

PENDEKATAN KESEIMBANGAN JANGKA PANJANG NILAI TUKAR MATA UANG RUPIAH TERHADAP DOLAR AMERIKA (1973-1997)

Siti Aisyah Tri Rahayu

Fakultas Ekonomi Universitas Sebelas Maret Surakarta

ABSTRACT

The aims of this paper is to test Purchasing Power Parity for Indonesian currency to US dollar. The analysis used in this article is the long run equilibrium with cointegrated test approach.

The result show that almost all variable in this model are stasionair in the first degree, but both variable s_t and p_t not cointegrated for the absolut PPP. The estimated result show that $\beta_1=1$ hypothesis is not hold during 1974.4 – 1998.3 period. In the other hand, cointegrated test for the variable ds_t and dp_t in the relative PPP is cointegrated and the estimation result show that the Relative PPP and the Cochrane-orcutt model PPP is hold for Indonesia, except for the period when Indonesia had fixed exchange rates during 1974.4 – 1986.3 period.

Keywords: *Purchasing Power Parity, cointegrated test, stasionarity*

PENDAHULUAN

Sejak Teori PPP diperkenalkan oleh Cassel pada awal tahun 1990-an, teori ini menjadi perdebatan kontroversial yang besar. Paritas menyatakan bahwa harga di dua negara akan selalu sama ketika diukur dengan mata uang yang sama. PPP menarik banyak perhatian dari para ahli ekonomi moneter, sebab ia adalah pijakan awal dalam model moneter dalam menentukan perilaku nilai tukar (*exchange rate*) (Dornbusch, 1976). Secara teoritis, teori PPP adalah model jangka panjang dalam menentukan keseimbangan nilai tukar, oleh karenanya, hubungan ini kemungkinan akan mengalami deviasi dalam jangka pendek.

Sejumlah studi awal menemukan kenyataan yang berlawanan dalam paritas jangka pendek (Dornbusch, 1976; Frenkel, 1978). Dalam kenyataannya sudah diterima secara luas bahwa paritas valid dalam jangka panjang, meskipun, penemuan dari literatur berbeda-beda. Sebagai

contoh, Ballie dan Selover (1987), Abuaf dan Jorian (1990), dan Kim (1990) menemukan kenyataan yang mendukung hipotesis PPP dalam jangka panjang, sementara Meese dan Singleton (1982) dan Cooper (1994) menolak. Kontroversi teori PPP muncul disebabkan karena proses perolehan data dari variabel yang digunakan berbeda-beda. Dalam studinya, Meese dan Singleton (1982) menemukan bahwa nilai tukar nominal mempunyai akar-akar unit. Ini berarti bahwa seri mengikuti proses *random walk* dan pergerakannya tidak bisa diprediksi. Dengan kata lain, tingkat hubungan dari series tidak akan dikonfirmasi baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Kemudian, uji akar unit seperti Dickey-Fuller test, Augmented Dickey-Fuller (ADF) test, dan Phillip Perron (PP) test dan pendekatan Bayesian unit root diaplikasikan untuk menguji kekuatan teori PPP.

Perkembangan kausalitas dan kointegrasi dikembangkan oleh Engle dan Granger (1987), Johansen (1988), Stock dan Watson (1988),

Johansen dan Juselius (1990), Toda dan Yamamoto (1995) meneliti lebih jauh validitas teori PPP dengan menggunakan teknik ekonometri terbaru. Sebagai contoh, Cooper (1994) menggunakan prosedur kointegrasi untuk menguji hubungan jangka panjang antara nilai tukar dan rasio harga untuk tiga perekonomian, Australia, New Klasik Zealand dan Singapura dari 1973-1992. Bagaimanapun, mereka menemukan bukti yang berlawanan dengan validitas teori PPP dalam perekonomian. Huang dan Yang (1996) melaporkan hasil yang sama ketika kointegrasi 2 tahap Engle-Granger diaplikasikan.

Dari uraian di atas dapat dilihat bahwa telah banyak studi dilakukan untuk menguji hipotesis *Purchasing Power Parity*. Namun nampaknya, banyak sekali dari studi yang telah dilakukan tersebut tidak mendapatkan hasil yang memuaskan. Penelitian kali ini ingin melihat apakah PPP di Indonesia dapat dipegang (*hold*) dalam jangka panjang, dengan menggunakan analisis kointegrasi. Apakah juga ada perbedaan ketika Indonesia menerapkan sistem nilai tukar yang berbeda, antara sistem nilai tukar tetap (1973-1986) dan sistem nilai tukar mengambang terkendali (1986-1997).

Adapun tujuan dari penelitian ini adalah untuk mengetahui: 1) Apakah dalam jangka panjang PPP dapat dipegang untuk kasus negara Indonesia; 2) Membandingkan analisis PPP dalam periode ketika memakai kebijakan nilai tukar tetap dan nilai tukar mengambang terkendali. Sedangkan kegunaan penelitian ini adalah: 1) Sebagai penerapan teori PPP untuk penentuan nilai tukar dua negara; 2) Dengan mengetahui analisis PPP dalam beberapa periode sistem nilai tukar ketika memakai kebijakan nilai tukar tetap dan nilai tukar mengambang terkendali.

STUDI EMPIRIS TERDAHULU

MacDonald, Ronald and Ricci, Lucca, (2002) dalam artikelnya, secara teoritis diderivasikan dan secara empiris menguji implikasi dari kerangka teori perdagangan baru

untuk perubahan sistematis dalam *real exchange rates*. Ia memfokuskan pada efek dari *substitutability* dari yang tidak sempurna dari perdagangan dan pada pentingnya kompetisi, dimana dia membangun proxy original. Dengan menggunakan estimasi model dinamik OLS untuk panel dari 9 US dollar *real exchange rates*, diturunkan koefisien jangka panjang untuk produktivitas relatif dan *competitiveness* dalam sektor *tradable* dan *non-tradable*, yang dikontrol oleh variabel makroekonomi standar. Implikasi dari substitutabilitas yang imperfek dari *tradable* lebih baik dibanding asumsi neoklasik standar mengenai *price equalization*. Ukuran *competitiveness* signifikan secara statistik dalam menerangkan deviasi dari *Purchasing Power Parity*.

Kenneth Rogoff (1996) dalam artikelnya, yang dimaksud dengan *Purchasing Power Parity Puzzle* adalah: Bagaimana dapat merekonsiliasi penyimpangan jangka pendek yang sangat besar dari *real exchange rates* dengan tingkat kelambatan yang sangat ekstrem pada saat *shock* terlihat samar-samar? Kebanyakan penjelasan dari penyimpangan *exchange rate* jangka pendek menunjuk pada faktor finansial seperti perubahan dalam preferensi portofolio, harga aset jangka pendek dan *monetary shock*. Bahwa dari banyak pendapat ekonom menyimpulkan penyebab *Purchasing Power Parity puzzle* dalam jangka pendek kebanyakan disebabkan oleh pasar barang internasional, yang semakin terintegrasi, meskipun tetap tersegmentasi, dengan friksi perdagangan yang besar antar barang yang diperdagangkan di luar negeri. Friksi ini mungkin disebabkan oleh biaya transportasi, tarif, *non-tariff barrier*, biaya informasi, atau mobilitas tenaga kerja yang langka. Sebagai konsekuensi dari banyaknya biaya penyesuaian, ada penyangga yang besar dimana nominal *exchange rates* dapat bergerak tanpa menghasilkan respon yang proporsional terhadap harga domestik yang relatif. Meskipun pasar dunia semakin terintegrasi, akan tetapi tidaklah sama dengan terintegrasinya pasar dalam negeri. Meskipun demikian penjelasan

di atas belumlah memuaskan untuk menjelaskan mengenai *Purchasing Power Parity Puzzles*.

