

**PENYIMPANGAN TERHADAP DOKTRIN
PARITAS DAYA BELI SEBUAH STUDI KASUS DI INDONESIA
1978 (11) -1991 (09)*
Tien Setyawati**

ABSTRAK

Makalah ini bermaksud mengamat apakah doktrin Paritas Daya Beli masih merupakan pedoman atau acuan utama dalam menentukan nilai/kurs valuta asing di Indonesia. Pada dasarnya studi ini diilhami oleh penelitian empiris Frenkel (1981), namun demikian alat analisisnya bertumpu pada pendekatan kointegrasi dan model koreksi kesalahan.

Hasil studi menunjukkan adanya kemungkinan hubungan keseimbangan antara kurs valuta asing dengan harga dalam dan luar negeri. Pengujian terhadap doktrin Paritas Daya Beli di Indonesia memberi hasil seperti yang diharapkan dan menunjukkan adanya indikasi tentang penyimpangan terhadap doktrin terkait.

Pengantar

Dalam rangka meningkatkan laju pertumbuhan ekonomi setiap bangsa dan didorong kenyataan bahwa tidak setiap kebutuhan dapat dipenuhi dari dalam negeri sendiri, maka dilakukan kerja sama ekonomi antar negara, yang antara lain diwujudkan dalam perdagangan internasional. Perdagangan internasional atau perdagangan luar negeri menyangkut lebih dari satu macam mata uang yang harus ditukarkan dengan harga atau kurs tertentu, sehingga untuk transaksi luar negeri diperlukan devisa, yaitu uang (valuta) yang bisa diterima oleh dunia internasional.

Kurs menunjukkan berapa rupiah yang harus dibayar untuk satu satuan mata uang asing dan berapa rupiah yang akan diterima kalau seseorang menjual mata uang asing.

* Studi empirik ini merupakan ringkasan skripsi penulis dalam rangka mencapai gelar Sarjana Ekonomi jurusan Studi Pembangunan di Universitas Gadjah Mada, Yogyakarta, 1992

** Tien Setyawati, S.E., adalah wiraswasta di Surakarta dan alumni Fakultas Ekonomi Universitas Gadjah Mada Yogyakarta.

Dengan demikian tinggi rendahnya kurs sangat menentukan berapa rupiah yang akan diterima kalau seseorang menjual barang/jasa ke luar negeri (ekspor), dan berapa rupiah yang harus dibayarkan kalau akan membeli barang dari luar negeri (impor). Dengan demikian perilaku mengenai kurs devisa menarik untuk diamati, karena fluktuasinya akan berpengaruh terhadap perekonomian domestik.

Dalam kenyataannya, pemerintah suatu negara dihadapkan pada permasalahan, apakah kurs yang berlaku telah sesuai dengan yang mereka harapkan. Pada dasarnya, kurs mata uang dikatakan sesuai, apabila kurs tersebut mencerminkan adanya angka perbandingan antara nilai suatu mata uang dengan nilai mata uang negara lain, yang ditentukan oleh daya belinya masing-masing (lihat Boediono, 1983). Perbandingan ini disebut Paritas Daya Beli (*Purchasing Power Parity*). Doktrin Paritas Daya Beli inilah yang menjadi dasar untuk menentukan apakah kurs yang berlaku realistis atau tidak.

Tujuan utama penulisan ini adalah untuk meneliti apakah doktrin Paritas Daya Beli sampai sekarang masih digunakan sebagai pedoman utama dalam penentuan nilai mata uang rupiah. Apabila doktrin tersebut terbukti sudah tidak berlaku di Indonesia, maka akan diteliti lebih lanjut faktor apa, selain doktrin Paritas Daya Beli, yang menentukan tinggi rendahnya kurs di Indonesia.

Studi Kepustakaan

Definisi Doktrin Paritas Daya Beli

Doktrin Paritas Daya Beli untuk pertama kalinya dikemukakan oleh *Gustav Cassel* (1922). Pada dasarnya doktrin tersebut beranggapan bahwa pemegang uang akan menukarkan mata uang domestik dengan mata uang asing sesuai dengan daya belinya, yang tercermin pada harga barang-barang. Doktrin ini biasanya menyinggung barang-barang secara agregatif.

Doktrin Paritas Daya Beli mempunyai dua pengertian, yaitu pengertian absolut dan pengertian relatif. Doktrin Paritas Daya Beli secara absolut menyatakan bahwa kurs ke seimbangan di antara mata uang dalam negeri dan mata uang luar negeri merupakan nisbah antara harga absolut dalam negeri dan

harga absolut luar negeri. Secara umum dapat dirumuskan dalam bentuk persamaan sebagai berikut:

$$(1) \quad S_t = P_t / P^*_t$$

di mana S_t adalah tingkat kurs keseimbangan pada saat itu, P_t adalah tingkat harga dalam negeri, dan P^*_t adalah tingkat harga luar negeri. Persamaan (1) dapat diubah menjadi:

$$(2) \quad P_t = S_t \cdot P^*_t$$

Persamaan di atas dikenal sebagai Hukum Satu Harga (*Law of One Price*). Hukum tersebut menyatakan, bahwa untuk barang yang sama akan dijual dengan harga yang sama di seluruh dunia. Dengan demikian persamaan tersebut mengasumsikan tarif sama dengan nol. Namun dalam kenyataannya, tarif tidak mungkin sama dengan nol, sedangkan komposisi dari indeks harga bervariasi antar negara, serta banyak barang yang tidak diperdagangkan (*non traded goods*). Oleh karena itu, pengertian doktrin Paritas Daya Beli secara absolut dalam dunia nyata tidak dapat dipegang.

