

ANALISIS PURCHASING POWER PARITY INDONESIA MENGGUNAKAN PENDEKATAN ERROR CORRECTION MODEL

Oleh: Aula Ahmad Hafidh

(Staf Pengajar Fakultas Ilmu Sosial Universitas Negeri Yogyakarta)

Abstract

This papers tests for Purchasing Power Parity (PPP) between Indonesia and its main trading partner United States (US) using Error Correction Model (ECM). We examine the mean-reverting properties of real exchange rates. The tests shows that PPP is hold underlying the theory, purchasing power relationship is shown to exist. The model is, furthermore, shown to have significant forecasting power

Keywords: Purchasing Power Parity, Error Correction Model

A. Pendahuluan

Nilai rupiah yang melemah terhadap dollar dalam bulan Agustus 2005 yang lalu menandakan fundamental ekonomi nasional masih sensitif terhadap faktor-faktor lain seperti sentimen dan pengaruh luar negeri. Secara ekonomi, nilai tukar ditentukan oleh suku bunga dan harga. Kenyataannya harga dan suku bunga juga tidak bisa independen dari pengaruh luar negeri, sehingga ada lingkaran setan dalam penentuan nilai tukar tersebut. Nilai tukar dapat dibedakan menjadi dua yaitu kurs nominal dan kurs riil. Kurs nominal merupakan harga relatif mata uang antar dua negara.

Kurs merupakan komponen integral dalam perekonomian global yang memfasilitasi interdenominational transaksi antara individu, perusahaan

dan pemerintah. Di antara teori tentang perilaku kurs, Purchasing Power Parity (PPP) merupakan teori yang paling dominan. PPP secara absolut menyatakan bahwa kurs ekuivalen terhadap rasio tingkat harga antara dua negara. Sedangkan PPP secara relatif menyatakan bahwa persentase perubahan kurs sama dengan persentase perubahan tingkat harga antara dua negara. Kurs akan seimbang untuk menyesuaikan perubahan tingkat harga antara dua negara sehingga mencapai keseimbangan daya beli (purchasing power) mata uang dalam jangka panjang. PPP merupakan teori klasik dalam ekonomi internasional. Jika dua negara mempunyai perbedaan pertumbuhan produktivitas tenaga kerja, maka secara normal akan mempunyai tingkat inflasi yang berbeda pula, dengan

demikian teori PPP tidak terpenuhi. (May, 1999) Meskipun sebagian ekonom melihat PPP sebagai fenomena jangka pendek, namun dalam jangka panjang mereka percaya PPP terpenuhi. Dalam jangka pendek kurs sangat tergantung pada kebijakan moneter, peristiwa politik dan ekspektasi masyarakat. Akan tetapi dalam jangka panjang, kurs ditentukan terutama oleh harga barang relatif antara dua negara.

Hubungan antara kurs dan tingkat harga telah diteliti pada abad ke 18 oleh mazhab Salamanca di Spanyol (Officer, 1982) tetapi baru dikenal istilah PPP oleh ekonom Swedia Gustav Cassel pada tahun 1918. Perubahan kurs selama Perang Dunia dianalisis Cassel sebagaimana ia menulis,

The general inflation which has taken place during the war has lowered this purchasing power in all countries, though in a different degree, and the rates of exchange should accordingly be expected to deviate from their old parities in proportion to the inflation of each country. At every moment the real parity is represented by this quotient between the purchasing power of the money in the one country and the other. I propose to call this parity "purchasing power parity". As long as anything like free movement of merchandise and a somewhat comprehensive trade between the two country takes place, the actual rate of exchange cannot

deviate very much from this purchasing power parity (Cassel, 1918).

Menurut hipotesis PPP absolut, apabila dua negara memproduksi barang yang dapat diperdagangkan dan diasumsikan tidak ada hambatan (*no barriers*), maka nilai kurs suatu negara dapat didefinisikan sebagai berikut

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*} \dots\dots\dots (1)$$

Di mana S_t merupakan kurs spot/nominal, P_t adalah tingkat harga agregat domestik dan P_t^* merupakan tingkat harga agregat luar negeri. Sedangkan hipotesis PPP relatif menyatakan kurs merupakan proporsi dari rasio tingkat harga

$$S_t = k \frac{P_t}{P_t^*} \dots\dots\dots (2)$$

Di mana k adalah parameter konstan. Pada umumnya, informasi tingkat harga agregat tersedia dalam bentuk harga indeks bukan harga absolut, PPP absolut lebih sulit untuk dianalisis. Hipotesis PPP lainnya menyatakan tidak adanya kausalitas baku antar variabel. Kurs akan menyesuaikan perubahan rasio harga agregat, sementara depresiasi kurs menghasilkan inflasi.