Balassa menyatakan dalam artikelnya, bahwa doktrin *Purchasing Power Parity* akan dapat diaplikasikan jika produktivitas naik dan penyesuaian upah sama di tiap negara, dan jika diasumsikan produksinya netral dan ada efek konsumsi. Dengan asumsi ini, perubahan yang paralel dalam tingkat harga-harga umum akan berlaku dan doktrin akan memberikan jawaban yang benar: tidak membutuhkan penyesuaian dari tingkat *exchange rates*.

Temuan lainnya dari Balassa adalah studi empirik mengenai adanya hubungan positif antara pertumbuhan dalam produktivitas di sektor *traded goods* dan rasio dari GDP deflator terhadap index harga-harga *traded goods*.

Balassa juga mengemukakan bahwa dengan memasukkan *non-traded goods* dalam model, keberadaan hubungan sistematis antara *Purchasing Power Parity* dan *exchange rates* diindikasikan antar negara sebagaimana perbandingan intertemporal. Hubungan ini dapat membantu dalam menentukan *overvalued* atau *undervalued* dari mata uang dan perubahan dalam tingkat *over-under-valuation*, meskipun tidak mengindikasikan besaran dari revaluasi yang diinginkan/diperlukan.

Alan M. Taylor (2000) meneliti mengenai *Purchasing Power Parity* sejak akhir abad 19. Data dikumpulkan dari 20 negara selama satu tahun. Pembuktian dari *Purchasing Power Parity* jangka panjang yang sangat baik jika menggunakan uji univariat dan multivariat dengan kekuatan yang lebih besar. Analisis varians residual memperlihatkan bahwa *floating exchange rates* secara umum berhubungan dengan penyimpangan yang besar dari *Purchasing Power Parity*, sebagaimana diperkirakan; hasil ini tidak diakibatkan oleh penyimpangan tetap yang lebih besar secara signifikan dalam regim tertentu, tetapi oleh *shock* yang lebih besar dalam *exchange rates*. Di samping itu, perubahan dalam ukuran *shock* tergantung dari ekonomi politik dari rejim dalam

memilih kebijakan moneter dan *exchange rates* di bawah kendala trilema.

HIPOTESIS

Pendekatan Paritas Daya Beli memiliki asumsi bahwa harga barang dapat bergerak secara leluasa (*perfectly flexible*) akibat tidak adanya pajak dan biaya transportasi serta diasumsikan bahwa semua barang dalam pasar merupakan *traded goods*. Kedua asumsi ini menghendaki kondisi pasar berada dalam keadaan persaingan sempurna. Implikasinya, bahwa suatu negara dapat membeli barang di suatu negara yang memiliki harga paling murah.

Pada kondisi normal, kurs yang tercipta biasanya cenderung mengikuti paritas daya belinya. Dalam jangka pendek, *destabilizing speculation* memiliki kekuatan untuk mempengaruhi fluktuasi kurs hingga kurs yang terjadi cenderung meninggalkan paritas daya belinya. Apabila kekuatan *destabilizing speculation* menurun, maka kurs riil akan kembali mendekati paritas daya beli. Penyimpangan kurs dapat terjadi karena adanya penilaian yang berlebihan terhadap mata uang asing, yang biasanya dipicu oleh tingginya inflasi di dalam negeri. Tingginya inflasi dapat melemahkan dan menurunkan daya saing ekspor terhadap barang-barang impor.

Selain faktor di atas, peranan intervensi pemerintah juga diyakini turut bermain dalam menciptakan berapa besarnya nilai kurs ideal. Apabila ditelusuri lebih lanjut, kestabilan kurs yang diciptakan melalui intervensi, dan bukan melalui mekanisme pasar, sebenarnya tidak akan bertahan lama. Hal ini disebabkan karena cadangan devisa yang dipakai untuk menjaga kestabilan kurs apabila terjadi penyimpangan, pasti semakin lama semakin menipis. Kondisi ini secara tidak langsung akan mengakibatkan pergerakan kurs menjadi semakin tidak terkendali.

Negara Indonesia merupakan negara-negara yang memiliki proteksi tinggi terhadap industri dalam negeri. Apabila dalam suatu

perdagangan terdapat berbagai macam *barriers*, baik tarif maupun non tarif, maka dapat mengakibatkan *traded goods* menjadi *nontraded goods*. Semakin banyak *barriers* yang diterapkan dalam perdagangan, maka perdagangan yang terjadi sifatnya makin tidak sempurna dan paritas daya beli menjadi tidak berlaku. Adanya pengaruh biaya transaksi, biaya transportasi, tarif maupun proteksi lainnya, diyakini akan membuat keseimbangan paritas daya beli terganggu, begitu pula apabila terdapat distorsi harga perdagangan itu sendiri.

Berangkat dari asumsi-asumsi tersebut di atas, maka hipotesis yang bisa dikemukakan dalam penelitian ini adalah bahwa *konsep Paritas Daya Beli tidak berlaku dalam jangka panjang untuk negara Indonesia*.

METODOLOGI PENELITIAN

Pengujian hipotesis apakah Paritas Daya Beli berlaku bagi keseimbangan jangka panjang akan dilakukan dengan teknik kointegrasi. Pengujian akar-akar unit dan kointegrasi telah menjadi subyek yang menarik dalam perkembangan teknik ekonometri saat ini, karena uji akar-akar unit memiliki implikasi yang besar dalam data ekonomi makro. Apabila variabel struktural memiliki *unit roots*, maka diperkirakan apabila terjadi *shock* terhadap variabel tersebut maka *shock* itu akan bersifat permanen (Basri, 1997:44).

Implikasi dari pengujian Paritas Daya beli adalah apabila data seri nilai tukar nominal (*st*) dan perbedaan harga (*pt*) *cointegrated* maka kita dapat menduga bahwa apabila terjadi *shock*, dampaknya akan menghilang seiring dengan waktu, sehingga dalam jangka panjang nilai tukar nominal akan sama dengan keseimbangan dari perbedaan inflasi kedua negara. Dengan kata lain, apabila series tersebut *cointegrated* pada orde yang sama, maka hipotesis bahwa Paritas Daya beli dalam keseimbangan jangka panjang dapat diterima.

Suatu data time series dikatakan *integrated* pada orde *d* atau ditulis $I(d)$, apabila setelah

dideferensiasi sebanyak *d* kali, akan menjadi data atau series yang stasioner. Series dikatakan *integrated* pada orde satu atau $I(1)$, karena series tersebut stasioner pada orde pertama. Di sisi lain, apabila terdapat series yang *integrated* pada orde nol atau $I(0)$, karena series tersebut stasioner tanpa memerlukan dideferensiasi lagi (Thomas, 1997:409).

Dalam melakukan uji kointegrasi, langkah pertama yang harus kita lakukan adalah meyakinkan apakah seri tersebut *integrated* pada derajat yang sama. Untuk menguji apakah seri tersebut *integrated* pada orde yang sama, maka kita dapat menggunakan uji akar-akar unit Dickey-Fuller test dan Phillip Peron test (Basri, 1997:45-46).