Jika faktor-faktor yang menyebabkan kegagalan doktrin Paritas Daya Beli dalam pengertian absolut tersebut konstan sepanjang waktu, maka pengertian dari doktrin Paritas Daya Beli secara relatif dapat digunakan. Doktrin Paritas Daya Beli secara relatif menyatakan, bahwa persentase perubahan kurs keseimbangan di antara mata uang dalam negeri dan mata uang luar negeri merupakan nisbah antara persentase perubahan harga dalam negeri dan persentase perubahan harga luar negeri, sehingga persentase perubahan kurs keseimbangan tersebut mencerminkan perbedaan tingkat inflasi di antara dua negara. Secara umum hal ini dapat dirumuskan sebagai:

$$(3) \quad \%DS_t = \%DP_t / \%DP^*_t$$

di mana, $\%DS_t$ adalah pertumbuhan tingkat kurs pada periode t, $\%DP_t$ adalah pertumbuhan tingkat harga dalam negeri dan $\%DP^*_t$ adalah pertumbuhan tingkat harga luar negeri pada periode ke-t:

Penggunaan doktrin Paritas Daya Beli ini mempunyai beberapa masalah. *Pertama*, menyangkut pengukuran tingkat harga yang digunakan, apakah

menggunakan indeks biaya hidup, indeks harga konsumen atau indeks harga perdagangan besar. *Kedua*, masalah yang berhubungan dengan kedudukan doktrin tersebut sebagai variabel, apakah doktrin tersebut merupakan satu-satunya variabel! atau hanya merupakan salah satu variabel penentu kurs devisa. *Ketiga*, menyangkut alternatif penggunaan dalam penelitian kurs, apakah menggunakan pengertian absolut atau pengertian relatif (lihat *Officer*, 1976, hal.3).

Masalah pertama, yaitu mengenai pemilihan indeks harga, banyak menimbulkan kontroversi (lihat *Frenkel*, 1978, hal. 3). Suatu pandangan ekstrim menyatakan, bahwa indeks harga yang tepat adalah indeks harga yang hanya memperhitungkan harga dari barang-barang yang diperdagangkan (*traded goods*) saja. Sementara pandangan ekstrim lainnya menyatakan, bahwa indeks harga yang dimaksud dalam penghitungan Paritas Daya Beli adalah indeks harga yang memperhitungkan barang-barang secara keseluruhan. Pandangan ekstrim pertama menekankan peranan dari arbitrase barang, sementara pandangan ekstrim yang kedua menekankan peranan dari 'keseimbangan aset-aset sebagai penentu tingkat kurs. Jika peranan dari tingkat kurs digunakan untuk mendukung pasar uang dengan menyamakan daya beli berbagai mata uang, maka penggunaan indeks harga yang tepat adalah indeks harga konsumen (*Consumer Price Index*). Pendukung pandangan ini menolak penggunaan indeks harga perdagangan besar (*Wholesale Price Index*).

Batas-Batas berlakunya doktrin Paritas Daya Beli.

Cassel sendiri mengakui adanya keterbatasan-keterbatasan dari doktrin Paritas Daya Beli (lihat *Officer*, 1976, hal 9-10).

1. Adanya pembatasan perdagangan, misalnya jika pembatasan terhadap impor lebih besar dari pembatasan terhadap ekspor, maka nilai tukar domestik akan lebih besar dari ketentuan dalam doktrin Paritas Daya Beli.
2. Adanya kegiatan spekulasi di pasar valuta asing akan menyebabkan nilai tukar mata uang domestik berada di bawah ketentuan dari doktrin Paritas Daya Beli.

3. Antisipasi masyarakat terhadap lebih besarnya tingkat inflasi dalam negeri terhadap tingkat inflasi luar negeri menyebabkan nilai tukar domestik berada di bawah ketentuan dari doktrin Paritas Daya Beli.
4. Adanya perubahan harga relatif dalam suatu negara merupakan indikator adanya perubahan riil perekonomian dari tahun dasar, yang menimbulkan perbedaan antara doktrin Paritas Daya Beli secara relatif dengan nilai tukar.
5. Aliran modal jangka panjang dapat menyebabkan nilai tukar menyimpang dari doktrin, misalnya adanya aliran modal bersih keluar jangka panjang akan menyebabkan nilai tukar yang terjadi berada di bawah ketentuan dari doktrin Paritas Daya Beli.
6. Pemerintah dapat ikut campur tangan dalam pasar valuta asing, misalnya dengan menentukan harga valuta asing yang lebih tinggi dari ketentuan dalam doktrin Paritas Daya Beli dengan membeli sejumlah besar mata uang asing.

Doktrin Paritas Daya Beli harus diinterpretasikan sebagai suatu 'comparative statics' yang timbul dari faktor pengganggu moneter (lihat Jones dan Kenen, 1985, hal. 1003). Faktor pengganggu riil lain yang sifatnya permanen, menimbulkan penyimpangan terhadap doktrin Paritas Daya Beli. Beberapa hal yang perlu ditekankan adalah (lihat *De Grauwe*, 1983, hal.258):

- a. Masalah dasar dari Paritas Daya Beli, yakni proporsionalitas tingkat harga dan nilai tukar hanya terjadi jika penyebab guncangan yang mengubah tingkat harga dan nilai tukar merupakan suatu guncangan moneter. Guncangan-guncangan riil lain hanya menghasilkan perubahan-perubahan yang tidak proporsional dalam nilai tukar dan tingkat harga.
- b. Doktrin Paritas Daya Beli tersebut tidak dapat terjadi di seketika, tetapi memerlukan waktu yang cukup lama. Sehingga dapat dikatakan bahwa doktrin tersebut menunjukkan hubungan keseimbangan jangka panjang antara nilai tukar dengan tingkat harga.
- c. Doktrin tersebut tidak menjelaskan, apakah nilai tukar yang mempengaruhi harga atau tingkat harga yang mempengaruhi nilai tukar.