Dalam bentuk logaritma, persamaan 1 dapat ditulis menjadi $\text{Log}(S_t) = \text{log}(P_t) - \text{log}(P_t^*) \dots\dots\dots (3)$

$$s_t = p_t - p_t^* \dots\dots\dots (4)$$

Kondisi dalam persamaan 4 menunjukkan *Absolute PPP*, peningkatan

harga domestik akan mengakibatkan peningkatan kurs domestik (depresiasi). Doktrin PPP dapat diinterpretasikan dengan menggunakan model kurs. Arbitrase internasional mengakibatkan ekspor bersih menjadi sensitif terhadap pergerakan kurs. Penurunan harga barang domestik relatif terhadap barang luar negeri menyebabkan pelaku ekonomi membeli barang tersebut untuk dijual di luar negeri, begitu juga sebaliknya. Doktrin PPP juga menyebutkan negara dengan inflasi tinggi mata uangnya akan terdepresiasi, sebagai contoh, apabila tingkat inflasi tahunan di Indonesia 10%, sementara inflasi di Amerika Serikat hanya 2%, maka rupiah akan terdepresiasi secara relatif terhadap dollar AS sebesar selisih inflasi tadi yaitu 8% per tahun. Nilai tukar tersebut merupakan kondisi ekuilibrium harga barang kedua negara.

1. Indeks Harga

Naiknya indeks harga menandakan inflasi, sehingga indeks harga merupakan komponen integral untuk mengevaluasi teori PPP. Indeks Harga Konsumen (IHK) dan Indeks Harga Produsen (IHP) merupakan indeks harga yang paling umum dipakai. Karena perusahaan internasional dan barang yang dapat diperdagangkan (*tradable goods*) merupakan pemain kunci dalam pasar valuta asing, maka penggunaan IHP khususnya Indeks Harga Perdagangan Besar untuk mengevaluasi PPP layak digunakan seperti yang dilakukan oleh

Enders (1996). kebalikan dari Enders, dalam penelitian ini digunakan IHK untuk menurunkan kurs riil.

2. Kurs Riil

Kurs riil merupakan fungsi dari kurs nominal dan tingkat harga relatif antar dua negara, sementara kurs nominal mengukur nilai satu mata uang terhadap mata uang asing, tingkat harga mengukur biaya sekelompok barang (*basket of goods*). Mengalikan kurs nominal dengan rasio tingkat harga dua negara menghasilkan biaya produksi barang satu negara terhadap negara lainnya.

$$SR_t = S_t + \frac{P_t}{P_t^*} \dots\dots\dots(5)$$

Di mana SR adalah kurs riil, S adalah kurs nominal. Dalam bentuk logaritma, persamaan 5 ditulis menjadi

$$\log(SR_t) = \log(S_t) + \log(P_t) - \log(P_t^*) \dots\dots\dots(6)$$

dalam PPP, kurs nominal sama dengan selisih tingkat harga, kurs nominal dalam bentuk logaritma dapat ditulis menjadi

$$\log(S_t) = \log(P_t) - \log(P_t^*) + d \dots\dots\dots(7)$$

di mana d merupakan penyimpangan PPP jangka pendek. Oleh karena itu, penyimpangan jangka pendek tersebut sama dengan log kurs ditambah selisih harga:

$$d = \log(S_t) + \log(P_t^*) - \log(P_t) \dots\dots\dots(8)$$

jika nilai d adalah 0, maka *purchasing power parity* (PPP) antara dua negara terpenuhi.

C. Penurunan Model Dinamis

Model dinamis yang dapat diturunkan dari pendekatan PPP ini adalah Model Koreksi Kesalahan (*Error Correction Model/ECM*). ECM mampu meliputi lebih banyak variabel dalam menganalisis fenomena ekonomi jangka pendek dan jangka panjang serta mengkaji konsistensi model empirik dengan teori ekonomi. ECM mampu memecahkan permasalahan variabel data runtun waktu (*time series*) yang tidak stasioner dan adanya regresi lancung (*spurious regression*). (Gujarati, 2003)

Pendekatan ECM dapat dipakai untuk menjelaskan mengapa pelaku ekonomi menghadapi ketidakseimbangan (*disequilibrium*) yaitu perbedaan antara aktual dan ideal dari pelaku ekonomi, oleh karena itu memerlukan penyesuaian (*adjustment*). Untuk mengetahui proses penyesuaian yang optimal sehingga keseimbangan tercapai adalah dengan menaikkan biaya ketidakseimbangan (*disequilibrium cost*) dan biaya penyesuaian (*adjustment cost*) yang memungkinkan diturunkannya ECM. Kaitannya dengan fungsi biaya kuadrat tunggal, Domowitz dan Elbadawi (1987), memandang bahwa fungsi biaya kuadrat tunggal merupakan fungsi biaya yang paling cocok, khususnya untuk negara berkembang seperti Indonesia.