Setelah dilakukan pengujian akar-akar unit Dickey-Fuller test, langkah selanjutnya melakukan uji kointegrasi Engle Granger dan pengujian ini bertujuan untuk melihat apakah variabel *s*, dan *p*, *cointegrated*. Apabila variabel *s*, dan *p*, *cointegrated*, kita dapat menyimpulkan bahwa Paritas Daya beli dalam jangka panjang untuk negara Indonesia dapat diterima.

Model runtun waktu disusun berdasarkan asumsi penting bahwa data runtun waktu yang akan dianalisis dihasilkan oleh proses random atau stokastik. Apabila karakteristik proses stokastik berubah sepanjang waktu, yaitu apabila proses tersebut non stasioner, maka merupakan hal yang sukar untuk membentuk model proses stokastik tersebut melalui sebuah persamaan dengan koefisien-koefisien tetap yang dapat diestimasi dari data-data lampau. Proses stokastik akan lebih mudah dijelaskan jika karakteristik proses itu tidak berubah sepanjang waktu. Dengan demikian stasionaritas merupakan karakteristik penting dari proses stokastik (Pyndick dan Rubinfeld, 1976:435).

Sampai saat ini teori ekonometri berlandaskan asumsi bahwa data adalah stasioner (Hendry, 1986:201). Data yang stasioner pada dasarnya tidak memiliki variasi yang terlalu besar selama periode observasi dan memiliki kecenderungan untuk mendekati nilai

rata-ratanya (Granger, 1986: 214 dalam Insukindro, 1994:129)

Untuk mengetahui apakah data runtun waktu yang digunakan stasioner atau tidak, akan dilakukan uji akar-akar unit dan uji derajat integrasi. Data yang tidak stasioner ditandai oleh R^2 , juga uji t yang relatif tinggi namun memiliki nilai statistik Durbin Watson yang rendah, bahkan lebih rendah dari R^2 . Ini memberikan indikasi bahwa regresi yang dihasilkan lancung atau semrawut dan dikenal dengan regresi lancung (Gujarati, 1995:724). Akibat yang ditimbulkan oleh regresi lancung antara lain adalah koefisien regresi penaksir tidak efisien, peramalan berdasarkan regresi tersebut akan meleset dan uji baku yang umum untuk koefisien regresi penaksir tidak efisien, peramalan berdasarkan regresi tersebut akan meleset jauh dan uji baku yang umum untuk koefisien regresi terkait menjadi tidak sah atau *invalid* (Insukindro, 1992:260).

Apabila variabel-variabel yang diamati memiliki derajat integrasi yang sama, maka dapat dilakukan estimasi regresi kointegrasi. Regresi kointegrasi ditaksir untuk menguji apakah residual regresi yang dihasilkan stasioner atau tidak (Insukindro, 1994: 129).

1. Uji Akar-Akar Unit dan Uji Derajat Integrasi

Uji akar-akar unit dapat dipandang sebagai uji stasioner data. Uji tersebut dimaksudkan untuk mengamati apakah koefisien-koefisien tertentu dari model otoregresif yang ditaksir memiliki nilai satu atau tidak. Tetapi, karena model tersebut memiliki distribusi yang tidak baku, maka uji statistik yang tidak baku seperti uji t dan uji F tidak cukup layak dipakai untuk menguji hipotesis yang diketengahkan. Penelitian ini menggunakan dua uji yang dikembangkan oleh Dickey dan Fuller. Uji akar-akar unit dilakukan dengan menaksir model otoregresif berikut ini (Insukindro, 1994: 13):

$$DX_t = a_0 + a_1 BX + \sum_{i=1}^k b_i B^i DX_t \dots (1)$$

$$DX_t = c_0 + c_1 T + c_2 BX_t + \sum_{i=1}^k b_i B^i DX_t \dots (2)$$

dimana :

- $DX_t = X_t - X_{t-1}$
- $B =$ Backward lag operator
- $BX_t = X_{t-1}$
- $k = N^{1/3}$ dimana N adalah jumlah observasi
- $T =$ trend tertentu
- $X_t =$ variabel yang diamati pada periode t

Hipotesis nol yang diuji adalah bahwa $a_1 = 0$ dan $c_2 = 0$. nilai tersebut ditunjukkan oleh nisbah t pada koefisien regresi BX_t pada persamaan (1) dan (2) selanjutnya nisbah t tersebut dibandingkan dengan nilai kritis statistik DF (ADF) untuk mengetahui ada tidaknya akar-akar unit.

Uji derajat integrasi dilakukan untuk mengetahui pada derajat atau order diferensi beberapa data yang diamati akan stasioner. Uji derajat integrasi dilakukan apabila uji akar-akar unit mengemukakan fakta bahwa data yang diamati merupakan perluasan dari uji akar-akar unit. Uji derajat integrasi dilakukan dengan menaksir model otoregresif berikut ini (Insukindro, 1994):

$$D^2 X_t = e_0 + e_1 BDX_t - \sum_{i=1}^k f_i B^i D^2 X_t \dots (3)$$

$$D^2 X_t = g_0 + g_1 T + g_2 BDX_t + \sum_{i=1}^k h_i B^i D^2 X_t \dots (4)$$

dimana :

- $D^2 X_t = DX_t - DX_{t-1}$
- $BDX_t = DX_{t-1}$

Nilai statistik *DF* dan *ADF* untuk mengetahui pada derajat keberapa suatu data akan stasioner dapat dilihat pada nisbah *t* pada koefisien regresi BDX_t persamaan (3) dan (4). Jika e_1 dan g_2 sama dengan nol satu, maka variabel X_t dikatakan stasioner pada derajat satu atau $I(1)$. Jika e_1 dan g_2 sama dengan nol, maka variabel X_t belum stasioner pada deferensi pertama. Bila hal tersebut terjadi, uji derajat integrasi perlu dilanjutkan sehingga diperoleh data yang stasioner. Untuk uji akar-akar unit dan derajat integrasi, apabila nilai hitung mutlak *DF* dan *ADF* lebih kecil daripada nilai kritis mutlak (pada α 10%), maka variabel tersebut tidak stasioner, sebaliknya jika nilai hitung mutlak *DF* dan *ADF* lebih besar daripada nilai kritis mutlak (pada α 10%), maka variabel tersebut stasioner.

2. Uji Kointegrasi

Uji kointegrasi merupakan kelanjutan dari kedua uji di atas. Hal ini karena untuk dapat melakukan uji kointegrasi harus diyakini terlebih dahulu variabel terkait dalam pendekatan ini mempunyai derajat integrasi yang sama atau tidak. Pada umumnya sebagian besar diskusi mengenai isu terkait lebih memusatkan perhatiannya pada variabel yang berintegrasi nol $I(0)$ atau satu $I(1)$.

Untuk mendapat gambaran mengenai pendekatan kointegrasi, anggaplah kita memiliki satu himpunan variabel runtun waktu *X*. Komponen *X* dikatakan berkointegrasi pada orde (derajat) *d*, *b* atau ditulis $CI(d,b)$, bila: (1) setiap elemen *x* berintegrasi pada derajat *d* atau $I(d)$ dan (2) terdapat satu vektor *k* yang tidak sama dengan nol, sehingga $W=k'X-I(d,b)$, $d>0$, dan *k* merupakan vektor kointegrasi.