Kritik-Kritik terhadap doktrin Paritas Daya Beli

Kritik-kritik yang muncul dapat dikategorikan dalam dua jenis, yaitu kritik terhadap doktrin Paritas Daya Beli secara absolut maupun secara relatif (lihat *Officer*. 1976, hal. 13-22). Doktrin Paritas Daya Beli secara absolut banyak mendapatkan kritik. *Pertama*, menyangkut adanya tarif dan biaya transpor, yang diduga akan menimbulkan penyimpangan kurs keseimbangan jangka pendek dari doktrin Paritas Daya Beli. *Kedua*, bahwa doktrin tersebut menitikberatkan pembahasannya pada faktor harga dalam menentukan tingkat kurs, sementara banyak variabel lain yang sebetulnya juga ikut menentukan tingkat kurs, namun tidak diperhitungkan dalam doktrin tersebut. *Ketiga*, doktrin Paritas Daya Beli memandang kurs sebagai variabel yang ditentukan, sementara harga sebagai variabel yang menentukan. Kritik terhadap penggunaan doktrin Paritas Daya Beli secara relatif juga ada, namun hanya berkisar pada sulitnya memilih tahun dasar.

Penelitian-penelitian para ahli menunjukkan, bahwa ternyata kurs keseimbangan tidaklah sama dengan doktrin Paritas Daya Beli, baik jika yang digunakan adalah indeks harga konsumen, indeks harga perdagangan besar, maupun angka deflator. Kenyataan ini mendorong para ahli untuk menyempurnakan doktrin Paritas Daya Beli. *Bison* (1978) menyempurnakan doktrin tersebut dengan memasukkan unsur tingkat bunga ke dalam model. Selain itu, *Frenkel* (1982) juga memasukkan unsur tingkat bunga sebagai 'news' dan *Ronald Mac Donald* (1990) memasukkan unsur jumlah uang beredar sebagai 'news'. Dalam penelitian ini, apabila ditemukan bahwa doktrin Paritas Daya Beli tidak berlaku, maka akan dimasukkan variabel kunci yang mempengaruhi jumlah uang beredar atau uang primer sebagai 'news'.

Penurunan beberapa Model Dinamis

Adanya anggapan bahwa dalam analisis runtun waktu, variasi variabel *gayut* pada periode yang berlaku tidak hanya ditentukan oleh variasi variabel tak *gayut* menurut periode yang sama, maka model yang paling tepat digunakan adalah model dinamis. Dengan kata lain, analisis dinamis meliputi diskripsi variabel *gayut* sebagai fungsi dari himpunan variabel tak *gayut* pada periode yang

berlaku, masa lalu serta masa depan (lihat *Insukindro*, 1992a). Sehubungan dengan hal ini, maka model dinamis yang digunakan dalam penelitian adalah ECM (*Error Correction Model*) dan IECM (*Insukindro-ECM*). Namun di sini hanya diketengahkan penurunan model dinamis IECM, karena ECM merupakan 'kasus khusus (*special case*)' dari IECM (untuk lebih jelasnya, lihat *Insukindro*, 1992). 3.

I-ECM (Insukindro-Error Correction Model)

I-ECM diturunkan dari fungsi biaya kua-drat tunggal, dengan asumsi bahwa pereko-nomian berada dalam keadaan tidak seimbang. Secara umum, para pelaku ekonomi akan menemukan bahwa sesuatu yang direncanakan tidak selalu sama dengan kenyataannya. Pe-nyimpangan ini mungkin terjadi karena adanya 'variabel syok (*shock variable*)' (lihat *Insukindro*, 1990; 1992b). Langkah pembuatan model ini adalah sebagai berikut.

1. Menspesifikasikan hubungan yang diha-rapkan antara variabel gayut dengan variabel tak gayut, dalam bentuk persamaan sebagai berikut (dalam logaritma natural):

$$(4) \quad S_t = d_0 + d_1 P_t + d_2 P_t^*$$

di mana $dQ=0, d\} = 0, d\text{f} = 0$

2. Membentuk fungsi biaya dalam model I-ECM:

$$(5) \quad C^{1*} = ii (S_t - s_7)^2 + f_2 [(1-B) (S_t - S_t^*)]^2$$

di mana.

j = bobot S_t = tingkat kurs yang diharapkan.

$S_t = 5f - U_t$ U_t = variabel syok

Komponen pertama dari fungsi biaya itu adalah fungsi biaya ketidakseimbangan, dan komponen kedua adalah fungsi biaya penyesuaian.

3. Minimisasi fungsi biaya tersebut terhadap variabel S_j , sehingga didapat:

$$f_1 (S_t - U_t - S_t^*) + f_2 [(1-B) (S_t - U_t - jS_t^*)] = 0$$

$$(f_1 + f_2)S_t = f_1 U_t + f_1 S_t^* + f_2 BS_t + f_2 U_t - f_2 BU_t + f_2 jS_t^* - f_2 jBS_t^*$$

atau,

$$(6) S_t = g_1 S_t^* + g_2 BS_t + U_t - g_2 BU_t + g_3 BS_t^*$$

$$g_1 = f_1 + f_2j / f_1 + f_2$$

$$g_2 = f_2 / f_1 + f_2$$

$$g_3 = f_2j / f_1 + f_2$$

Dengan mensubstitusikan persamaan (4) ke dalam persamaan (6), didapat:

$$7) S_t = h_0 + h_1 P_t + h_2 P_t^* + h_3 BP_t + h_4 BP_t^* + h_5 U_t + h_6 BU_t + h_7 BS_t + e_t$$

di mana,

$$h_0 = a_0 (g_1 + g_3) \quad h_4 = a_2 g_3$$

$$h_1 = a_1 g_1 \quad h_5 = 1$$

$$h_2 = a_2 g_1 \quad h_6 = -g_2$$

$$h_3 = a_1 g_3 \quad h_7 = a_2 g_3$$

e_t adalah variabel gangguan yang va-riansnya diharapkan konstan dan tidak berkorelasi.