Secara umum, fungsi biaya kuadrat tunggal dapat ditulis sebagai berikut:(Insukindro, 1999)

$$C_t^b = b_1(ER_t - ER_t^*)^2 + b_2[(1-B)ER_t]^2 \dots (9)$$

(*disequilibrium cost*)(*adjustment cost*)

Di mana ER_t adalah kurs aktual (*actual exchange rate*), ER_t^* adalah kurs yang diharapkan (*expected exchange rate*), B adalah operasi kelambanan waktu (*backward lag operator*). Parameter b_1 dan b_2 adalah bobot kedua persamaan tersebut, komponen pertama merupakan biaya ketidakseimbangan (*disequilibrium cost*) dan komponen kedua adalah biaya penyesuaian (*adjustment cost*).

D. Spesifikasi Model

Model koreksi kesalahan dapat diturunkan dari fungsi biaya kuadrat tunggal. Model yang digunakan dalam penelitian ini berdasarkan model yang pernah digunakan oleh MacDonald dan Taylor (1992). Persamaan dasarnya adalah

$$s = p - p^* \dots\dots\dots (10)$$

$$p = m - \alpha y + \beta i \dots\dots\dots (11)$$

$$p^* = m^* - \alpha y^* + \beta i^* \dots\dots\dots (12)$$

di mana s adalah kurs nominal, p adalah tingkat harga, m adalah jumlah uang beredar, y adalah PDB nominal, α merupakan koefisien selisih PDB nominal antara Indonesia dan AS dan β merupakan koefisien selisih tingkat suku bunga antara Indonesia dan AS. Tanda * menunjukkan variabel luar negeri (AS).

Persamaan 11 dan 12 disubstitusikan ke dalam persamaan 10 menjadi

$$s = (m - \alpha y + \beta i) - (m^* - \alpha y^* + \beta i^*) \dots\dots (13)$$

$$s = m - m^* - \alpha(y - y^*) + \beta(i - i^*) \dots\dots (14)$$

dalam penelitian ini, model persamaan 14 di atas diubah notasinya menjadi

$$LER_t^* = LMIN_t - LMAS_t - \alpha(LYIN_t - LYAS_t) + \beta(LIIN_t - LIAS_t) \quad (15)$$

Bentuk model ECM yang dikembangkan oleh Domowitz dan Elbadawi (1987) untuk persamaan 15 diatas adalah sebagai berikut:

$$DLER_t^* = \alpha_1 DLMIN_t + \alpha_2 DLMAS_t + \alpha_3 DLYIN_t + \alpha_4 DLYAS_t + \alpha_5 DLIIN_t + \alpha_6 DLIAS_t + \alpha_7 BLMIN_t + \alpha_8 BLMAS_t + \alpha_9 BLYIN_t + \alpha_{10} BLYAS_t + \alpha_{11} BLIIN_t + \alpha_{12} BLIAS_t + \alpha_{13} ECT \dots\dots\dots (16)$$

$$ECT = BLMIN + BLMAS + BLYIN + BLYAS + BLIIN + BLIAS - BLER$$

Di mana D adalah perbedaan pertama (*first difference*), B operasi kelambanan waktu. Estimasi koefisien *Error Correction Term* (ECT) atau α_7 harus signifikan. Nilai koefisien α_7 terletak diantara $0 < \alpha_7 < 1$, tidak boleh negatif dan tidak boleh lebih dari satu. Jika lebih dari satu (misal 1,3), maka kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*) adalah $(1-\alpha_7)$ atau $(1-1,3)$ sama dengan $-0,3$. Hal ini tidak rasional karena berlawanan arah (mundur). ECT menggambarkan penyesuaian menuju jangka panjang, sedangkan DLMIN, DLMAS, DLYIN, DLYAS, DLIIN dan DLIAS menggambarkan variabel jangka pendek dalam persamaan.

E. Model Koefisien Regresi Jangka Panjang

Model ini dapat digunakan sebagai alat untuk estimasi variabel harapan. Besaran dan simpangan baku koefisien regresi jangka panjang dapat digunakan untuk mengamati hubungan jangka panjang antar vektor variabel ekonomi seperti yang dikehendaki dalam teori ekonomi.