Implikasi penting dari ilustrasi dan definisi di atas adalah bahwa jika dua variabel atau lebih mempunyai derajat integrasi yang berbeda, katakanlah $X = I(1)$ dan $Y = I(2)$, maka kedua variabel tersebut tidak dapat berkointegrasi (Insukindro, 1992:262). Selanjutnya ada enam implikasi yang ditimbulkan dari adanya kointegrasi yang antara lain berkaitan dengan

peramalan jangka pendek dan jangka panjang, kontrol optimal (*optimum kontrol*), kausalitas Granger (*Granger causality*) dan spekulasi pasar (*speculative market*).

Berkaitan dengan uji kointegrasi, tulisan Engle dan Granger (1987) mungkin merupakan makalah yang penting dalam pendekatan ini. Mereka menengahkan 7 uji statistik untuk menguji hipotesa nol tidak adanya kointegrasi. Namun demikian mereka berpendapat bahwa sebagian besar kasus yang diamati ternyata bahwa uji *CRDW* (*Cointegration-Regression Durbin-Watson*), *DF* (*Dickey-Fuller*) merupakan pendekatan yang disukai. Oleh karena itu dalam tulisan ini juga hanya dibahas ketiga uji tersebut di atas.

Untuk menghitung statistik *CRDW*, *DF* dan *ADF* ditaksir regresi kointegrasi berikut ini dengan *OLS*:

$$Y_t = m_0 + m_1 X_{1t} + m_2 X_{2t} + E_t \dots\dots\dots (5)$$

Dimana *Y* = variabel tak bebas (*dependent variable*) dan X_1 serta X_2 merupakan variabel bebas (*independent variable*) dan *E* adalah variabel gangguan (*residual*). Dalam kasus ini dianggap bahwa Y, X_1 dan X_2 mempunyai derajat integrasi yang sama, misalnya $I(1)$.

Kemudian regresi berikut ini ditaksir dengan *OLS*:

$$DE_t = p_1 - BE_t \dots\dots\dots (6)$$

$$DE_t = p_1 - BE_t + \sum_{i=1}^k w_i B^i DE_t \dots\dots\dots (7)$$

Nilai statistik *CRDW* ditunjukkan oleh nilai statistik *Durbin-Watson* pada persamaan (5) dan statistik *DF* dan *ADF* ditunjukkan oleh nisbah *t* pada koefisien $-BE_t$ pada persamaan (6) dan (7). Nilai kritis untuk ketiga uji tersebut dapat dilihat pada Engle dan Granger (1987, Tabel III) dan Engle dan Yoo (1987, Tabel 2). Dari Engle dan Granger (1987), dapat diketahui

bahwa dengan derajat keyakinan 5 persen, nilai kritis untuk statistik *CRDW*, *DF* dan *ADF* masing-masing besarnya adalah 0,386; 3,37; 3,17.

3. Jenis dan Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data bulanan yang diperoleh dari International Financial Statistics (IFS), dengan periode pengamatan 1974.4-1998.3. data nilai tukar adalah data nilai tukar pada periode akhir bulanan (nilai tukar dinyatakan dalam mata uang domestik terhadap US Dollar), dinyatakan dalam satuan Rupiah. Data harga yang digunakan adalah *Consumer Price Index* (CPI) dengan tahun dasar 1990.

4. Definisi Operasional Variabel

Variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah:

1. Nilai Tukar (*st*) adalah nilai tukar ekuilibrium rata-rata perbulan nilai rupiah terhadap dolar Amerika.
2. Tingkat harga (*pt*) adalah Indeks Harga Konsumen (IHK) berdasarkan tahun dasar 1990.

5. Metode Analisis

Untuk menguji hipotesa bahwa Paritas Daya Beli berlaku dalam keseimbangan jangka panjang di negara Indonesia, digunakan pendekatan akar-akar unit Dickey-Fuller. Pengujian selanjutnya berupa pengujian kointegrasi, dengan dasar Engle Granger test. Apabila pengujian kointegrasi menunjukkan variabel bisa terkointegrated maka, maka hipotesis berlakunya Paritas Daya Beli dapat diterima. Lebih lanjut, analisis PPP ini akan melihat ketika nilai tukar diestimasi secara keseluruhan dari tahun 1974-1998 dalam dua periode nilai tukar, dan ketika analisis dibagi dalam periode nilai tukar yang berbeda, yaitu tahun 1974-1986 periode nilai tukar tetap dan tahun 1986-1998 periode nilai tukar mengambang terkendali.

Adapun Spesifikasi Model yang digunakan untuk mengestimasi PPP Absolut menggunakan model persamaan:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t$$

Untuk PPP Relatif menggunakan model persamaan:

$$\Delta s_t = \beta_0 + \beta_1(\Delta p_t - \Delta p_t^*) + \varepsilon_t$$

dimana:

- s_t = logaritma natural dari nilai tukar (kurs) spot
- Δs_t = perubahan dari logaritma natural nilai tukar (kurs) spot
- p_t = logaritma natural dari harga rata-rata tertimbang dari komoditi di dua negara.
- Δp_t = perubahan dari logaritma natural harga komoditi di dua negara (tanda * menunjukkan luar negeri).

HASIL PENGUJIAN HIPOTESIS PURCHASING POWER PARITY

1. Pengujian Akar-akar unit

Pengujian akar-akar unit (*testing for unit roots*) pada prinsipnya dimaksudkan untuk mengamati apakah koefisien tertentu dari model autoregresif yang ditaksir memiliki nilai satu ataukah tidak. Hasil pengujian akar-akar unit Dickey-Fuller ditunjukkan pada tabel 1.

Pada tabel 1 tersebut, dapat dilihat bahwa baik variabel s_t maupun variabel p_t (logaritma dari natural exchange rates) dalam tiga periode stasioner pada orde pertama atau I(1). Hal ini ditunjukkan oleh besarnya nilai t kritis pada taraf keyakinan 5% dari nilai t statistiknya.

Pengujian akar-akar unit ini penting artinya untuk melihat apakah data yang akan diuji stasioner ataukah tidak, dan selanjutnya untuk melihat pada derajat ke berapa data tersebut akan stasioner.

Tabel 1. Uji Akar-akar unit Dickey-Fuller

Variabel	Nilai t-stat		Nilai t-stat	
	DF	ADF	DF	ADF
1974.4-1998.3				
ST	1.292469	-1.152219	-15.85768***	-15.96794***
PT	1.408312	0.457740	-8.662028***	-8.744351***
DST	-15.85768***	-15.96794***		
DPT	-8.662028***	-8.744351***		
ST1	-0.026937	-14.88629***	-14.88629***	-15.06371***
1974.4-1986.3				
ST	-0.135531	-2.601750	-12.01663***	-12.01642***
PT	-1.857913	-3.207377	-15.61196***	-15.69225***
DST	-12.01663***	-12.01642***		
DPT	-15.61196***	-15.69225***		
STK	-5.541060***	-11.73383***		
1986.4-1998.3				
ST	1.454588	0.442835	-10.99791***	-11.11991***
PT	2.323965	1.387663	-7.080002***	-7.449893***
DST	-10.99791***	-11.11991***		
DPT	-7.080002***	-7.449893***		
STT	-9.071507***	-9.891080***	-0.107927	-5.994592***
PTT	-0.107927	-5.994592***	-12.19336***	-12.34835***

*** = signifikan pada 0,01; ** = signifikan pada 0,05; * = signifikan pada 0,10

Nilai kritis berdasarkan MacKinnon:

DF : $\alpha (0,01) = -3,453153$; $\alpha (0,05) = -2,871474$; $\alpha (0,10) = -2,572135$

ADF : $\alpha (0,01) = -3,990585$; $\alpha (0,05) = -3,425671$; $\alpha (0,10) = -3,135994$

2. Pengujian Kointegrasi

Pengujian kointegrasi merupakan kelanjutan dari uji akar-akar unit dan uji integrasi. Uji kointegrasi baru dapat dilakukan apabila variabel-variabel yang diamati memiliki derajat integrasi yang sama. Pengujian kointegrasi dilakukan berdasarkan Engle Granger test.

