

PENENTUAN NILAI TUKAR: PENGUJIAN PURCHASING POWER PARITY DI INDONESIA

Sri Yani Kusumastuti
Universitas Tri Sakti Jakarta

Abstract

This paper provides a test of purchasing power parity (PPP) as an explanation for long-term foreign exchange rate movement. We impose symmetry and proportionality restrictions of PPP to data drawn from the period 1969.1 through 2001.4. The tests are also run for sub-periods. Symmetry and proportionality restrictions find little support for the unit root tests though the Johansen test suggests that foreign exchange rate and inflation rate are linked in a long run sense. Error correction models are then estimated on the basis of the assumption that the United States inflation rate is exogenous. The error correction models result also rejects the PPP.

Keywords: *purchasing power parity, exchange rate*

1. PENDAHULUAN

Purchasing Power Parity (PPP) menyatakan bahwa variasi harga-harga antar negara akan sesuai dengan nilai tukar, sehingga nilai tukar nominal akan menunjukkan perbedaan tingkat inflasi antar negara. PPP masih menjadi kajian utama dalam keuangan internasional. Meskipun sedikit bukti empiris bahwa PPP berlaku dalam jangka pendek (Frenkel, 1991 dan Rogoff, 1996) tetapi ada bukti bahwa PPP berlaku dalam jangka panjang. Hubungan jangka panjang PPP telah banyak diuji oleh banyak peneliti dengan hasil yang beragam. Adler dan Lehman (1983) menunjukkan bahwa nilai tukar riil adalah *random walk*. Beberapa studi lain misal oleh Corbae dan Ouliaris (1988), Enders (1988), dan Mark (1990) gagal menunjukkan hubungan kointegrasi antara nilai tukar nominal dan harga relatif. Bukti ini berarti bahwa adanya penyimpangan PPP cukup tinggi.

Beberapa studi terakhir menggunakan periode waktu yang relatif panjang, misal Abuaf dan Jorion (1990), Glen (1992) dan Lothian dan Taylor (1996) telah membuktikan berlakunya PPP dengan data yang relatif panjang. Studi lain oleh Wu (1996), Oh (1996), Papell (1997) dan Taylor dan Sarno (1998) juga mendukung berlakunya PPP dalam jangka panjang. Hal ini berarti bahwa terdapat kemungkinan gagal menemukan pembuktian PPP bila menggunakan data yang relatif pendek.

Kemungkinan lain kegagalan pengujian PPP adalah asumsi pengesuaian PPP yang linier dengan *speed of adjustment* (koefisien penyesuaian) yang konstan. Perkembangan pengujian PPP dilakukan dengan asumsi penyesuaian non-linier dengan mengakui adanya biaya transpot. Perbedaan antara harga komoditi perdagangan yang sama di lokasi yang berbeda akan mengikuti *random walk* sepanjang tidak ada perbedaan biaya transpot. Chen dan Jyh Lin Wu (2000) menerapkan model ESTAR untuk menguji PPP jika ada penyesuaian tidak linier.

Perubahan besar harga dolar Amerika Serikat terhadap mark Jerman, yen Jepang, pound Inggris, dan mata uang lain sejak runtuhnya sistem Bretton Woods pada awal 1970-an menimbulkan pertanyaan bagaimana nilai tukar ditentukan. Pertanyaan menjadi cenderung muncul ketika negara mematok mata uang mereka, dan muncul kembali ketika mereka mengambangkan mata uang. Pendekatan untuk menjelaskan perubahan nilai tukar harus memperhatikan bahwa

terdapat variasi yang besar dalam nilai suatu mata uang terhadap nilai mata uang berbagai negara. Terdapat deviasi antara nilai tukar pasar dan riilnya pada sistem nilai tukar yang tetap dengan sistem nilai tukar mengambang. Variasi ini tidak menunjukkan tanda-tanda menurun dalam sistem nilai tukar yang mengambang. Penelitian juga harus memperhatikan bahwa defisit neraca perdagangan yang besar seringkali dikaitkan dengan melemahnya nilai tukar dan neraca perdagangan yang surplus dikaitkan dengan menguatnya nilai tukar. Negara yang melakukan devaluasi terbukti mempunyai tingkat inflasi yang lebih tinggi dibandingkan tingkat inflasi di negara mitra dagang. Dan negara yang merevaluasi mata uangnya mempunyai tingkat inflasi yang lebih rendah dibanding mitra dagangnya.

Tulisan ini akan mengkaji kembali PPP kasus Indonesia dengan data triwulanan periode 1969:1 sampai 2001: 4. Tulisan akan terdiri dari empat bagian. Bagian pertama membahas PPP. Bagian dua, kajian studi empiris yang pernah dilakukan. Bagian tiga, pengujian PPP untuk kasus Indonesia dan bagian empat penutup.

2. PURCHASING POWER PARITY

Banyak pendekatan untuk menjelaskan perubahan nilai tukar. Terdapat lima pendekatan yang berbeda, yaitu *purchasing power parity*, *elasticities*, *absorption*, *portofolio balance*, dan *asset market approach*. Pendekatan *purchasing power parity* (PPP) dikemukakan oleh Gustav Cassel setelah perang dunia I (1921, 1922). Cassel mengembangkan cara bagi pemerintahan negara Eropa yang menentukan nilai tukar mata uangnya terhadap emas. Nilai mata uang dipatok pada nilai tertentu berdasar cadangan emas yang dimiliki. Selama perang, negara-negara di Eropa yang mengalami inflasi yang tinggi harus menerima penurunan harga yang tajam atau mereka harus mematok mata uang mereka terhadap emas pada tingkat keseimbangan baru yang akan menunjukkan bahwa tingkat inflasi mereka lebih tinggi dari mitra dagangnya. Menurut Cassel bahwa perubahan dalam nilai tukar harus sesuai dengan perbedaan tingkat inflasi nasional. Dalam perkembangannya kemudian dikenal *the law of one price*. Konsep *overvaluation* dan *undervaluation* menunjukkan bahwa nilai tukar tidak konsisten dengan hubungan antara tingkat harga dalam negeri dan tingkat harga di negara mitra dagang.