4. Persamaan (7) tersebut diubah dalam bentuk I-ECM:

$$(8) (1-B) S_t = k_0 + k_1 (1-B)P_t + k_2 (1-B)P_t^* + k_3 BP_t + k_4 BP_t^* + k_5 (1-B)U_t + k_6 BU_t + k_7 B (P_t + P_t^* - S_t) + e_t$$

di mana,

$$k_0 = h_0 \quad k_3 = h_1 + h_3 + h_7 - 1 \quad k_6 = h_5 + h_6$$

$$k_1 = h_1 \quad k_4 = h_2 + h_4 + h_7 - 1 \quad k_7 = 1 - h_7$$

$$k_2 = h_2 \quad k_5 = 1$$

Dari persamaan (8), apabila $k_5 = k_6 = 0$, maka didapat Model Koreksi Kesalahan (ECM), yaitu :

$$(9) (1-B) S_t = h_0 + h_1 (1-B)P_t + h_2 (1-B)P_t^* + h_3 BP_t + h_4 BP_t^* + h_5 B (P_t + P_t^* - S_t) + e_t$$

Isu Statistik dari Spesifikasi Dinamis

Isu statistik model dinamis, khususnya pendekatan kointegrasi, digunakan untuk melihat kemungkinan adanya hubungan keseimbangan jangka panjang antar variabel ekonomi, seperti yang diharapkan dalam teori ekonomi. Namun sebelum membahas pendekatan ini, ada dua prasyarat yang harus dipenuhi terlebih dahulu. Pertama, uji akar-akar unit, dan kedua, uji terhadap derajat integrasi. Kedua uji tersebut dilakukan untuk mengetahui apakah data yang digunakan dalam penelitian ini stasioner atau tidak, sebab konsep stasioner merupakan anggapan yang penting dalam teori ekonometri (lihat: *Granger, 1986; Engle dan Granger, 1987; Insukindro, 1990,1992a*).

Uji Akar-Akar Unit

Uji akar-akar unit dapat dipandang se-bagai uji stasionaritas, karena pada intinya uji tersebut dimaksudkan untuk mengamati, apakah koefisien tertentu dari model oto-regresif yang ditaksir mempunyai nilai satu atau tidak (lihat *Insukindro, 1992b*).

Langkah awal yang harus dilakukan dalam pengujian ini adalah menaksir model oto-regresif dari masing-masing variabel yang akan digunakan dalam penelitian dengan OLS. Ada beberapa prosedur untuk melakukan uji akar-akar unit, namun di antaranya yang paling banyak digunakan adalah uji *Dickey-Fuller* (DF) dan uji *Augmented Dickey-Fuller* (&DF).

$$(10) \quad DY_t = a_0 + a_1 BY_t + \sum_{i=1}^k b_i B^i DY_t$$

$$(11) \quad DY_t = c_0 + c_1 T + c_2 BY_t + \sum_{i=1}^k d_i B^i DY_t$$

di mana, $DY_t = Y_t - Y_{t-1}$, $BY_t = Y_{t-1}$, $T = trend$ waktu, dan Y_j adalah variabel yang diamati pada periode t serta K , yaitu besarnya waktu kelambanan, yang dihitung dengan rumus $K = [Nr/3]$, di mana N adalah jumlah sampel.

Langkah selanjutnya adalah membandingkan nilai statistik DF dan ADF dengan DF dan ADF tabel. Nilai DF dan ADF ditunjukkan oleh nisbah t pada koefisien regresi BY_t pada persamaan (10) dan (11) (lihat Fuller, 1976; Price, 1988; Guilkey dan Schmidt, 1989).

Uji Derajat Integrasi

Bila data yang diamati pada uji akar-akar unit ternyata tidak stasioner, maka langkah selanjutnya adalah melakukan uji derajat integrasi. Uji ini dilakukan untuk mengetahui, pada derajat integrasi berapakah data yang diamati stasioner.

Uji Derajat Integrasi ini mirip dengan uji akar-akar unit. Untuk melakukan uji tersebut,

juga dilakukan penaksiran model, otoregresif dengan OLS:

$$(12) D^2Y_t = b_0 + b_1 BY_t + \epsilon_t$$

$$(13) D^2Y_t = d_0 + d_1 T + d_2 BY_t + \epsilon_t$$

di mana, $D^2Y_t = DY_t - DY_{t-1}$, $BY_t = DY_{t-1}$

Setelah nilai DF dan ADF hitung diketahui - dengan melihat nilai t -statistik pada koefisien regresi BY_t pada persamaan (12) dan (13) - maka langkah selanjutnya adalah membandingkan dengan nilai DF dan ADF tabel. Jika b_1 dan d_2 sama dengan satu, maka variabel Y_j dikatakan stasioner pada derajat satu atau $Y_t \sim I(1)$. Demikian pula sebaliknya, jika b_1 dan d_2 tidak berbeda dengan nol, maka variabel Y belum stasioner pada derajat integrasi pertama. Dalam hal ini, uji derajat integrasi perlu dilanjutkan hingga diperoleh suatu kondisi stasioner, sehingga memungkinkan suatu variabel, misalnya Y , stasioner pada derajat integrasi dua, tiga, empat dan seterusnya.

Uji Kointegrasi

Setelah prasyarat dari uji kointegrasi dilakukan, maka dapat diketahui data yang diamati tersebut stasioner pada derajat ke berapa. Hal ini perlu diketengahkan, mengingat adanya syarat dari uji kointegrasi, yaitu bahwa dalam melakukan uji kointegrasi, data yang digunakan harus berintegrasi pada derajat yang sama.

Eng/e dan Granger (1987, hal. 217-218) mengetengahkan tujuh uji statistik untuk menguji hipotesis nol tidak adanya kointegrasi (lihat juga: *Insukindro*, 1992b, hal. 7). Namun dari ketujuh uji statistik tersebut, yang paling umum dipakai adalah uji CRDW, uji DF dan uji ADF. Untuk mendapatkan CRDW-hitung, DF-hitung dan ADF-hitung, harus diyakini terlebih dahulu bahwa himpunan data yang akan digunakan dalam penelitian berintegrasi pada derajat yang sama, misalnya Y_t , X_{1t} , dan X_{2t} berderajat integrasi satu atau $I(1)$, sehingga langkah selanjutnya adalah membentuk Regresi Kointegrasi dengan OLS:

$$(14) \quad Y_t = m_0 + m_1 X_{1t} + m_2 X_{2t} + e_t$$

di mana, Y adalah variabel gayut, X_j adalah variabel tak gayut dan e adalah variabel kesa-lahan pengganggu. Dari persamaan (14) ini, disimpan residualnya. Setelah residual dari regresi kointegrasi didapatkan, maka langkah selanjutnya adalah melakukan penaksiran model otoregresi dari residual persamaan (14) dengan OLS:

$$(15) \quad DE_t = p_1 BE_t$$

$$(16) \quad DE_t = g_1 BE_t + \sum_{i=1}^k w_i B^i DE_t$$

Dari persamaan (14) dapat diperoleh nilai CRDW-hitung, yang tidak lain adalah nilai DW-hitung pada persamaan tersebut. Kernudian, bandingkan dengan CRDW tabel. Selanjutnya dari persamaan (15) dan (16) didapatkan DF-hitung

dan ADF-hitung - dilihat dari nilai t-statistik pada koefisien BE_t pada persamaan (15) dan (16) - yang kemudian nilai tersebut dibandingkan dengan DF dan ADF tabel. Nilai kritis untuk ketiga uji tersebut dapat dilihat pada *Engledan Granger* (1987), Tabel III; *Engle dan Yoo* (1987), Tabel 2.

Pendekatan Kointegrasi dan ECM

Apabila himpunan data yang akan digunakan dalam penelitian ini berintegrasi pada derajat yang sama, khususnya pada derajat integrasi satu, dan residual dari regresi kointe-grasinya stasioner, maka model dinamis yang cocok adalah Model Koreksi Kesalahan (ECM). Hal ini karena ECM konsisten dengan konsep kointegrasi atau lebih dikenal dengan *Granger Representation Theorem* (lihat *Granger*, 1986; *Engle dan Granger*, 1987, *Insukindro*, 1990, 1992a). Selanjutnya menurut *Engle-Granger* (1987), residual ini dapat mewakili variabel level dari ECM. Konsep ini dikenal dengan sebutan 'Duo Langkah dari *Engle-Granger* atau *Two-Step Engle-Granger Procedure* (lihat *Engle dan Granger*, 1987; *Price*, 1988, *Insukindro*, 1990, 1992a)

Diskripsi dan Analisis data

Deskripsi Data

Penelitian ini menggunakan data sekunder yang diperoleh dan diolah dari Statistik Keuangan Internasional (*International Finance Statistics*), pada berbagai nomor penerbitan. Sebagai dasar dalam analisis, digunakan teori ekonomi yang terkait dengan alat analisis kuantitatif, khususnya ekonometri untuk data runtun waktu bulanan dari bulan November 1978 hingga bulan September 1991.

Data yang digunakan dalam penelitian adalah Indeks Harga Konsumen Indonesia-Amerika, Laju Inflasi Indonesia-Amerika yang dihitung berdasarkan Indeks Harga Konsumen, Nilai tukar dolar Amerika terhadap rupiah, serta sebagai variabel 'syok' digunakan Selisih Jumlah Uang Inti Amerika-Indonesia.

Pendekatan Kointegrasi

Uji Akar-Akar Unit (Unit-Roots Test)

Dari hasil estimasi persamaan (10) dan (11) didapatkan nilai DF dan ADF hitung sebagai berikut:

Tabel 1.
Uji Akar-akar Unit,
1979.05 - 1991.09

	DF	ADF		DF	ADF
LS	-0,5398	-2,3854	%DLCPII/		
			%DLCPIA	-4,9279	-4,9156
LP (CPI-IND)	-1,8908	-4,2903	PKA	-6,3217	-6,3943
LP* (CPI-AS)	-2,4909	-4,1607			
LRM	-0,6476	-2,3953			

Nilai kritis DF dan ADF untuk sampel 155, pada derajat kepercayaan 5 persen adalah -2,89 dan -3,45. Dari Tabel 1 terlihat bahwa nilai mutlak DF dan ADF hitung - secara bersama-sama - untuk variabel LS, LP, LP* dan LRM lebih kecil dari nilai kritis DF dan ADF, maka variabel tersebut tidak stasioner. Oleh karena itu, untuk mengetahui kapan data tersebut stasioner, perlu dilakukan uji derajat integrasi. Variabel persentase perubahan kurs akhir (PKA) dan rnsio persentase perubahan harga (%DLCPII/%DLCPIA dan %DLWPPII/ %DLWPPIA), berintegrasi pada derajat nol atau 1(0).

UJI Derajat Integrasi

Hasil estimasi untuk uji derajat integrasi dapat dilihat pada Tabel 2.

Tabel 2.
Uji Derajat Integrasi 1979.06 -1991.09

	DF	ADF
DLS	-5,0556	-5,0356
DLP (CPI-IND)	-5,4039	-5,3913
DLP* (CPI-AS)	-3,1405	-3,4582
DLRM	-5,0211	-5,0029

Nilai mutlak DF dan ADF hitung ternyata lebih besar dari nilai kritis DF dan ADF tabel pada derajat kepercayaan 5 persen. Hal ini berarti bahwa semua data stasioner pada derajat satu atau I (1). Sehubungan dengan ini, *Engle dan Granger* (1987) menyatakan, bahwa apabila semua data yang digunakan stasioner dan derajat integrasi satu atau I (1), maka model dinamis yang tepat adalah Model Koreksi Kesalahan (ECM) (Lihat juga *Insukindro*, 1990, 1992a)

Uji Kointegrasi

Setelah diyakini bahwa semua data yang digunakan mempunyai derajat integrasi yang sama, maka dapat diestimasi persamaan regresi kointegrasi seperti persamaan (14). Hasil estimasi dengan OLS adalah sebagai berikut:

**Tabel 3. Regresi Kointegrasi
1978.11 -1991.09 Variabel Gayut: LS**

Variabel	Koefisien	St. Error	T-Stat.
CONST	8,896	0,629	14,14
LCPII	3,708	0,181	20,49
LCPIA	-4,344	0,324	-13,42
$R^2=0,956$	CRDW=0,382	$R^2=0,955$	
DF=-4,618	ADF=-4,872		