Besaran dan simpangan baku koefisien regresi jangka panjang diperoleh melalui pembentukan model dinamis, dalam hal ini ECM. Misalnya bentuk ECM tersebut adalah (Insukindro,1992)

$$DY_t = a + b_1 DX_t + b_2 BX_t + b_3 B(X_t - Y_t) \dots (17)$$

diperoleh hubungan jangka panjang sebagai berikut:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t$$

koefisien regresi jangka panjang untuk intersep (α) dan variabel X_t (β) adalah

$$\alpha = a/b_3 \text{ atau } \alpha = a/\text{koefisien ECT}$$

$$\beta = (b_2 + b_3)/b_3$$

simpangan baku koefisien regresi jangka panjang untuk α dan β dapat dihitung dengan cara,

$$\text{Var}(\alpha) = \alpha V^T(b_3, a)\alpha$$

$$\alpha^T = (d\alpha/da, d\alpha/db)$$

$$\alpha^T = (1/b_3 - \alpha/b_3)$$

$$\text{Var}(\beta) = \beta V^T(b_2, b_3)\beta$$

$$\beta^T = (d\beta/db_2, d\beta/db_3)$$

$$\beta^T = (1/b_3 - (\beta-1)/b_3)$$

F. Analisis Perilaku Data

Analisis perilaku data penting dilakukan untuk mengetahui

kemungkinan adanya hubungan keseimbangan jangka panjang antar variabel ekonomi, sehingga pengujian terhadap data runtun waktu atau integrasi merupakan uji yang harus dilakukan bagi pendekatan kointegrasi. (Gujarati, 2003)

1. Uji Akar-akar Unit

Uji akar-akar unit dipandang sebagai uji stasioneritas karena pada prinsipnya uji tersebut dimaksudkan untuk mengamati apakah koefisien tertentu dari model autoregresif yang ditaksir mempunyai nilai satu atau tidak (Gujarati, 2003). Stasioneritas data runtun waktu mensyaratkan rata-rata dan varians yang konstan dan fungsi autokorelasi yang hanya tergantung pada panjangnya kelambanan waktu (Studenmund, 1997). Secara definisi, PPP menyatakan bahwa runtun kurs riil harus mengandung stasioneritas, persentase perubahan tingkat harga antar dua negara akan disesuaikan dengan apresiasi/depresiasi kurs nominal. Sebaliknya jika kurs riil tidak stasioner maka spesifikasi model yang digunakan keliru. Uji akar-akar unit dapat dilakukan dengan menaksir model autoregresif dengan metode OLS (Dickey dan Fuller, 1981)

$$DX_t = a_0 + a_1 BX_t + \sum_{i=1}^k b_i B_i DX_t \dots (18)$$

$$DX_t = c_0 + c_1 T + c_2 BX_t + \sum_{i=1}^k a_i B_i DX_t (19)$$

Di mana T adalah tren waktu.

Selanjutnya dilakukan penghitungan nilai statistik DF dan ADF. Nilai DF dan ADF dihitung untuk uji hipotesis bahwa $a_1=0$ dan $c_2=0$ ditunjukkan oleh rasio t pada koefisien BX_t pada persamaan 18 dan 19. Besarnya jumlah kelambanan (k) ditentukan oleh $k=N^{1/3}$, dimana N adalah jumlah observasi. Jika nilai koefisien regresi a_1 dan c_2 tidak signifikan pada tingkat kepercayaan DF dan ADF tertentu, maka data tersebut belum stasioner dan uji dilanjutkan menggunakan uji derajat integrasi sampai diperoleh data yang stasioner.

2. Uji Derajat Integrasi

Uji derajat integrasi merupakan perluasan dari uji akar-akar unit yang dilakukan jika pada uji akar-akar unit, data belum stasioner. Uji ini untuk mengetahui pada derajat atau order differensi ke berapa data yang diamati akan stasioner.

$$D^2X_t = e_0 + e_1 BDX_t - \sum f_i B^i D^2X_t \dots (20)$$

$$D^2X_t = g_0 + g_1 T + g_2 BDX_t - \sum h_i B^i D^2X_t \dots (21)$$

nilai statistik DF dan ADF untuk uji ini diketahui dengan melihat nilai statistik t pada koefisien regresi BDX_t pada persamaan 20 dan 21. Jika e_1 dan g_2 sama dengan 1, maka variabel X_t dikatakan stasioner pada diferensi pertama atau berintegrasi pada derajat satu I(1).