Purchasing Power Parity (PPP) adalah teori tentang penentuan nilai tukar. Perubahan nilai tukar antara dua mata uang ditentukan oleh perubahan relatif harga di dua negara tersebut. Teori ini sering juga disebut *the inflation theory of exchange rate*. Teori ini masih banyak menimbulkan kontroversi, karena kajian empiris kadang menunjukkan bahwa teori ini salah dan kadang benar. Sehingga teori ini masih meninggalkan ruang untuk kajian teori dan empiris untuk melakukan spesifikasi kondisi berlakunya PPP dalam menggambarkan perilaku nilai tukar. Dari kajian empiris ditemukan banyak hal yang mampu membuktikan tidak berlakunya PPP.

PPP didasarkan pada konsep *The Law of One Price* (LOP), yang menyatakan bahwa harga suatu komoditi yang dikonversi ke mata uang yang sama, akan sama di negara yang berbeda. Tarif, biaya transportasi, hambatan non tarif mendorong terjadinya perbedaan harga di negara yang berbeda dengan skala perbedaan harga yang tergantung pada kemampuan barang diperdagangkan. Dalam perekonomian yang terbuka, seorang individu akan mempunyai pilihan komoditi antara barang produksi dalam negeri dan barang produksi luar negeri (barang impor). Kepuasan maksimum akan diperoleh individu jika tingkat substitusi marginal antara kedua barang tersebut sama dengan rasio harga kedua barang (Batiz dan Batiz, 1989).

Perdagangan antara dua negara akan memberikan manfaat lebih jika rasio harga komoditi yang diperdagangkan di kedua negara adalah sama. Misal ada dua negara A dan B yang masing-masing memproduksi dua macam komoditi X dan Y. Kedua negara mempunyai kurva kemungkinan produksi yang beda dan selera (kurva indiferen) yang sama. Keseimbangan produksi dan konsumsi masing-masing negara akan terjadi jika kurva kemungkinan produksi bersinggungan dengan kurva indiferen. Dalam kondisi rasio harga kedua barang adalah sama. Berarti harga X di

kedua negara sama, demikian juga harga Y. Konsumen di kedua negara akan mendapat harga yang sama dalam satuan mata uang yang sama (*the law of one price*).

$$P_{x,a} = (P_{x,b}) \cdot e$$

$$e = P_{x,a}/P_{x,b}$$

Misal p_i dan p_i^* menyatakan harga komoditi i di dalam negeri dan di luar negeri, yang dinyatakan dalam mata uang masing-masing, dan e adalah nilai tukar (*exchange rate*). Nilai tukar adalah jumlah mata uang domestik per unit mata uang luar negeri. Sedangkan P dan P^* adalah tingkat harga dalam negeri dan luar negeri. PPP absolut (*strong or absolute PPP*) yang didasarkan pada *the law of one price*, menyatakan bahwa harga suatu barang adalah sama di semua negara bila dinyatakan dengan mata uang yang sama, atau

$$p_i = ep_i^*$$

Misal indeks harga domestik $P=f(p_1, p_2, \dots, p_n)$ dan indeks harga luar negeri $P^*=g(p_1^*, p_2^*, \dots, p_n^*)$. Maka PPP bisa dikembangkan untuk tingkat harga agregat sebagai berikut

$$e = P/P^* \tag{1}$$

$$P/eP = 1$$

Hasil empiris menunjukkan bahwa harga suatu komoditi tertentu tidak selalu sama di lokasi yang berbeda pada saat yang sama. Adanya biaya transpot dan hambatan perdagangan lainnya, terutama tarif dan kuota, membuat lokasi menjadi suatu masalah. Hal ini disebabkan oleh ketidakmampuan komoditi berpindah tanpa biaya dan secara langsung dari satu lokasi ke lokasi yang lain. Tetapi hal ini tidak berarti bahwa harga suatu barang tertentu di lokasi yang berbeda tidak berkaitan. Hambatan perdagangan dan pasar yang tidak sempurna memungkinkan terjadinya perbedaan harga, dan hal ini merupakan kelemahan PPP yang absolut. Kelemahan lain adalah tidak samanya jumlah komoditi yang digunakan dalam penyusunan indeks harga antara dua negara dan digunakannya indeks harga dengan tahun dasar. Karena indeks harga tidak memberikan indikasi berapa besar penyimpangan PPP absolut.