Dari Tabel 3. diketahui bahwa nilai CRDW hitung lebih besar dari nilai kritis CRDW untuk derajat kepercayaan 5 persen, sehingga dapat dikatakan bahwa variabel-variabel yang diestimasi tersebut berkointegrasi. Namun perlu dicatat di sini, bahwa penggunaan uji dengan statistik CRDW hanyalah sebagai

pedoman, sebab nilai kritis untuk statistik CRDW memiliki keterbatasan-keterbatasan sebagai akibat sedikitnya jumlah variabel yang digunakan dalam mengukur nilai kritis tersebut. Indikator uji kointegrasi yang lebih valid adalah uji residual dari regresi kointegrasi, seperti dijelaskan pada persamaan (15) dan (16). Hasil estimasi mengenai uji ini dilaporkan pada Tabel 3. Dari hasil tersebut, terlihat bahwa nilai mutlak DF dan ADF hitung lebih besar daripada nilai kritis DF dan ADF pada derajat kepercayaan 5%. Dengan demikian dapat dikatakan, bahwa variabel-variabel yang diamati berkointegrasi. Dengan kata lain, dalam jangka panjang terdapat indikasi bahwa variasi nilai tukar antara dolar Amerika terhadap rupiah mempunyai hubungan positif terhadap variasi harga dalam negeri dan ne-gatif terhadap harga luar negeri. Hasil ini tampaknya selaras dengan anggapan dan harapan yang diinginkan dalam doktrin Paritas Daya Beli. Lebih lanjut, pada label 3. terlihat pula bahwa konstanta regresi kointegrasi - secara statistik -tidak sama dengan nol. Kenyataan ini memberi indikasi"bahwa nilai tukar dolar Amerika terhadap rupiah dalam jangka pan-jang tidak hanya dipengaruhi oleh variabel harga.

Namun perlu pula dicatat, bahwa pada tahap ini belum diamati lebih lanjut, apakah hasil ini juga dapat menunjukkan bahwa doktrin Paritas Daya Beli berlaku atau tidak. Hal ini karena uji kointegrasi hanya dimaksud-kan untuk mengetahui hubungan keseimbang-an jangka panjang. Berlaku tidaknya doktrin Paritas Daya Beli akan dibahas lebih lanjut pada subbab berikut ini.

Hasil Estimasi Model Regresi Linear

Hasil estimasi dengan OLS persamaan (1) dan (3) adalah sebagai berikut:

Tabel 4.
Model Regresi Linear 1978.11 -1991.09
ABSOLUT
Variabel Gayut: LS

Variabel	Koefisien	St. Error	T-Stat.
CONST	8,896	0,629	14,14
LCPII	3,708	0,181	20,49
LCPIA	-4,344	0,324	-13,42
R ² =0,956	R ² =0,955	DW=0,382	F=1648,7

RELATIF
Variabel Gayut: %DS

Variabel	Koefisien	St. Error	T-Stat.
CONST	1,442	0,836	1,726
%DCPII/%DCPIA	-5,879D-07	9,568D-06	-0,061
$R^2=2,47D-05$	$R^2=-0,006$	DW=1,873	F=0,004

Dari hasil estimasi doktrin Paritas Daya Beli absolut, tampak bahwa nilai DW hitung, dengan derajat kepercayaan 5 persen - terdapat autokorelasi positif, namun bebas dari heteroskedastisitas. Di sisi lain, hasil estimasi doktrin Paritas Daya Beli secara relatif ter-hindari dari persoalan otokorelasi dan heteroskedastisitas pada derajat kepercayaan 5 persen.

Tabel 4. menunjukkan, bahwa hasil estimasi mengenai model Paritas Daya Beli secara absolut memberi nilai t hitung pada koefisien regresi LCPII sebesar $(3,708-1)70,181 = 14,96$ dan t-hitung variabel LCPIA sebesar $(-4,334+1)70,324 = -10,32$. Ini memberi indikasi, bahwa dengan derajat kepercayaan 5 persen, hipotesis yang menyatakan bahwa koefisien regresi LCPII sama dengan satu dan LCPIA sama dengan minus satu tidak dapat diterima. Dengan kata lain, doktrin Paritas Daya Beli secara absolut tidak dapat berlaku di Indonesia. Sementara itu, hasil estimasi doktrin secara relatif menunjukkan, bahwa variabel rasio persentase perubahan harga adalah tidak signifikan, sehingga doktrin secara relatif juga tidak berlaku di Indonesia.

Model Koreksi Kesalahan (ECM)

Teorema Representasi Granger menyatakan, bahwa ECM hanya akan valid jika variabel-variabelnya lolos dari uji kointegrasi atau residual dari regresi kointegrasinya stasioner (lihat *Engle dan Granger, 1987; Insitkindro, 1990, 1992a*). Dari label 2. dan 3. diketahui, bahwa variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini berintegrasi pada derajat satu dan berkointegrasi, oleh karena itu untuk mengamati model dinamisnya dapat digunakan model koreksi kesalahan, seperti pada persamaan 5.

Hasil estimasi seperti diketengahkan pada Tabel 5. menunjukkan bahwa - pada derajat kepercayaan 5 persen, model lolos dari uji otokorelasi dan uji heteroskedastisitas, dan error correction term ternyata berarti secara statistik. Hal yang disebut terakhir dapat dilihat pada nilai t statistik koefisien regresi error *correction term* (2,634). Ini member! indikasi, bahwa spesifikasi model dapat diterima dan selaras serta mendukung hasil estimasi regresi kointegrasi. Berkaitan dengan berlaku tidaknya doktrin Paritas Daya Beli, dari Tabel 5. dapat difyetahui, bahwa t-hitung dari eg sebesar 1,608. Dengan derajat kepercayaan 5 persen, HQ yang menyatakan bahwa CQ sama dengan nol, diterima. Sementara itu, t-hitung dari cj, yaitu $\{(0,412-11/0,295) = -1,99$ dan c_2 , yaitu $|(-0,918+1)/1,074) = 0,08$ menunjukkan, bahwa koefisien dari variabel LCPII tidak sama dengan satu, dan koefisien dari LCPIA sama dengan minus satu. Hasil ini menunjukkan, bahwa doktrin Paritas Daya Beli pada model ini juga tidak berlaku.