Tabel 2. menunjukkan hasil pengujian kointegrasi berdasarkan Engle Granger test. Tabel tersebut menunjukkan bahwa besarnya nilai t statistik yang diperoleh, baik melalui Dickey-Fuller maupun Augmented Dickey-Fuller untuk Indonesia selama periode diamati tidak cukup kuat untuk menolak kenyataan bahwa s_t dan p_t tidak berkointegrasi. Dengan

Tabel 2. Tes Kointegrasi Engle Granger untuk PPP Indonesia Berdasarkan \$US

	PPP Absolut		PPP Relatif		PPP Absolut C-0	
	DF	ADF	DF	ADF	DF	ADF
1974-98	-2.542021	-2.395979	-16.77587***	-12.66124***	-17.33554***	-12.09894***
1974-86	-2.542021	-2.395979	-12.06096***	-8.457435***	-10.29056***	-6.624873***
1986-98	-1.961170	-1.756387	-12.56745***	-9.831747***	-12.35653***	-9.192545***

Keterangan:

Nilai CRDW, DF dan ADF tabel dengan N= 100 dan jumlah variabel = 2 serta $\alpha = 5\%$, masing-masing 0,39;3,37;3,17, sedangkan $\alpha = 1\%$, masing-masing 0,51; 4,07 ;3,73.

kata lain, tidak ada alasan untuk menerima bahwa s_t dan p_t berkointegrasi untuk pengujian berlakunya *Purchasing Power Parity Absolut*. Akan tetapi ketika penyakit autokorelasi telah dihilangkan dengan metode Cochrane-Orcutt, maka untuk PPP Absolut dan juga untuk PPP Relatif dalam tabel 2 menunjukkan bahwa besarnya nilai t statistik yang diperoleh, baik melalui Dickey-Fuller maupun Augmented Dickey-Fuller untuk Indonesia selama periode diamati mendukung kenyataan bahwa s_t dan p_t , serta ds_t dan dp_t berkointegrasi. Dengan kata lain, tidak ada alasan untuk menolak bahwa s_t dan p_t , serta ds_t dan dp_t berkointegrasi untuk pengujian berlakunya PPP Absolut dengan

COCR dan PPP Relatif selama periode diamati. Terkointegrasi-nya variabel s_t dan p_t serta ds_t dan dp_t memberikan indikasi bahwa secara umum Paritas Daya Beli Absolut dan Relatif berlaku dalam keseimbangan jangka panjang.

Tabel 3 mempresentasikan hasil dari estimasi persamaan *Purchasing Power Parity* menggunakan *Consumer Price Index* (CPI) selama periode April 1974 sampai dengan Maret 1998. Kurs valas yang digunakan meliputi kurs dari mata uang Rupiah terhadap mata uang dollar Amerika Serikat. Bagian atas dari tabel meringkas hasil estimasi *Purchasing Power Parity Absolut* dengan metode OLS dan

Tabel 3. Estimasi Regresi Purchasing Power Parity Indonesia berdasarkan \$ US

Kurs	β_0	β_1	R ²	DW	SEE	F	Metode
A. Absolut							
74-98	7.235886*** (0.034738)	2.136917*** (0.084365)	0.818780	0.122524	0.156185	641.5760	OLS
	0.497907*** (0.003956)	1.832428*** (0.149060)	0.346515	2.052553	0.066042	151.1234	COCR
74-86	7.235886*** (0.034738)	2.136917*** (0.084365)	0.818780	0.122524	0.156185	641.5760	OLS
	0.480634*** (0.006464)	0.831459*** (0.219562)	0.092317	1.715019	0.047867	14.34065	COCR
86-98	7.454384*** (0.016106)	1.480431*** (0.079562)	0.709152	0.236468	0.159608	346.2274	OLS
	0.623129*** (0.007579)	1.656067*** (0.282713)	0.194616	2.070893	0.076316	34.313349	COCR
A. Relatif							
74-98	0.007689* (0.003906)	0.575346** (0.243494)	0.019214	1.987353	0.063141	5.583169	OLS
74-86	0.006668* (0.003739)	0.075703 (0.224398)	0.000807	2.030838	0.043375	0.113812	OLS
86-98	0.007349 (0.006903)	1.181547*** (0.448288)	0.046640	2.096489	0.077281	6.946848	OLS

Keterangan:

- Estimasi PPP Absolut menggunakan $s_t = \beta_0 + \beta_1(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t$; untuk PPP Relatif menggunakan $\Delta s_t = \beta_0 + \beta_1(\Delta p_t - \Delta p_t^*) + \varepsilon_t$.
- Angka dalam kurung di bawah setiap koefisien adalah standar error estimasi.
- Tanda bintang (*) menunjukkan signifikansi pada tingkat 5%. Diaplikasikan untuk menguji hipotesis nol $\beta_0 = 0$ dan $\beta_1 = 1$.
- R² adalah koefisien determinasi. DW adalah statistik Durbin Watson. SEE adalah standard error of estimates.
- OLS adalah estimasi Ordinary Least Square dan COCR adalah estimasi dengan menggunakan metode Cochrane-Orcutt.

Cochrane-Orcutt dan bagian bawah tabel memuat hasil dari estimasi *Purchasing Power Parity* Relatif dengan OLS dan Cochrane-Orcutt.

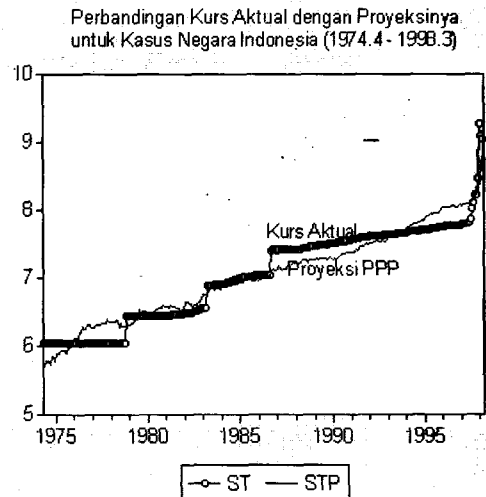
Secara statistik, hampir semua koefisien signifikan pada tingkat 5%. Hasil estimasi menunjukkan teori *Purchasing Power Parity* Absolut tidak bisa dipegang, dilihat dari koefisien $\beta_1=1$. Sementara untuk teori *Purchasing Power Parity* Relatif mempunyai hasil yang signifikan dilihat dari restriksi koefisien $\beta_1=1$, untuk periode 1974.4-1998.3 dan 1986.4-1998.3. Ini menunjukkan bahwa kurs valas (nilai tukar) bisa dijelaskan, sebagian, oleh harga relatif. Namun, bagaimanapun, hipotesis $\beta_1=1$ secara umum ditolak oleh data yang ada. Kenyataan ini mengindikasikan bahwa *Purchasing Power Parity Absolut* secara umum tidak bisa dipegang selama periode 1970-an sampai 1990-an. Hasil ini sama dengan yang ditemukan oleh Frenkel (1978) dan Krugman (1978) dalam studi mereka. Demikian juga banyak penelitian mengenai *Purchasing Power Parity* di dunia hampir semuanya menunjukkan hasil yang menyimpang dari teori *Purchasing Power Parity* (Fraser, et al., 1991; Ardeni dan Lubian, 1991; Kulkarni and Nanda kumar, 1992).