PPP relatif (*relative or weak PPP*) menyatakan ulang teori ini dalam konteks perubahan relatif tingkat harga dan perubahan nilai tukar.

$$e = \theta P/P^* \tag{2}$$

di mana θ adalah konstanta yang menunjukkan hambatan perdagangan. Kenaikan harga domestik relatif terhadap harga luar negeri menunjukkan terjadinya tingkat depresiasi mata uang domestik.

$$\hat{e} = \hat{P} - \hat{P}^* \tag{3}$$

PPP relatif juga banyak kelemahannya dalam empiris. Dalam empiris muncul masalah untuk menentukan variabel indeks harga, apakah akan digunakan indeks harga konsumen (IHK), indeks perdagangan besar (IPB) atau GDP deflator yang masing-masing mempunyai cakupan barang yang tidak sama di tiap negara. Indeks harga yang berbeda bukan berarti PPP tidak berlaku lagi. PPP bisa berlaku meskipun dalam bentuk lemah.

Kritik terhadap PPP terfokus pada sistematika di mana perubahan harga relatif meruntuhkan validitas dari PPP. Menurut Samuelson, PPP menyesatkan, doktrin yang sangat bagus, menjanjikan apa yang sangat jarang dalam ekonomi, prediksi numerik secara detail. Tetapi

Cassel sendiri menyatakan bahwa PPP sebagai faktor dasar menentukan nilai tukar dan faktor lain yang mungkin mempengaruhi penyimpangan PPP merupakan faktor penting yang kedua. Cassel mengidentifikasi ada tiga gangguan terhadap PPP, yaitu inflasi/deflasi aktual dan yang diharapkan, hambatan baru dalam perdagangan internasional, dan pergeseran pergerakan kapital internasional. Meskipun mengakui adanya gangguan tapi Cassel mengabaikan adanya disparitas dalam PPP.

Disparitas PPP pada umumnya disebabkan oleh beberapa alasan. *Pertama*, perubahan *term of trade* sebagai konsekuensi perubahan pola perdagangan. *Kedua*, pertumbuhan ekonomi secara sistematis mempengaruhi harga domestik relatif terhadap barang yang diperdagangkan. *Ketiga*, perubahan moneter dan nilai tukar menyebabkan penyimpangan yang bersifat sementara (*transitory deviation*) dalam rasio harga riil dan dalam PPP sebagai konsekuensi upah dan harga yang tidak sempurna.

Terdapat dua penyimpangan PPP, yaitu penyimpangan yang bersifat struktural dan transitori. Penyimpangan struktural disebabkan peningkatan produktivitas, misal karena perubahan teknologi. Perubahan teknologi pada barang yang diperdagangkan akan meningkatkan produktivitas, yang pada akhirnya akan menaikkan upah. Kenaikan upah akan menaikkan biaya produksi dan harga domestik.

Penyimpangan sementara atau transitori terjadi karena adanya keyakinan bahwa harga barang yang sama akan menuju satu titik keseimbangan. Hal ini terjadi karena dalam jangka pendek, sukar untuk mengabaikan biaya transportasi dan informasi. Adanya penyimpangan PPP disebabkan oleh kecepatan penyesuaian menuju keseimbangan dibandingkan upah dan harga. Fokus penelitian saat ini lebih banyak bukan pada berlaku tidaknya PPP tetapi kepada berapa lama waktu yang dibutuhkan untuk menuju keseimbangan jika terjadi ketidakseimbangan.

3. HASIL EMPIRIS SEBELUMNYA

Banyak kajian tentang PPP dilakukan dan masih banyak terjadi perdebatan terutama berkaitan dengan metodologinya. Apakah penelitian akan dilakukan secara runtut waktu, *cross section* atau panel. Masing-masing mempunyai isu ekonometrik yang kadang menjadi faktor kelemahannya. Penelitian PPP antara lain dilakukan oleh Razzaghipour, Fleming, dan Heaney (2000). Penelitian dilakukan untuk menguji PPP dalam jangka panjang di lima negara Asia yang mengalami krisis moneter (Indonesia, Malaysia, Philipina, Korea Selatan dan Thailand). Data nilai tukar yang digunakan adalah nilai tukar masing-masing negara terhadap dolar AS pada akhir triwulan dari 1971:1 –1997:2. Data indeks harga yang digunakan adalah indeks harga konsumen pada tahun dasar 1990. Masing-masing data dalam bentuk logaritma natural. Hasil uji stasioneritas menunjukkan dengan ADF dan Phillips dan Perron (PP) bahwa nilai tukar stasioner I(1). Indeks harga stasioner I(1) dengan PP, ADF kurang konsisten. Untuk menguji berlaku tidaknya PPP digunakan uji kointegrasi dengan Johansen, dan hasilnya ketiga variabel berkointegrasi, yang berarti PPP berlaku.

Untuk mengetahui hubungan jangka panjang antara nilai tukar, inflasi AS dan inflasi dalam negeri digunakan VECM dengan variabel inflasi AS sebagai variabel yang eksogen. Bentuk VECM-nya adalah

$$\Delta FX_t = \sum_{i=1}^{n-1} \beta_{1i} \Delta FX_{t-i} + \sum_{i=1}^{n-1} \chi_{1i} \Delta LCPI_{t-i} + ECT_{t-n} + \alpha_1 + \sum_{i=1}^{n-1} \delta_{1i} \Delta USACPI_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta LCPI_t = \sum_{i=1}^{n-1} \beta_{2i} \Delta FX_{t-i} + \sum_{i=1}^{n-1} \chi_{2i} \Delta LCPI_{t-i} + ECT_{t-n} + \alpha_2 + \sum_{i=1}^{n-1} \delta_{2i} \Delta USACPI_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

di mana $ECT_{t-n} = FX_{t-n} - \varphi - \varphi LCPI_{t-n} + \gamma USACPI_{t-n}$

Hasil estimasi menunjukkan bahwa *speed of adjustment* adalah negatif pada persamaan FX dan positif pada persamaan LCPI. Inflasi AS mempunyai pengaruh yang bervariasi, tidak berpengaruh di Indonesia, Philipina, dan Thailand, tapi berpengaruh di Malaysia dan Korea Selatan.