3. Uji Kointegrasi

Uji kointegrasi merupakan kelanjutan dari dua uji diatas. Untuk melakukan uji kointegrasi, variabel harus mempunyai derajat integrasi yang sama. Sebagian

Tabel 1. Uji Akar-akar Unit

Variabel	Indonesia		Amerika Serikat	
	DF	ADF	DF	ADF
LER	0,6200	-2,3225		
LMIN	0,2108	-2,5640		
LYIN	0,9870	-1,9910		
LIIN	-3,7350*	-3,5530**		
LMAS			-0,4501	-2,7091
LYAS			-0,4191	-3,1078
LIAS			-1,7956	-2,0343

Catatan:

- * signifikan pada tingkat 1%
- ** signifikan pada tingkat 5%
- *** signifikan pada tingkat 10%

besar memusatkan pada derajat integrasi 0, I(0) atau satu, I(1). Uji CRDW dan Uji DF dan ADF merupakan alat pengujian yang dipakai.

G. Analisis dan Pembahasan

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang berasal dari International Financial Statistics (IFS), Indikator Ekonomi BPS, Statistik Ekonomi dan Keuangan Indonesia (SEKI). Data terdiri dari data kuartalan dari tahun 1983:1-2004:4.

Uji akar unit yang digunakan mengikuti metode yang dikembangkan oleh Dickey dan Fuller (1981). Dengan menggunakan program Eviews, diperoleh hasil seperti dalam Tabel 1. Berdasarkan uji akar-akar unit pada Tabel 1, baik data AS maupun Indonesia belum ada yang

stasioner pada tingkat aras (level). Kecuali variabel suku bunga Indonesia (LIIN) yang sudah stasioner pada tingkat signifikansi 1%. Untuk itu perlu dilanjutkan pada uji selanjutnya yaitu uji derajat integrasi. Pada tabel 2 terlihat dengan dilakukan uji derajat integrasi, maka semua variabel penelitian baik kurs, jumlah uang beredar, dan pendapatan untuk AS maupun Indonesia sudah stasioner semua. Kedua data tersebut dikatakan stasioner pada derajat integrasi pertama (I(1)). Karena data mempunyai derajat integrasi yang sama maka dapat dilakukan uji kointegrasi untuk menentukan model dinamis yang tepat dalam model linier kurs. Hasil uji kointegrasi dengan meregresi nilai residual dari persamaan model ECM menunjukkan bahwa

Tabel 2. Uji Derajat Integrasi

Variabel	Indonesia		Amerika Serikat	
	DF	ADF	DF	ADF
LER	-4,3019*	-4,2935*		
LMIN	-6,2920*	-6,2630*		
LYIN	-3,5040**	-3,6780**		
LMAS			-5,9555*	-5,9090*
LYAS			-4,9247*	-4,9493**
LIAS			-3,5507*	-3,5615

Catatan:

- * signifikan pada tingkat 1%
- ** signifikan pada tingkat 5%
- *** signifikan pada tingkat 10%

koefisien regresi yang dihasilkan mempunyai nilai yang cukup beralasan untuk dapat diterima.

ADF	-3,6998
-----	---------

Dari tabel 3 dapat dilihat hasil uji kointegrasi yang menunjukkan nilai DF dan ADF yang signifikan pada tingkat kepercayaan 1% dan 5%, sehingga dapat disimpulkan bahwa variabel-variabel yang diestimasi tersebut berkointegrasi. Model ECM yang digunakan dapat digunakan untuk memprediksi hubungan antar variabel dalam jangka panjang.

Tabel 3. Uji Kointegrasi

CRDW	2,1731
DF	-3,7371

Estimasi Error Correction Model (ECM)

Salah satu keunggulan ECM adalah adanya variabel *Error Correction Term* (ECT) di mana hasil uji statistik terhadap variabel tersebut menunjukkan valid atau tidaknya spesifikasi model secara keseluruhan. Dari hasil estimasi pada tabel 4, tampak bahwa t-hitung koefisien regresi ECT sebesar 3,70 signifikan pada derajat kepercayaan 95% yang artinya spesifikasi model yang digunakan adalah benar dan selaras dengan hasil estimasi dengan pendekatan kointegrasi.

Model koreksi kesalahan ini merupakan perwujudan dari konsep kointegrasi seperti yang diungkapkan dalam studi yang dilakukan Engle dan Granger (1987) yang menyatakan bahwa model koreksi kesalahan hanya akan valid bila variabel-variabel yang diamati lolos dari uji kointegrasi atau residual

menggunakan *error correction model (ECM)*.