Hasil estimasi dengan ECM tersebut member! indikasi, bahwa dalam jangka pendek variabel LCPII mempunyai hubungan positif terhadap perilaku nilai tukar mata uang do-lar Amerika terhadap rupiah. Dengan demiki-an, jika terdapat kenaikan variabel LCPII akan mengakibatkan kenaikan pada nilai tukar. Hal ini berbeda dengan variabel LCPIA, yang mempunyai hubungan yang tidak berarti secara statistik. Koefisien jangka panjang pada model ECM dihitung melalui anggapan, bahwa perilaku variabel pada periode yang berlaku adalah sama dengan pada periode sebelumnya. Koefisien jangka panjang untuk LCPII adalah $(0,221 + 0,097)70,097 = 3,278$, sedangkan koefisien jangka panjang untuk LCPIA adalah $(-0,440 + 0,097)/0,097 = -3,536$. Angka ini menunjukkan bahwa elastisitas jangka panjang LCPII terhadap S (Kurs Akhir) adalah 3,278 dan

positif. Artinya, setiap kenaikan 1 persen LCPII akan menyebabkan kenaikan 3,278 persen kurs akhir. Elastisitas jangka panjang LCPIA terhadap S adalah -3,536 dan negatif, berarti setiap kenaikan 1 persen LCPIA akan menyebabkan turunnya nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika sebesar 3,536 persen. Hasil ini sesuai dengan estimasi dari regresi kointegrasi, bahwa dalam jangka panjang variabel LCPII mempengaruhi secara positif kurs akhir dan variabel LCPIA mempengaruhi secara negatif variabel kurs akhir.

Tabel 5.
Model Koreksi Kesalahan
1978.12 - 1991.09
Variabel Gayut : DLS

Variabel	Koefisien	St. Error	T-Stat.
CONST	0,715	0,445	1,608
DLCPII	0,412	0,295	1,395
DLCPIA	-0,918	1,074	-0,855
BLCPII	0,221	0,130	1,703
BLCPIA	-0,440	0,247	-1,778
BELCPKA	0,097	0,037	2,634
R ² =0,054		R ² =0,022	DW=1,986 F=1,679

Insukindro-ECM

Seperti telah dijelaskan di muka, bahwa variabel syok yang digunakan dalam penelitian ini adalah selisih jumlah uang inti dalam negeri dan luar negeri. Adapun cara mendapatkannya dengan menggunakan model autoregresif AR(12) dan ARIMA. Hasil estimasi dari persama-an (8) dapat dilihat pada Tabel 6. berikut.

Pengujian terhadap penyimpangan asumsi klasik pada kedua metode penghitungan syok tersebut menunjukkan bahwa persamaan tersebut bebas dari adanya otoko-relasi dan heteroskedastisitas. *Error correction term* pada kedua persamaan tersebut menunjukkan, bahwa spesifikasi model yang dibentuk dapat diterima, karena t - hitung lebih besar daripada t-tabel, dengan derajat kepercayaan 1 persen.

Pada derajat kepercayaan 5 persen, t-hitung dari konstanta untuk persamaan dengan menggunakan AR(12) sebagai penghitungan syok, yaitu sebesar 1,874 dapat diterima. Sementara itu, t-hitung variabel LCPII sebesar

Tabel 7.
Insukindro-ECM 1980.12 -1991.09
Variabel Gayut: DLS, Syok Dihitung dengan AR(12)

Variabel	Koefisien	St. Error	T-Stat.
CONST	1.756	0.758	2.316
DLCPII	0.696	0.413	1.686
DLCPIA	-0.742	1.254	-0.592
BLCPII	0.537	0.210	2.560
BLCPIA	-1.050	0.408	-2.575
DRARMA	1886672.9	1044760.2	1.806
BRARMA	1501479.8	1773417.9	0.847
BDLS	0.072	0.093	0.777
BELCPKA	0.187	0.058	3.212
R ² =0.126		R ² =0.068	DW=1.998 F=2.188

Variabel Gayut:
 DLS, Syok dihitung dengan ARIMA(12,1,12)

$((-0,035-1)70,183) = -5,66$ lebih besar daripada t-tabel, berarti H_0 yang menyatakan bahwa koefisien LCPII sama dengan satu ditolak, dan t-hitung dari variabel LCPIA sebesar $|(1,201+1)/0,554) = 3,97$ juga lebih besar daripada t-tabel, sehingga H_0 yang menyatakan bahwa koefisien dari variabel LCPIA sama dengan minus satu ditolak. Tanda dari masing-masing variabel - kecuali untuk variabel DLCPIA - telah sesuai yang diha-rapkan, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang, yaitu positif untuk variabel harga dalam negeri dan negatif untuk harga luar negeri. Selanjutnya, dengan cara yang sama bisa didapatkan t-hitung

dari harga dalam negeri dan luar negeri pada persamaan berikutnya, dan hasilnya bahwa dengan menggunakan I-ECM inipun doktrin Paritas Daya Beli tetap tidak berlaku.

Variabel LCPII dalam jangka pendek -pada persamaan pertama (Tabel 7.), tidak mampu menjelaskan pembentukan nilai tukar, karena tidak signifikan, sedangkan variabel LCPIA dalam jangka pendek mampu menjelaskan variabel nilai tukar dan pengaruhnya negatif. Pada jangka panjang elastisitas LCPII dapat dihitung dengan cara: $(0,217 + 0,085) / 0,085 = 3,553$ artinya, jika LCPII naik 1 persen, maka nilai tukar yang bersangkutan akan naik sebesar 3,553 persen karena pengaruhnya adalah positif. Selanjutnya elastisitas jangka panjang untuk variabel LCPIA adalah: $(-0,411 + 0,085) / 0,085 = -3,835$ artinya, setiap kenaikan LCPIA 1 persen, akan menyebabkan penurunan nilai tukar yang bersangkutan sebesar 3,835 persen, karena pengaruh LCPIA terhadap nilai tukar adalah negatif. Sementara itu, t-hitung dari variabel syok sangat mengesankan, dengan kata lain variabel syok tersebut secara statistik mampu menjelaskan nilai tukar, baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang. Elastisitas variabel syok tersebut adalah $(1,146 + 0,085) / 0,085 = 14,482$. Ini berarti bahwa kenaikan variabel syok 1 persen menyebabkan kenaikan nilai tukar sebesar 14,482 persen.