Boyd dan Ron Smith (1999) mengkaji PPP dengan data untuk 31 negara sedang berkembang pada periode 1966-1990. Mula-mula diuji derajat integrasi data. Hasilnya bervariasi, maka disimpulkan bahwa data berintegrasi satu – I(1). VAR yang tidak direstriksi diestimasi dengan Johansen, dan menyimpulkan bahwa menolak hipotesa tidak ada kointegrasi di 14 negara (berdasar nilai *eigenvalue*) dan 18 negara (berdasar trace test). Hal ini menunjukkan lemahnya bukti PPP.

Estimasi terhadap koefisien nilai β_i dengan tanda negatif terjadi di 20 negara. Estimasi ADF dinamik, didapat koefisien *feedback* ($c_{11}<0$ untuk nilai tukar dan $c_{21}>0$ untuk harga). *Feedback* pada nilai tukar tertanda negatif di 26 negara tapi tidak ada yang signifikan, dan *feedback* pada perbedaan harga positif di 23 negara dan tidak signifikan. Hal ini berarti bahwa nilai tukar disesuaikan lebih banyak dari harga, tetapi juga bahwa ada 8 negara yang harga menjadi tidak stabil.

Pengujian dengan data panel diperoleh kesimpulan bahwa tidak menolak stationeritas nilai tukar pada I(1) tetapi menolak I(2). Model VAR diestimasi dengan *Swamy weighted average*, dan didapat bahwa pada persamaan nilai tukar, variabel lag nilai tukar dan lag perbedaan harga signifikan. Tetapi pada persamaan inflasi, variabel lag perbedaan harga signifikan. Reparameterisasi VAR pada persamaan nilai tukar, variabel yang signifikan adalah lag nilai tukar. Dan jika variabel yang tidak signifikan di-drop maka didapat kecepatan penyesuaian yang lebih lambat, 12 persen dibandingkan dengan 29 persen.

Michael, A. Robert Nobay, dan David A. Peel (1997) mengkaji PPP dengan menggunakan data bulanan indeks harga perdagangan besar Inggris (1913=100), Amerika Serikat (1926=100), Perancis (1914.07=100), Jerman (1913=100) dan nilai tukar spot pada minggu terakhir bulan masing-masing terhadap dolar AS. Periode sampel 1921:01-1925:05 untuk non Jerman dan 1921:01-1923:09 untuk Jerman.

Pengujian kointegrasi linier menggunakan Engle-Granger test, terdapat bukti yang kuat untuk menolak hipotesa tidak ada kointegrasi. Tetapi dengan sampel yang lebih pendek, gagal untuk menolak hipotesa tidak ada kointegrasi. Hal ini disebabkan adanya perilaku *error* yang tidak linier karena adanya biaya transaksi. Pengujian linieritas terhadap *error* menyimpulkan bahwa *error* tidak linier kecuali untuk model UK-US. Estimasi ESTAR menunjukkan bahwa bila penyimpangan PPP kecil, maka perilaku nilai tukar *random* tetapi akan mempunyai penyesuaian yang cepat jika penyimpangannya besar.

Chen dan Jyh-Lin Wu (2000) menguji PPP dengan asumsi ada biaya transaksi yang berimplikasi pada proses penyesuaian yang tidak linier. Kasus yang diteliti adalah nilai tukar dan indeks harga konsumen bulanan US-Jepang dan US-Taiwan pada periode 1974:1 – 1997:12 dan 1980:1 – 1997:12 dengan ESTAR. Uji stationeritas ADF menyimpulkan bahwa data stationer I(1). Uji kointegrasi dengan Engle-Granger test dan Johansen test disimpulkan tidak ada kointegrasi antara ketiga variabel tersebut baik di Jepang maupun di Taiwan. Tidak adanya kointegrasi linier, mungkin sebagai konsekuensi adanya perilaku nonlinier dalam *error* yang disebabkan adanya biaya transaksi. Estimasi dengan ESTAR setelah direstriksi menunjukkan bahwa koefisien signifikan, yang berarti adanya penyesuaian nonlinier dalam PPP. Hal ini menjadi alternatif penjelas kenapa PPP tidak berlaku dalam jangka panjang.

Pattinasarany (1997) ini mengkaji berlaku tidaknya PPP di Indonesia. Data yang digunakan adalah data bulanan periode 1978:11 sampai 1996:7 dengan sistem kurs mengambang terkendali. Dua model yang dikemukakan yaitu model dengan indeks harga konsumen dan model dengan indeks perdagangan besar sebagai variabel harga. Peneliti tidak melakukan restriksi terhadap koefisien. Pengujian kointegrasi dilakukan dengan prosedur Johansen. Hasil penelitian

menunjukkan bahwa meskipun nilai tukar dan indeks harga berkointegrasi pada model dengan indeks perdagangan besar, tetap PPP tidak berlaku karena pengujian untuk simetri dan proporsional ditolak.