Dari data di atas, koefisien ECT tersebut positif dan berada di daerah $0 < ECT < 1$ yaitu 0,2571. Nilai koefisien determinasi R^2 menunjukkan angka yang tidak besar hanya 0,6029. Namun yang perlu diperhatikan bahwa nilai tersebut

Tabel 4. Hasil Estimasi ECM

Variabel	Koefisien	t-stat
DLMIN	0,5993	2,2000
DLMAS	1,4548	2,2656
DLYIN	3,8992	6,0951
DLYAS	-1,4871	-0,8712
DLIIN	-0,0007	-0,0077
DLIAS	0,2007	1,0921
BLMIN	-0,3639	-1,5835
BLMAS	0,8930	1,5772
BLYIN	0,1178	0,3885
BLYAS	-1,5028	-2,6869
BLIIN	-0,2159	-3,7973
BLIAS	-0,1632	-1,4970
ECT	0,2571	3,7042
$R^2 = 0,6029$ D-W Statistcs = 2,1731 F Statistik = 6,8332		

dari regresi kointegrasinya yang stasioner. Dapat disebutkan pula bahwa jika *error correction term (ECT)* pada model koreksi kesalahan signifikan maka variabel-variabel tersebut lolos dari uji kointegrasi, sehingga dari analisa data ini dapat diamati model dinamisnya dengan

diperoleh dari estimasi ECM yang pada prinsipnya menaksir hubungan antar variabel bebas pada bentuk derajat differensi pertama. Keadaan ini berakibat pada lebih kecilnya variasi data terhadap rata-ratanya, sehingga akan memperkecil koefisien determinasinya. Hal ini tidak

menjadi masalah karena yang terpenting dari model ECM adalah koefisien ECTnya (Insukindro, 1992). t hitung dari variabel DLMIN (jumlah uang beredar Indonesia), DLMAS (jumlah uang beredar AS), DLYIN (GDP nominal Indonesia), DLIAS (tingkat suku bunga AS) lebih besar dari t tabel sehingga koefisien regresi sama dengan nol ditolak. Hal ini menunjukkan variasi dari perubahan variabel DLMIN, DLMAS, DLYIN dan DLIAS memberikan pengaruh yang signifikan terhadap variasi perubahan nilai tukar rupiah.

Dalam jangka pendek variabel-variabel tersebut mempunyai pengaruh yang signifikan terhadap nilai tukar rupiah. Sedangkan variabel GDP nominal AS (DLYAS) dan variabel tingkat suku bunga Indonesia (DLIIN) dalam jangka pendek tidak mempengaruhi secara signifikan terhadap perubahan nilai tukar rupiah. Bahkan dalam koefisien variabel ditunjukkan adanya nilai yang negatif yaitu $-1,4871$ dan $-0,0007$ sehingga dengan kenaikan sebesar 1% variabel GDP nominal AS maka akan mendepresiasi rupiah sebesar 1,49%. Sedangkan kenaikan suku bunga dalam negeri sebesar 1% mengakibatkan rupiah merosot nilainya meskipun kecil yaitu 0,0007%, hal ini sesuai dengan teori bahwa suku bunga dalam negeri berhubungan negatif dengan kurs/nilai tukar.

Koefisien jangka panjang pada model ECM dihitung dengan asumsi bahwa perilaku variabel pada periode saat ini

sama dengan periode lalu atau dihitung melalui koefisien lag. Koefisien jangka panjang untuk jumlah uang beredar Indonesia adalah $-0,4152$ ($-0,3639 + 0,2572/0,2572$), jumlah uang beredar AS adalah 4,4727, GDP nominal Indonesia adalah 1,4582, GDP nominal AS adalah $-4,8441$, tingkat suku bunga Indonesia adalah 0,1604 dan koefisien regresi jangka panjang untuk tingkat suku bunga AS adalah 0,3652

Tabel 5. Koefisien Regresi Jangka Panjang

Variabel	Koefisien
LMIN	-0,4152
LMAS	4,4727
LYIN	1,4582
LYAS	-4,8441
LIIN	0,1604
LIAS	0,3652

Angka perhitungan ini menunjukkan bahwa elastisitas jangka panjang untuk variabel tersebut sesuai dengan hipotesis yang telah ditetapkan atau selaras dengan teori. Elastisitas jangka panjang untuk variabel jumlah uang beredar Indonesia bertanda negatif artinya jika terjadi peningkatan jumlah uang beredar dalam negeri sebesar 1% maka nilai tukar rupiah terhadap dollar AS akan turun atau mengalami depresiasi sebesar 0,42 persen. Sedangkan elastisitas jangka panjang jumlah uang beredar di Amerika Serikat bertanda positif, artinya jika uang beredar Amerika meningkat

sebesar 1% maka kurs rupiah akan naik sebesar 4,47 persen. Elastisitas jangka panjang untuk variabel GDP nominal Indonesia bertanda positif artinya jika ada peningkatannya sebesar 1% maka nilai tukar rupiah akan mengalami apresiasi sebesar 1,46 persen. Sedangkan elastisitas jangka panjang untuk variabel GDP nominal AS bertanda