Pada persamaan berikutnya, variabel LCPII dan LCPIA dalam jangka pendek tidak mampu menerangkan variasi nilai tukar. Sementara itu, elastisitas jangka panjang CPI-IND adalah $(0,537 + 0,187) / 0,187 = 3,872$ sedangkan elastisitas jangka panjang CPI -AS adalah $(-1,050 + 0,187) / 0,187 = -4,615$. Ini berarti bahwa jika CPI-IND (CPI-AS) naik 1 persen, akan menyebabkan nilai tukar yang bersangkutan naik (turun) sebesar 3,872 persen (4,615 persen).

Kesimpulan

Dalam penelitian ini telah diterapkan pendekatan kointegrasi, yang berarti bahwa sebelum dilakukan studi empiris telah diamati terlebih dahulu perilaku data yang digunakan. Hasil dari regresi kointegrasi menunjukkan bahwa variabel-variabel yang diamati berkoin-tegrasi. Dengan kata lain, dalam jangka panjang terdapat indikasi bahwa variasi nilai tukar mempunyai hubungan positif dengan

harga dalam negeri dan hubungan negatif dengan harga luar negeri. Hasil ini selaras dengan anggapan dan harapan yang diinginkan dari doktrin Paritas Daya Beli.

Selanjutnya dari hasil empiris, dapat diketahui bahwa pengujian terhadap doktrin Paritas Daya Beli - baik absolut maupun relatif - dengan menggunakan model empiris *Frenkel*, ECM dan IECM, tidak berlaku di Indonesia. Namun dari hasil regresi dengan IECM dapat diketahui bahwa variabel syok (selisih jumlah uang inti antara Amerika Serikat dan Indonesia) sebagai "NEWS", mampu menjelaskan variasi dari nilai tukar dolar Amerika terhadap rupiah, baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang. Ini member! indikasi bahwa adanya perubahan uang inti antara kedua negara yang tidak diantisipasi tersebut akan berpengaruh terhadap variasi kurs valuta di kedua negara. Nampaknya model ini dapat menjadi alternatif bagi pengamatan atau studi lanjut mengenai perilaku kurs devisa, khususnya doktrin Paritas Daya Beli, di Indonesia.

Kepustakaan

- Bilson, J.F. (1978), *"The Monetary Approach to the Exchange Rate-. Some Empirical Evidence"*, **IMF Staff Paper**, Vol. 25, No. 1, March, hal. 201-220.
- Boediono (1983), **Ekonomi Internasional**, *Sen Sinopsis Pengantar Ilmu Ekonomi* No. 3, BPFE Yogyakarta.
- De Grauwe, Paul (1983), **Macroeconomics Theory for the Open Economy**, Gower Publishing Co. Ltd.
- Donald, R.M. (1990), *"Empirical Studies of Exchange Rate Determination"*, **Current Issues in International Monetary Economics**, Macmillan Education Ltd, hal. 63-100.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), *"Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing"*, **Econometrica**, Vol. 55, No. 2, March, hal. 251-276.
- Engle, R.F. and B.S. Yoo (1987), *"Forecasting and Testing in Co-integrated Systems"*, **Journal of Econometrics**, 35, hal. 143-159.

- Frenkel, J.A. (1978), "*A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence*", **Scandinavian Journal of Economics**, Vol. 78, No. 2, May 1976, hal. 1-25.
- Frenkel, J.A. (1981), "*The Collapse of Purchasing Power Parity During .1970s*", **European Economics Review**, Vol. 10, North-Holland Publishing Company, hal. 145-164.
- Frenkel, J.A. (1982), "*Flexible Exchange Rates, prices and the role of 'NEWS': Lessons from the 1970s*", dalam Batchelor R.A, dan G.G. Wood (eds), **Exchange Rate**, The Macmillan Press Ltd, hal. 48-89.
- Fuller, W.A. (1976), "*Nonstationary Autoregressive Time Series*", **Introduction to Statistical Time Series**, NY. hal. 366-385
- Granger, C.W.J. (1986), "*Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables*", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 48, hal. 213-228.
- Guilkey, O.K. and P. Schmidt (1989), "*Extended Tabulation for Dickey-Fuller Test*", **Economics Letters**, Vol. 31, North-Holland hal. 355-357.
- Gujarati, D. (1983), **Basic Econometrics**, 2nd edition. McGraw-Hill, NY.
- Insukindro (1990), **The Short-and Long-Term Determinant of Money and Bank Credit market in Indonesia**, Ph.D Thesis, University of Essex, UK, tidak dipublikasikan.
- Insukindro (1992a), "*Pembentukan Model dalam Penelitian Ekonomi*", **Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia**, Vol. 6, No. 1, edisi mendatang, hal. 1-18.
- Insukindro (1992b), "*Pendekatan Kointegrasi dalam Analisis Ekonomi: Studi Kasus Permintaan Deposito dalam Valuta Asing di Indonesia*", **Makalah Seminar PAU Ekonomi**, 14 Maret 1992 Fakultas Ekonomi UGM.
- Jones, R.W. and Kenen, P.B. (1985), **Handbook of International Economics**, Elsevier Science Publishers, B.V.

- Officer, LH. (1976), *The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article*", **IMF Staff Papers**, Vol. 23, No. 1 Maret 1976, hal. 1-60.
- Price, S. (1988), "Co-integration: *Practical Application and Problems*", **Manuscript**.