Holmes dan Mark (2001) mengkaji berlaku tidaknya PPP di 30 negara sedang berkembang di benua Afrika, Amerika, dan Asia. Metode yang digunakan adalah yang dikemukakan oleh Im, Pesaran dan Shin (1997) untuk pengujian akar unit dengan heterogenitas dalam data panel. Periode data yang digunakan adalah data kuartalan 1973:2 sampai 1999:1. Pengujian stationeritas terhadap nilai tukar masing-masing negara menunjukkan bahwa data tidak stationer pada level. Tetapi apabila digunakan data pada untuk seluruh negara menunjukkan bahwa nilai tukar stationer pada level. Proses penyesuaian menuju keseimbangan PPP relatif lebih cepat dibanding di negara maju.

Agarwal (1997) meneliti penentuan nilai tukar di India dengan berbagai model dengan periode 1970-1997. Variabel lain yang digunakan adalah indeks harga dalam negeri, indeks harga Amerika, nilai tukar Rupee terhadap dolar Amerika dan variabel dami kebijakan perubahan nilai tukar (devaluasi) pada tahun 1991-1992 dan kebijakan sistem kurs bebas pada tahun 1993-1994. Pengujian stationeritas data menunjukkan bahwa nilai tukar stationer pada $I(1)$ dan variabel lain pada $I(0)$. Hasil regresi menunjukkan bahwa harga domestik berpengaruh positif dan signifikan sedangkan harga luar negeri berpengaruh negatif dan signifikan. Tetapi peneliti tidak melakukan pengujian restriksi terhadap koefisien untuk mengetahui berlaku tidaknya PPP di India. Pengujian kointegrasi juga tidak dilakukan.

4. KASUS INDONESIA

4.1. Data

Bagian ini akan menguji berlaku atau tidaknya PPP di Indonesia pada rentang periode sample 1969:1 – 2001:4. Data yang digunakan adalah data triwulanan. Data nilai tukar yang digunakan adalah nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika pada akhir periode triwulanan. Data indeks harga yang digunakan adalah indeks harga konsumen dengan tahun dasar 1990. Semua data dalam bentuk natural logaritma. Penelitian akan dilakukan terhadap seluruh periode sampel dengan tidak memperhatikan sistem kurs yang digunakan di Indonesia. Penelitian dengan memperhatikan sisten kurs dilakukan dengan membagi sampel dalam dua periode, yaitu 1969:1-1986:2 dengan sistem kurs tetap dan 1986:3-2001:4 dengan sistem kurs mengambang terkendali dan mengambang bebas sejak 1997:3.

Pengujian stationeritas dengan uji akar unit terhadap nilai rukar rupiah terhadap dolar Amerika menunjukkan bahwa nilai tukar tidak stationer pada level dan stasioner pada diferensi pertama atau stasioner pada derajat 1 – $I(1)$ untuk ketiga periode sampel. Indeks Harga di Indonesia tidak stasioner pada *level* dan stasioner pada diferensi pertama atau $I(1)$, kecuali untuk periode dengan sistem kurs tetap, nilai tukar stasioner pada derajat 2 – $I(2)$. Indeks harga di Amerika lebih bervariasi hasil stationeritasnya. Indeks harga Amerika stasioner pada level – $I(0)$ pada periode seluruh sampel, tapi tidak pada periode sampel dengan memperhatikan sistem kurs. Pada periode sistem kurs tetap, indeks harga Amerika stasioner pada derajat kedua - $I(2)$ dan pada periode sistem kurs mengambang, indeks harga Amerika stasioner pada derajat pertama – $I(1)$.

Tabel 1. Uji Akar Unit

Variabel		1969:1-2001:4 N=132		1969:1-1986:2 N=70		1986:3-2001:4 N=62	
		DF 5	ADF 5	DF 4	ADF 4	DF 4	DF 4
Nilai Tukar	Level	-0,6096	-2,2480	-0,0588	-1,5817	-0,1924	-1,5196
	1st diff	-5,4716 *	-5,6398 *	-3,5403*	-3,6324**	-3,8008 *	-3,8105 **
CPI-IND	Level	-2,4348	-1,3608	-1,3301	-1,3937	-0,9305	-2,5448
	1st diff	-3,3165 **	-4,0543 *	-2,3472	-2,5605	-3,3369 **	-3,4101 ***
	2nd diff			-3,7110*	-3,7384**		
CPI-USA	Level	-2,6237 ***	-1,8798	-1,6584	-2,1367	-0,0926	-2,9285
	1st diff	-1,8435	-2,6824	-1,6524	-1,6962	-1,7323	-1,7173
	2nd diff			-2,8817***	-3,1739**	-3,6450 *	-3,5764 **

Catatan:

Nilai kritis untuk DF(5) adalah -3,4831 (1%), -2,8844 (5%) dan -2,5788(10%)

Nilai kritis ADF(5) adalah -4,0331(1%), -3,4458(5%) dan -3,1476(10%)

Nilai kritis DF (4) adalah -3,5328(1%), -2,9062(5%) dan -2,5903(10%)

Nilai kritis ADF (4) adalah -4,1035(1%), -3,4790(5%) dan -3,1669(10%)

(*) signifikan 1%, (**) signifikan 5% dan (***) signifikan 10%

Pengujian terhadap PPP dilakukan dalam jangka panjang, meskipun dimungkinkan terjadi deviasi dalam jangka pendek. Kalau PPP berlaku dan harga diukur dengan benar maka ketidaksesuaian harga akan stationer dalam jangka panjang. Dengan asumsi bahwa rasio harga proporsional ($\beta_1 = -\beta_2 = 1$) dan simetri, dan konstanta adalah 0 ($\beta_0 = 0$) maka ketidaksesuaian nilai tukar (*error*) bisa dinyatakan sebagai

$$\mu_t = S_t - p_t + p_t^*$$

Hasil pengujian akar unit dengan ADF menunjukkan bahwa variabel *resid1* yang mewakili ketidaksesuaian nilai tukar tidak stationer pada level pada seluruh kelompok sampel. Hal ini berarti bahwa kombinasi linier ketiga variabel akan menghasilkan nilai variabel *resid* yang tidak stationer atau ketiga variabel tersebut tidak berkointegrasi. PPP dengan restriksi proporsional dan simetri tidak berlaku di Indonesia.