Kenyataan ini dapat dilihat dari grafik proyeksi *Purchasing Power Parity* dibandingkan dengan kurs aktual, dimana terlihat bahwa dalam periode 1974.4-1998.3 dan periode 1986.4-1998.3, keduanya mempunyai kecenderungan dan arah yang sama dibandingkan selama periode diberlakukannya sistem nilai tukar tetap 1974.4-1986.3 (lihat grafik proyeksi *Purchasing Power Parity*).

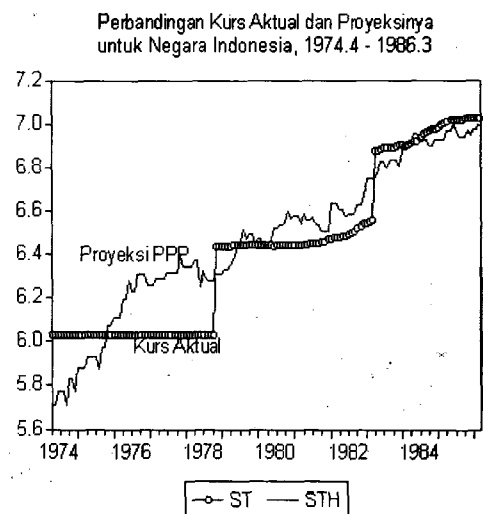
Sebaliknya, *Purchasing Power Parity* Relatif secara umum bisa dipegang selama periode 1970-an sampai 1990-an. Hal ini menunjukkan bahwa estimasi nilai tukar Indonesia lebih bisa dijelaskan oleh variabel selisih inflasi dalam negeri dan luar negeri daripada oleh harga-harga.

Tidak dapat dipegangnya estimasi PPP

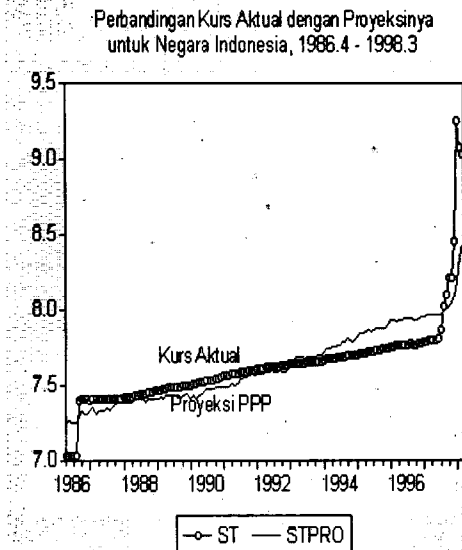
Relatif dalam periode 1974.4-1986.3 menunjukkan bahwa selama periode diberlakukannya sistem nilai tukar tetap PPP tidak bisa dengan tepat memproyeksikan nilai tukar Indonesia. Sebaliknya dapat dipegangnya estimasi PPP relatif selama periode 1986.4-1998.3 menunjukkan bahwa dalam periode sistem nilai tukar mengambang terkendali, PPP



Gambar 1. Perbandingan Kurs Aktual dengan Proyeksi PPP Absolut untuk Indonesia, 1974.4-1998.3.



Gambar 2. Perbandingan Kurs Aktual dengan Proyeksi PPP Absolut untuk Indonesia, 1974.4-1986.3



Gambar 3. Perbandingan Kurs Aktual dengan Proyeksi PPP untuk Indonesia, 1986.4-1998.3

relatif dapat dengan tepat memproyeksikan nilai tukar yang terjadi di Indonesia selama periode tersebut.

Penyimpangan yang terjadi dalam teori *Purchasing Power Parity* ini disebabkan oleh beberapa hal, di antaranya; Pertama, dalam kenyataannya ada biaya transaksi dan hambatan-hambatan perdagangan, seperti bea masuk dan kuota terhadap barang-barang luar negeri (impor), sehingga hal ini akan mempengaruhi permintaan domestik terhadap barang impor.

Kedua, adanya perbedaan variasi waktu antara harga barang-barang yang diperdagangkan (*traded goods*) dan barang-barang yang tidak diperdagangkan (*non-traded goods*). Dengan kata lain, tingkat harga umum untuk masing-masing negara disusun dari rata-rata tertimbang dari barang yang diperdagangkan dan tidak diperdagangkan, sementara kurs valas hanya bereaksi terhadap harga-harga relatif dari barang yang diperdagangkan.

Ketiga, adanya faktor multivariat dan simultan. Tidak dimasukkannya variabel penjelas lain, yang mungkin berpengaruh secara

signifikan, mungkin merupakan salah satu penyebab terjadinya penyimpangan terhadap PPP. Penentuan kurs menurut model *Purchasing Power Parity* hanya memasukkan aliran komoditi dari satu negara ke negara lain, namun tidak memperhitungkan aliran modal dan faktor-faktor lain yang diyakini sebagai penentu kurs valas. Selain itu, masalah-masalah statistik juga merupakan faktor penyebab ditolaknya PPP.

Keempat, Balassa (1964) berpendapat bahwa karena jasa-jasa umumnya tidak diperdagangkan, padat karya, dan relatif pertumbuhan produktivitasnya rendah, maka tingkat harga riil pada perekonomian yang tumbuh pesat akan meningkat sepanjang waktu. Dengan kata lain, penyimpangan *Purchasing Power Parity* (kurs valas riil tidak sama dengan satu) terutama disebabkan oleh perbedaan produktivitas dalam produksi barang-barang yang diperdagangkan antara dua negara. Di samping itu, menurut Balassa, di negara di mana harga jasa/services lebih tinggi pada tingkat pendapatan yang lebih tinggi, cenderung menuju pada perbedaan sistematis antara *Purchasing Power Parity* dan *exchange rates*. Hipotesis ini terbukti setelah diuji dengan penelitian di 20 negara dengan hasil bahwa memang ada hubungan positif antara kedua variabel tersebut dengan koefisien korelasi 0,92 dan signifikan pada 2 persen.

Kelima, negara yang mengalami defisit transaksi berjalan dan membiayai kenaikan permintaan agregat dengan meminjam akan menaikkan harga relatif barang yang tidak diperdagangkan, dan pada gilirannya tingkat harga riil juga akan meningkat, dimana ini dialami oleh AS pada tahun 1980an (Baillie dan McMahon, 1990: h. 70).