Apabila kita lihat pada Tabel 6, model PPP dalam penelitian ini lolos uji asumsi klasik, sehingga dapat digunakan untuk prediksi dan terhindar dari regresi lancing (*spurious regression*), sedangkan pada Tabel 7 akan kita menjumpai bahwa pada variabel-variabel jumlah uang beredar, GDP nominal dan suku bunga baik Indonesia maupun AS jangka

Tabel 6 Uji Diagnosis

Uji	Nilai	Keterangan
Otokorelasi	D-W stats = 2,17	Non-otokorelasi
Heteroskedastisitas	$X^2 = 40,54$	Homoskedastisitas
Linieritas	F-hit = 5,11	Linier
Normalitas	J-B test = 48,09	Normal

negatif. Hal ini berarti bahwa apabila GDP AS meningkat 1% maka nilai tukar rupiah akan turun sebesar 4,84 persen. Elastisitas jangka panjang untuk variabel suku bunga Indonesia bertanda positif yang artinya bahwa apabila suku bunga naik 1% maka nilai tukar rupiah akan naik sebesar 0,16 persen. Sedangkan elastisitas jangka panjang untuk variabel tingkat suku bunga Amerika Serikat juga bertanda positif yang artinya bahwa apabila suku bunga naik 1% maka nilai tukar rupiah akan naik sebesar 0,65 persen. Dari hasil yang diperoleh di atas serta pembahasannya maka Purchasing Power Parity (PPP) Indonesia dengan Amerika Serikat terpenuhi.

panjang terjadi multikolinieritas karena dalam variabel tersebut mengandung unsur *backward lag operator* sehingga sangat mungkin terjadi multikolinieritas. Nilai tukar pada periode ini sangat berkaitan erat dengan nilai tukar pada periode berikutnya.

H. Kesimpulan

Dari hasil analisis yang telah dilakukan sebelumnya, bahwa apabila akan melakukan penelitian tentang Purchasing Power Parity (PPP) atau model nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika atau mata uang lainnya sebaiknya memasukkan variabel-variabel yang relevan yang mencerminkan fluktuasi dari variabel yang mempengaruhinya,

Tabel 7. Uji Multikolinieritas

Variabel	R ²	Keterangan
DLMIN	0,3449	Non-Multikolinieritas
DLMAS	0,3672	Non-Multikolinieritas
DLYIN	0,6729	Multikolinieritas
DLYAS	0,4457	Non-Multikolinieritas
DLIIN	0,3343	Non-Multikolinieritas
DLIAS	0,3547	Non-Multikolinieritas
BLMIN	0,9980	Multikolinieritas
BLMAS	0,9948	Multikolinieritas
BLYIN	0,9975	Multikolinieritas
BLYAS	0,9957	Multikolinieritas
BLIIN	0,7770	Multikolinieritas
BLIAS	0,8936	Multikolinieritas

sehingga dapat ditarik kesimpulan yang relevan secara empirik.

Dari uraian yang telah didiskusikan pada bagian atas, maka dapat ditarik beberapa kesimpulan sebagai berikut:

1. Dari hasil pengujian estimasi uji akar-akar unit, maka variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini seperti jumlah uang beredar, GDP nominal dan tingkat suku bunga baik untuk data Indonesia maupun AS belum menunjukkan stasioneritas pada tingkat aras atau level. Hal ini ditunjukkan dengan nilai DF maupun ADF yang nilainya lebih besar dari pada nilai kritisnya baik pada derajat signifikansi 1%, 5% maupun 10% sehingga perlu dilakukan uji yang

lebih lanjut yakni uji derajat integrasi,

2. Uji derajat integrasi dimaksudkan untuk mengetahui pada derajat berapa data atau variabel tersebut stasioner. Dari hasil pengujian terhadap variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini seperti jumlah uang beredar, GDP nominal dan tingkat suku bunga baik untuk data Indonesia maupun AS sudah menunjukkan stasioneritas derajat integrasi satu $I(1)$, hal ini karena nilai DF dan ADFnya lebih kecil daripada nilai kritisnya sehingga pengujian lebih lanjut yaitu uji kointegrasi dapat dilanjutkan.
3. Untuk melakukan uji kointegrasi maka harus dipenuhi syarat data atau variabelnya sudah stasioner

pada derajat integrasi yang sama. Data atau variabel yang dijadikan ukuran dalam penelitian ini sudah stasioner pada derajat yang sama maka dapat diterapkan uji kointegrasi. Hasil uji kointegrasi dengan meregresi nilai residual dari persamaan menunjukkan koefisien yang dapat diterima yang dilihat dari nilai DF dan ADF yang lebih kecil dari nilai kritisnya. Dalam jangka panjang variabel tersebut menjelaskan fluktuasi atau perilaku nilai tukar (PPP) sebagaimana dikehendaki dalam teori ekonomi. Teori Purchasing Power Parity (PPP) untuk Indonesia dalam hal ini dapat terpenuhi.