Tabel 2. Uji Akar Unit Variabel *Resid*

Variabel		1969:1-2001:4 N=132		1969:1-1986:2 N=70		1996:3-2001:4 N=62	
		DF 5	ADF 5	DF 4	ADF 4	DF 4	DF 4
Resid1	Level	-0,1659	-1,6467	-1,3582	-1,1173	-0,4202	-1,3645

Catatan: Resid1 = Iner - Inp_ind + Inp_usa

Pengujian kointegrasi dengan prosedur Johansen menunjukkan bahwa ketiga variabel juga tidak berkointegrasi pada kelompok sampel pertama dan kedua, tapi berkointegrasi pada periode sampel dengan kurs mengambang. Berarti pada periode dengan sistem kurs mengambang terdapat kecenderungan hubungan jangka panjang antara nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika dengan indeks harga Indonesia dan Amerika.

Tabel 3. Uji Kointegrasi Johansen untuk jumlah Vektor Kointegrasi

	1969:1-2001:4	1969:1-1986:2	1986:3-2001:4
r=0	24,4517	23,6038	47,0779 *
r=1	10,6117	10,9090	7,3780
r=2	0,9079	3,1248	0,0980
lag	4	2	2

(*) signifikan pada 1%

Ketidaksesuaian nilai tukar rupiah terhadap dolar akan melakukan penyesuaian dalam jangka panjang. Dalam hal ini belum diketahui variabel mana yang akan melakukan penyesuaian, maka digunakan model *vector error correction* (VECM) dengan asumsi bahwa variabel indeks harga Amerika sebagai variabel yang eksogen. Hasil estimasinya terlihat pada tabel 4. Perhatian utama dalam analisis PPP jangka panjang adalah dengan memperhatikan koefisien kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*), yaitu dalam hal ini koefisien ECT. Dengan tidak memperhatikan sistem kurs, koefisien penyesuaian nilai tukar bertanda positif dan penyesuaian indeks harga dalam negeri bertanda negatif meskipun tidak signifikan. Berarti ketiga variabel dengan adanya restriksi pada PPP cenderung tidak berkointegrasi dalam jangka panjang dan sesuai dengan pengujian awal. Hal yang sama terjadi pula pada periode sistem kurs tetap dan sistem kurs mengambang di mana tidak terjadi penyesuaian nilai tukar maupun indeks harga dalam negeri dalam jangka panjang. Hubungan dalam jangka pendek pun jadi sukar untuk disimpulkan. Uji diagnostik terhadap VECM menunjukkan adanya penyimpangan asumsi klasik di beberapa kasus. Hal ini kemungkinan besar disebabkan oleh asumsi yang diterapkan pada PPP bahwa PPP proporsional dan simetri merupakan asumsi yang dipaksakan.

Tabel 4. Estimasi VECM dengan restriksi pada PPP

Variabel	lag	1969:1-1986:2		1969:1-1986:2		1986:3-2001:4	
		d(Iner)	d(lnp_ind)	d(Iner)	d(lnp_ind)	d(Iner)	d(lnp_ind)
		4	4	2	2	2	2
d(Iner)	F-stat	3,0818*	10,286*	0,9183	2,7709**	1,3218	6,4336*
D(lnp_ind)	F-stat	1,4370	37,080*	1,1587	48,983*	2,4781	7,6063*
ECT		0,0073	-0,0004	0,0045	-0,0002	0,0026	-0,0013
	t-stat	2,2131*	-1,1383	1,0439	-0,2743	2,3464*	-1,1554
D(lnp_usa)	F-stat	1,1596	2,1249**	0,6760	0,3321	6,4032*	0,1726
Adj R ²		0,0693	0,6778	0,0816	0,6880	0,2180	0,2347
DW		1,9068	1,8724	2,0462	1,9909	1,6319	1,4551
Ramsey test (1)	F-stat	2,6087	0,6713	2,9352(2)	0,0214	4,7301*	3,0296
Normalitas	JB	325,79*	76,751*	759,237*	80,854*	23,6721*	566,81*
Autokorelasi	F-stat	1,3631	2,6204(2)	0,7002	0,0215	3,1583(2)	26,152*
LM(1)							
Heteroskedastisitas	n.R ²	57,272*	37,966	11,9616	11,558	34,3824*	52,756*

Catatan: ECT dihitung dengan asumsi PPP proporsional dan simetri

(*) signifikan 5%, (**) signifikan 10%

Pengujian PPP dengan restriksi gagal membuktikan bahwa PPP berlaku di Indonesia. Berikut akan dilakukan pengujian PPP dengan tanpa restriksi. Perbedaan dengan yang pertama adalah pada perlakuan terhadap ketidaksesuaian nilai tukar. Pada bagian ini ketidaksesuaian nilai tukar dihitung dari nilai residual persamaan regresi PPP. Hasil regresi PPP terlihat pada tabel 5.

