomi Pascakrisis, makalah yang disampaikan pada seminar, *Sumbangan Pemikiran FE-UI pada Reformasi dan Pemulihan Ekonomi*, LPEM-FEUI, 3 Nopember 1998.
- International Financial Statistics Yearbook (IFS), and monthly, various issues
- Mundell, R.A., (1968), Barter Theory and the Monetary Mechanism, *Economica* (May) reprinted in Jacob A. Frenkel and Harry G. Johnson, (1976)
- Niehans, Jurg, (1984), *International Monetary Economics*, Maryland: The Johns Hopkins University Press
- Rivera, Batis F.L and Batis Luis, (1994), *International Finance and Open Economy Macroeconomics*, New York: Macmillan Publishing Company
- Swoboda, (1973), Monetary Policy under Fixed Exchange Rate, *Economica* (May), reprinted in Frenkel, J.A and Johnson 1976.