KESIMPULAN

Penelitian ini bertujuan untuk menguji hipotesis bahwa Paritas Daya Beli berlaku dalam keseimbangan jangka panjang, dengan mengaplikasikan test kointegrasi dari *natural exchange rates* dan *price differentials*. Pengujian dilakukan dengan menggunakan basis Dollar

Amerika untuk negara Indonesia. Hasil penelitian memperlihatkan kenyataan sebagai berikut:

1. Pengujian dengan akar-akar unit Dickey-Fuller dan Augmented Dickey-Fuller menunjukkan bahwa ternyata hampir semua variabel stasioner pada derajat pertama. Meskipun demikian, pengujian kointegrasi dengan Engle Granger menunjukkan bahwa s_t maupun p_t tidak berkointegrasi untuk *Purchasing Power Parity Absolut*.
2. Hasil estimasi menunjukkan teori *Purchasing Power Parity Absolut* tidak bisa dipegang untuk negara Indonesia. Secara umum, hipotesis $\beta_1=1$ ditolak oleh data yang ada. Kenyataan ini mengindikasikan bahwa *Purchasing Power Parity* tidak bisa dipegang selama periode 1974.4 sampai 1998.3.
3. Sementara itu pengujian kointegrasi dengan Engle Granger untuk *Purchasing Power Parity Relatif* menunjukkan bahwa ds_t maupun dp_t berkointegrasi.
4. Hasil estimasi menunjukkan teori *Purchasing Power Parity Relatif* mempunyai hasil yang hampir sama dengan hasil estimasi *Purchasing Power Parity absolut* yang dilakukan dengan metode *Cochrane-Orcutt*. Hasil estimasi *Purchasing Power Parity* relatif ternyata bisa dipegang (*hold*) untuk negara Indonesia. Ini menunjukkan bahwa kurs valas (nilai tukar) bisa dijelaskan, sebagian, oleh harga relatif. Hipotesis $\beta_1=1$ secara umum diterima oleh data yang ada, kecuali dalam periode ketika diberlakukan sistem nilai tukar tetap (1974.4-1986.3). Sedangkan ketika sistem nilai tukar mengambang terkendali diterapkan estimasi PPP relatif ini bisa menjelaskan proyeksi nilai tukar Indonesia dengan tepat. Kenyataan ini mengindikasikan bahwa *Purchasing Power Parity Relatif* juga bisa dipegang selama periode 1974.4 sampai 1998.3.

Pada saat ada kemungkinan bahwa kondisi *Purchasing Power Parity* tidak dapat berlaku dalam jangka panjang, maka bukan berarti bahwa teori tentang *Purchasing Power Parity* tidak dapat dijalankan. Hasil ini lebih disebabkan karena adanya faktor-faktor yang menyebabkan asumsi dari *Purchasing Power Parity* tidak terpenuhi dengan baik. Adanya perbedaan dalam struktur proteksi di masing-masing negara, adanya kemungkinan indeks harga memiliki struktur penimbang yang berbeda serta adanya struktur data yang berbeda, bisa menyebabkan asumsi Paritas Daya Beli (*Purchasing Power Parity*) menjadi tidak berlaku. Penolakan hipotesis Paritas Daya Beli Absolut dalam kasus negara Indonesia sehingga Paritas Daya Beli Absolut tidak dapat berlaku dalam keseimbangan jangka panjang, tampaknya bisa dijelaskan dari sudut pandang ini, mengingat tebalnya proteksi di negara Indonesia.

DAFTAR PUSTAKA

- Alan M. Taylor, 2000, "A Century of Purchasing Power Parity", *NBER Working Paper* No. 8012, November 2000
- Alan M. Taylor, 2000, "Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Tests of the Law of One Price", *NBER Working Paper Series Working Paper* 7577, March 2000
- Baak, SaangJoon, and Listrijono 2003, "Exchange Rate Volatility and Trade among the ASEAN Countries", *IMF Staff Paper*.
- Baharumshaha, Ahmad Zubaidi, Liew Khim Sena and Lim Kian Pingb, "Exchange Rates Forecasting Model: An Alternative Estimation Procedure", A Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Universiti Putra Malaysia, Labuan School of International Business and Finance, Universiti Malaysia Sabah.
- Balassa, Bela , 1964, "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *The Journal of Political Economy*, vol 72, no. 6.

- Basri, Muhammad Chatib, 1997, "Purchasing Power Parity dalam Jangka Panjang: Studi Kasus Indonesia dan Australia", *Bisnis dan Ekonomi Politik*, vol. I(1).
- Basso, Leonardo Fernando Cruz, "An Alternative Theory for Exchange Rates Determination", *SSRN Electronic Paper Collection*.
- Batiz, Fransisco L. Rivera and Luis A. Rivera Batiz, 1994, *International Finance and Open Economy Macroeconomics*, New York: Macmillan Publishing Company.
- Chee-Keong, Choong, Wai-Ching, Poon, Muzafar Shah Habibullah, and Zulkarnain Yusop, 2003, "The Validity of PPP Theory in ASEAN-Five: Another Look on Cointegration and Panel Data Analysis", *IMF Staff Paper*.
- Cheung, Yin-Wong and Menzie D. Chinn, 2000, "Currency Traders and Exchange Rate Dynamics: A Survey of the U.S. Market", CESifo Working Paper Series, *Working Paper No. 251 February 2000*.
- Chinn, Menzie David, 2001, "Menu Costs and Nonlinear Reversion to Purchasing Power Parity among Developed Countries", *NBER Working Paper, October 10, 2001*
- Cumby, Robert E., 1996, "Forecasting Exchange Rates and Relatif Prices with the Law of One Price Hamburger Standard: Is What You Want What You Get with McParity?", *NBER Working Paper Series No. 5675, July 1996*.
- Drine, Imed and Christophe Rault, 2003, "A Re-examination of the Purchasing Power Parity Using Non-stationary Dynamic Panel Methods: a Comparative Approach for Developing and Developed Countries", *William Davidson Institute Working Paper, Number 570, May 2003*.
- Edwards, Sebastian and Miguel A. Savastano, 1999, "Exchange Rates In Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need to Know?", *NBER Working Paper Series, Working Paper 7228, July 1999*.
- Engel, Charles and James C. Morley, 2001, "The Adjustment of Prices and the Adjustment of the Exchange Rate", *NBER Working Paper Series No. 8550, October 2001*.
- Engel, Charles and John H. Rogers, 2000, "Deviations From Purchasing Power Parity: Causes and Welfare Costs", Board of Governors of the Law of One Price Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers, No. 666, May 2000*
- Engle, R.F. dan B.S. Yoo, 1987, "Forecasting and Testing in Cointegrated System", *Journal of Econometrics*, 1987, 35, hal. 143-159.
- Engle, R.F. dan C.W.J. Granger, 1987, "Cointegration and Error Correction and Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 1987, 55, hal. 251-276.
- Flood, Robert P., "Explanations Of Exchange-Rate Volatiuty and Other Empirical Regularities In Some Popular Models of the Foreign Exchange Market", Board of Governors of the Federal Reserve System and University of Virginia., *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 15(1981)219-250*, North-Holland Publishing Company
- Frankel, Jeffrey A. ,1979, On the Law of One Price Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Exchange Rates Interest Differentials", *The Law of One Price*", *American Economic Review*, Vol. 69, no. 4.
- Frenkel, Jacob A., 1976, "A Monetary Approach to Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", *Scandinavian Journal of Economic*, vol. 78, no. 2
- Frenkel, Jacob A. 1978, "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence From the 1920s", *Journal of International Economics*, no. 8.
- Goldberg, Pinelopi Kuojianou, and Frank Verboven, 2001, "Market Integration and Convergence to The Law of One Price : Evidence from the European Car Market",