Pada periode 1969:1-2001:4, regresi PPP juga membuktikan bahwa PPP tidak berlaku dalam jangka panjang karena residualnya tidak stationer $I(0)$. Pengujian diagnostik terhadap model menunjukkan adanya penyimpangan asumsi Klasik. Hal yang sama terjadi juga pada periode sistem kurs tetap dan sistem kurs mengambang, ketiga variabel tidak berkointegrasi dan PPP tidak berlaku.

Tabel 5. Estimasi PPP tanpa Restriksi

Variabel	1969:1-2001:4	1969:1-1986:2	1986:3-2001:4
Konstanta	-9,6261 (-3,0763)*	-3,1595 (-2,3913)*	-15,1635 (-2,6937)*
Lnp_ind	-1,3366 (-2,6942)*	-0,8024 (-0,8023)*	-0,6017 (-0,7404)
Lnp_usa	5,1206 (4,3386)*	3,0341 (6,1644)*	5,5556 (2,7496)*
Adj R ²	0,8408	0,9004	0,7106
F-statistic	346,91	312,85	75,900
DW	0,0828	0,3339	0,1556
Wald test	14562*	72667*	9220,4*
LM(1)	1342,73*	153,20*	302,52*
Obs*R-squared	38,3808*	20,413*	23,888*
Normalitas JB	51,3632*	5,4198	5,4586
Ramsey RESET Test-F stat	190,390*	30,104*	49,855*
ADF - intersep	-1,5495	-2,4367	-1,7606
ADF - intersep dan trend	-1,7364	-2,4175	-1,8366

Catatan:

Angka dalam () adalah nilai t statistik

Wald test dengan restriksi: $C(1)=1$, $C(2)=-1$, $C(3)=0$

Estimasi VECM dengan residual yang tanpa restriksi terlihat pada tabel 6. Pada periode sistem kurs mengambang, koefisien kecepatan penyesuaian bertanda negatif dan signifikan. Hal ini berarti bahwa PPP dalam jangka panjang akan menuju keseimbangan dengan kecepatan penyesuaian 11,02 persen. Penyesuaian nilai tukar rupiah dilakukan melalui penyesuaian harga dalam negeri dan penyesuaian harga Amerika. Indeks harga dalam negeri juga akan melakukan penyesuaian dengan kecepatan penyesuaian yang lebih besar yaitu 13,05 persen. Penyesuaian harga dalam negeri juga dipengaruhi oleh perubahan nilai tukar dan perubahan harga itu sendiri. Indeks harga Amerika yang merupakan variabel eksogen juga berpengaruh secara signifikan terhadap nilai tukar dan harga dalam negeri.

Pada periode sistem kurs tetap, koefisien kecepatan penyesuaian nilai tukar bertanda negatif dan signifikan dengan kecepatan penyesuaian 20,19 persen untuk nilai tukar dan 6,62 persen untuk indeks harga dalam negeri. Penyesuaian nilai tukar tidak dilakukan oleh variabel nilai tukar maupun oleh variabel indeks harga, karena kedua variabel ini tidak signifikan. Penyesuaian nilai tukar dilakukan otoritas moneter melalui kebijakan devaluasi, yaitu pada tahun 1971, 1978, 1983 dan 1986. Penyesuaian indeks harga dalam negeri dilakukan oleh indeks harga dan tidak

dipengaruhi oleh nilai tukar. Variabel indeks harga Amerika juga tidak berpengaruh terhadap nilai tukar maupun terhadap indeks harga dalam negeri.

Pada periode sampel dengan tidak memperhatikan sistem kurs, terlihat bahwa koefisien penyesuaian bertanda negatif tapi tidak signifikan untuk nilai tukar dan signifikan untuk indeks harga. Dalam jangka panjang PPP ada kecenderungan untuk menuju keseimbangan meskipun dengan kecepatan yang relatif lambat. Penyesuaian dilakukan melalui perubahan nilai tukar bukan melalui indeks harga. Indeks harga Amerika tidak berpengaruh terhadap nilai tukar. Indeks harga dalam negeri sendiri dipengaruhi oleh nilai tukar, indeks harga Amerika dan indeks harga dalam negeri. Tetapi tidak ada pengaruh balik indeks harga terhadap nilai tukar. Nilai tukar akan menuju keseimbangan karena adanya dorongan dari perubahan nilai tukar itu sendiri, baik melalui kebijakan devaluasi atau kebijakan lain yang secara langsung maupun tidak langsung merubah nilai tukar. Dalam sistem kurs mengambang, pemerintah hanya bisa intervensi nilai tukar dengan membeli atau menjual valuta asing yang ada di bank sentral sehingga nilai tukar terdorong naik atau turun. Atau melalui kebijakan yang tidak langsung terdapat nilai tukar, misal dengan menaikkan atau menurunkan jumlah uang beredar.