4. Elastisitas jangka panjang untuk variabel jumlah uang beredar Indonesia bertanda negatif artinya jika terjadi peningkatan jumlah uang beredar dalam negeri sebesar 1 persen maka nilai tukar rupiah terhadap dollar AS akan turun atau mengalami depresiasi sebesar 0,42 persen. Sedangkan elastisitas jangka panjang jumlah uang beredar di Amerika Serikat bertanda positif.

Artinya jika uang beredar Amerika meningkat 1 persen maka kurs rupiah akan meningkat sebesar 4,47 persen. Elastisitas jangka panjang untuk variabel GDP nominal Indonesia bertanda positif artinya jika ada peningkatannya sebesar 1 persen maka nilai tukar rupiah akan mengalami apresiasi sebesar 1,46 persen. Sedangkan elastisitas jangka panjang untuk variabel GDP nominal USA bertanda negatif. hal ini berarti bahwa apabila GDP USA meningkat 1 persen maka nilai tukar rupiah akan menurun sebesar 4,84 persen. Elastisitas jangka panjang untuk variabel tingkat suku bunga Indonesia bertanda positif yang artinya bahwa apabila suku bunga naik 1 persen maka nilai tukar rupiah akan meningkat sebesar 0,60 persen. Sedangkan elastisitas jangka panjang untuk variabel tingkat suku bunga Amerika juga bertanda positif yang artinya bahwa apabila tingkat suku bunga naik 1 persen maka nilai tukar rupiah akan meningkat sebesar 0,65 persen.

DAFTAR PUSTAKA

- Bayoumi, Tamim dan Macdonald, Ronald D, 1999, *Deviations of Exchange Rates from Purchasing Power Parity: A Story Featuring Two Monetary Unions*, Staff Papers, International Monetary Fund, Vol. 46 (Maret) No. 1, hal.89-102.
- Cassel, Gustav, 1918, *Abnormal Deviations in International Exchanges*, Economic Journal, Vol.28 (Desember), hal.413-415.

- Dickey, D.A. dan Fuller, W.A., 1981, *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root: A Panel Data Investigation*, Economics Letters, 74, hal.271-276
- Domowitz I dan L. Elbadawi, 1987, *An Error Correction Approach to Money Demand, The Case of Sudan*, Journal of Development Economic, Vol 10.
- Enders, 1996, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Son, hal.211-261
- Engel, RF dan Granger, CWJ, 1987, *Cointegration and Error Correlation Representation, Estimation and Testing*, Econometrica, Vol 11:251-276
- Frankel, J, 1984, *Test of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination*, University Chicago Press.
- Gujarati, Damodar, 2003, *Basic Econometrics*, MacGraw-Hill Book Co., Fourth Edition.
- Hendry, DF dan NR, Ericsson, 1991, *An Econometric Analysis of UK Money Demand in Monetary Trends in United States and The United Kingdom by M. Friedman and AJ. Schwartz*, American Economic Review.
- Insukindro, 1992, *Dynamic Specification of Demand for Money: A Survey of Recent Development*, Ekonomi Keuangan Indonesia, Vol. 16.
- Insukindro, 1999, *Pemilihan Model Empirik dengan Pendekatan Koreksi Kesalahan*, Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia, Vol. 14 No. 1, Yogyakarta
- MacDonald, Ronald dan Taylor, Mark P., 1992, *Exchange Rate Economics: A Surve*, Staff Papers, International Monetary Fund, Vol 40 (Maret), hal.1-53.
- Mankiw, N Gregory, 2000, *Macroeconomic*, Worth publishers, fourth edition.
- May, Roger D, 1999, *An Econometric Evaluation of Purchasing Power Parity*, Banco de la Republica, Bogota.
- Officer, Lawrence H, 1982, *Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Theory, Evidence and Relevance*, JAI Press, Greenwich, Connecticut.
- Rowland, Peter dan Oliveros C, Hugo, *Colombian Purchasing Power Parity Analysed Using a Framework of Multivariate Cointegration*, Banco de la Republica, Bogota.
- Studenmund, A.H. 1997, *Using Econometrics: A Practical Guide*. Third Edition, Addison Wesley, hal. 488.