- NBER Working Paper Series No. 8402, July 2001.
- Goswami, Gautam, Milind Shrikhande, and Liuren Wu, 2001, "A Dynamic Equilibrium Model of Real Exchange Rates with General Transaction Costs, March 12, 2002, First Draft: February 21, 2001, *JEL Classification Codes*: C51, F31, G12, G15.
- Greene William H., 2000, *Econometric Analysis*, Fourth Edition, New Jersey-USA
- Groeny, Jan J.J., 2000, "New Multi-Country Evidence on Purchasing Power Parity: Multivariate Unit Root Test Results", Tinbergen Institute, Erasmus University Rotterdam, Econometric Institute Report EI 2000-9/A
- Gujarati, D.N., 1995, *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, Inc.
- Hsiao, Cheng, 1995, "Analysis of Panel Data", *Econometrics Society Monographs* No. 11, Cambridge University Press.
- Insukindro, 1990, "The Monetary Sector in Indonesia: Time Series Property of the Data and Some Issues of Model Specification", *Ekonomi dan Keuangan Indonesia*, Vol. 38, No.2
- Insukindro, 1990a, "Pendekatan Empirik & Kointegrasi", *Jurnal Ekonomi dan Keuangan Indonesia*, Vol. 46 No. 4: 451-471
- Insukindro, 1993, "Ekonomi Uang dan Bank: Teori dan Pengalaman di Indonesia", Yogyakarta: BPFE-UGM
- Insukindro, 1990 b, "Penurunan Data Bulanan dari Data Tahunan", *Ekonomi dan Keuangan Indonesia*, 38, hal. 347-357.
- _____, 1990, "Pendekatan Stok Penyangga Permintaan Uang: Tinjauan Teoritik dan Sebuah Studi Empirik di Indonesia", *Jurnal Ekonomi dan Keuangan Indonesia*, FE UI Vol. 46, No. 4: 451-471.
- _____, 1992 b, "Dynamic Specification of Demand for Money A Survey of Recent Development", *Jurnal Ekonomi Indonesia*, Vol. 1, No. 1: 9-23
- _____, 1992 c, "Pendekatan Kointegrasi dalam Analisis Ekonomi: Studi Kasus Permintaan Deposito dalam Valuta Asing di Indonesia", *Jurnal Ekonomi Indonesia*, Vol. 1, No. 2: 259-270
- _____, 1999, "Pembentukan Model dalam Penelitian Ekonomi", *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, Tahun VII, No. 1: 1-8
- _____, 1999, "Pemilihan Model Ekonomi Empirik dengan Pendekatan Koreksi Kesalahan", *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, Vol. 14, No. 1: 1-8
- Jack H. Penm, Jammie Penm and R.D Terrel, "Testing Purchasing Power Parity in the Framework of Vector Error Correction Modelling", The Australian National University.
- Jack H. Penm, Jammie Penm and R.D Terrel, "Testing Purchasing Power Parity and Efficiency in the Taiwan Foreign exchange rates", The Australian National University.
- John T. Cuddington and Hong Liang, 1998, "Re-Examining The Purchasing Power Parity Hypothesis over Two Centuries", *Journal of International Money and Finance* (2000).
- Klaassen, Franc, 1999, "Purchasing Power Parity: Evidence from a New Test", *JEL Classification*: F31, C52, C53, October 6, 1999.
- Krugman, Paul R. dan Maurice Obstfeld, 1997, *International Economics: Theory and Policy*, 4th Edition, Addison Wesley Longman Inc.
- Leonardo Fernando Cruz Basso, 1998, "An Alternative Theory for Exchange Rate Determination" *Social Science Research Network Electronic Paper Collection*, April 1998.

- Levich, Richard M., 1996, "Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination, and Market Efficiency" dalam Ronald W. Jones dan Peter B. Kenen, *Handbook of International Economics: International Monetary Economics and Finance*, edisi II, North Holland.
- MacDonald, Ronald dan Mark P. Taylor, 1993, "Exchange Rate Economics: A Survey", *IMF Staff Papers*, vol 49, no. 1.
- MacDonald, Ronald dan Mark P. Taylor, 1993, "The Monetary Approach to The Exchange Rate", *IMF Staff Papers*, vol 40, no. 1.
- Maddala, G.S., 1998, *Introduction to Econometrics*, MacMillan Publishing Company.
- Mankiw, Gregory N., 1994, *Macroeconomics*, Second Edition, New York: Worth Publisher.
- Meese, Richard A. and Kenneth Rogoff, 1983, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics*, no. 14
- Mudrajad Kuncoro, 2001, *Manajemen Keuangan Internasional*, Edisi Kedua, Yogyakarta: BPFE.
- Musa, Michael L., 1976, "The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 78, no.2.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff, 2000, "The Six Major Puzlles in International Macroeconomics: Is There A Common Cause?", *NBER Working Paper Series No. 7777*, July 2000.
- Parkin, Michael dan Robin Bade, 1982, *Modern Macroeconomics*, Oxford: Philip Allan Published Limited.
- Parsley, David C. and Shang-Jin Wei, 2003, "A Prism into the PPP Puzzles: The Micro-foundations of Big Mac Real Exchange Rates", *NBER Working Paper Series Working Paper 7577*, August, 2003
- Penn, Jack H. W., 2001, "Cointegrating Tests of Purchasing Power Parity Using ZN2 Patterned VECM", *Industry of Free China*, Volume 91, Number 8, August 2001
- Philippe Bacchetta and Eric van Wincoop, 2002, "A Theory of the Currency Denomination of International Trade", *NBER Working Paper Series No. 9039*, July 2002
- Reksoprajitno, Soedijono, 1989, *Ekonomi Internasional*, Penerbit Liberty, Yogyakarta.
- Rogoff, Kenneth, 1996, "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIV (June 1996), pp. 647-668.
- Rogoff, Kenneth, 2002, "Dornbusch's Overshooting Model After Twenty-Five Years", Second Annual Research Conference IMF, *Mundell-Fleming Lecture*, November 30, 2001 (revised January 22, 2002).
- Salvatore, Dominick, 1995, *International Economics*, 5th Edition, MacMillan
- Sebastian Edwards and Miguel A. Savastano, 2003, "Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need To Know?", *NBER Working Paper 7228*.
- Shapiro, Alan C., 2003, *Multinational Financial Management*, 7th edition, New York: Wiley & Sons.
- Simón Sosvilla-Rivero and Emma García, 2003, "Forecasting the Dollar/Euro Exchange Rate: Are International Parities Useful?", *Documento De Trabajo 2003-15*
- Soesastro, Hadi dan Muhammad Chatib Basri, 1998, "Survey of Recent Developments", *Bulletin of Indonesian Economics Studies*, vol 34, no.1
- The World Bank, 1997, "The State in Changing World", *World Development Report 1997*.
- Thomas, R. L., 1993, *Introductory Econometrics: Theory and Applications*, Longman Group UK Limited.

- Thomas, RL, 1997, *Modern Econometrics: An Introduction*, Addison Wesley Limited.
- Tilaar, H.A.R, 1997. *Pengembangan Sumber Daya Manusia dalam Era Globalisasi*. Jakarta: Gramedia, Widiasara Indonesia.
- Tucker Alan L., Jeff Madura and Thomas C. Chiang, 1998, *International Financial Markets*, USA: West Publishing Company.
- Yin-Wong Cheung, Menzie D. Chinn dan Eiji Fuji, 2003, "China, Hong Kong, and Taiwan: A Quantitative Assessment of Real and Financial Integration", *Cesifo Working Paper* No. 851, Category 6: Monetary Policy and International Finance, January 2003.
- Yin-Wong Cheung, Menzie D. Chinn, Antonio Garcia Pascual, 2002, "Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?" *NBER Working Paper* 9393, December 2002.
- Zivot, Eric, 1998, "Cointegration and Forward and Spot Exchange Rate Regressions", Department of Economics University of Washington, June 12, 1997, Last Revision: September 29, 1998.