Tabel 6. Estimasi VECM tanpa restriksi pada PPP

Variabel	lag	1969:1-2001:4		1969:1-1986:2		1986:3-2001:4	
		d(Iner)	d(lnp_ind)	d(Iner)	d(lnp_ind)	d(Iner)	d(lnp_ind)
		4	4	2	2	2	2
d(Iner)	F-stat	2,9735*	10,136*	2,1477	1,4311	1,4400	10,106*
D(lnp_ind)	F-stat	1,3843	21,055*	0,2576	45,878*	2,6181**	7,6344*
ECT		-0,0192	-0,0689	-0,2019	-0,0662	-0,1102	-0,1305
	t-stat	-0,6453	-3,6264*	-2,3925*	-2,3707*	-1,9770**	-4,2101*
D(lnp_usa)	F-stat	0,9519	6,8135*	1,8173	2,0971	4,6956*	6,1642*
Adj R ²		0,0329	0,7079	0,0610	0,7144	0,2501	0,3874
F-statistic		1,3571	26,447	1,7146	28,515	4,2249	7,1143
DW		1,8854	1,8693	2,0221	1,9851	1,6555	1,4785
Ramsey test (1)	F-stat	1,2556	0,1283	22,397*	1,5906	6,6549*	11,312*
Normalitas	JB	301,87*	24,027*	333,42*	33,237*	59,858*	72,534*
Autokorelasi LM(1)	F-stat	2,5309	3,7949	0,3103	0,1740	8,7448*	9,0309*
Heteroskedastisitas	n.R ²	59,926*	39,434*	25,539*	12,116	40,190*	49,381*

Catatan: (**) signifikan pada 10%, (*) signifikan pada 5%

5. PENUTUP

Secara umum, hasil pengujian PPP dengan restriksi dan tanpa restriksi memberikan hasil yang berbeda. Dengan restriksi, PPP tidak berlaku di Indonesia dalam jangka panjang dan tidak berkointegrasi. Tanpa restriksi, PPP juga tidak berlaku dan berkointegrasi. Ketidaksiharian nilai tukar yang terjadi dalam jangka pendek akan melakukan penyesuaian untuk menuju keseimbangan dalam jangka panjang. Proses penyesuaian yang dilakukan pada pengujian di atas diasumsikan linier, karena adanya asumsi dalam PPP yang tidak ada biaya transaksi, tarif atau pajak. Pengujian PPP juga bisa dilakukan dengan menguji terlebih dahulu apakah proses penyesuaian linier atau tidak linier. Pengujian lebih lanjut dapat dilakukan dengan menerapkan model ESTAR.

DAFTAR PUSTAKA

- Abuaf, Niso dan Philippe Jorion (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run", *Journal of Finance*, 45 (Maret): 157-74
- Adler, Michael dan Bruce Lehmann (1983), "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run", *Journal of Finance*, 38 (Desember): 1471-87
- Agarwal, R. N. (1997), *Exchange Rate Determination in India Endogenising Foreign Capital Flows dan Some Entities of the Monetary Sector*, Institute of Economic Growth, Delhi University Enclave, India.
- Batiz, Francisco L. Rivera dan Luis Rivera Batiz (1989), *International Finance and Open Economy Macroeconomics*, New York: Macmillan Publishing Company
- Boyd, Derick dan Ron Smith (1999), "Testing for Purchasing Power Parity: Econometric Issues and an Application to Developing Countries", *The Manchester School*, vol. 67, no. 3, pp. 287-303
- Chen, Show-Lin dan Jyh-Lin Wu (2000), "A Re-examination of Purchasing Power Parity in Japan and Taiwan", *Journal of Macroeconomics*, vol. 22, no. 2, pp. 271-284
- Corbae, Dean dan Sam Ouliaris (1988), "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity", *Review of Economics and Statistics*, 70 (Agustus): 508-11
- Cuddington, John T. Dan Hong Liang (2000), "Re-Examining The Purchasing Power parity Hypothesis over Two Centuries", *The Journal of International Money and Finance* (forthcoming)
- Enders, Walter (1988), "ARIMA and Cointegration Tests of Purchasing Power Parity", *Review of Economics Statistics*, 70 (Agustus): 504-08
- Frenkel, J. A. (1991), "The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970's", *European Economic Review*, 16: 145-65
- Glen, J. (1992), "Real Exchange Rates in the Short, Medium and Long Run", *Journal of International Economics*, 33:147-66
- Holmes, Mark J., (2001), "New Evidence on Real Exchange rate Stationary and Purchasing Power Parity in Less Developed Countries", *Journal of Macroeconomics*, vol. 23, no. 4, pp. 601-614.
- Lothian, James R. dan Mark P. Taylor (1996), "Real Exchange Rate Behavior", *Journal of International Money and Finance*, 16 (Desember): 945-54
- Mark, Nelson C. (1990), "Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation", *Journal of International Economics*, 28 (Februari):115-36

- Michael, Panos, A. Robert Nobay dan David A. Pell (1997), "Transactions costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange rates: an Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*. Vol. 105, no. 4, pp. 862-879
- Oh, Keun-Yeob (1996), "Purchasing Power Parity and Unit Root Tests Using Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, 15 (Juni): 405-18
- Papell, David (1997), "Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity Under The Current Float", *Journal of International Economics*, 43 (Nopember): 313-32
- Pattinasarany, G.D.V. (1997), "Long-run Purchasing Power Parity in Indonesia", *Ekonomi dan Keuangan Indonesia*, Vol. XLV, No.2
- Salvatore, Dominick, (1990), *International Economics, 3rd edition*, New York: Macmillan Publishing Company
- Razzaghipour, A., GA Fleming, dan RA Heaney (2000), "Purchasing Power Parity and 'Emerging' South East Asian Nations", *Working Papers Series in Finance*, The Australian nasional University.
- Taylor, Mark P. dan Lucio Sarno (1998), "The Behavior of Real Exchange Rates During the Post Bretton Woods Period", *Journal of International Economics*, 46 (Nopember): 281-312
- Wu, Yangru (1996), "Are Real Exchange Rates Nonstationary? Evidence from a Panel-Data Test", *Journal of Money, Credit and Banking*, 28 (Febrauri):54-63