



Nilai Tukar Rupiah Riil Equilibrium Sebelum dan Selama Masa Krisis

Imam Awaluddin, ME¹

Keywords: real exchange rate equilibrium, misalignment, behavioral equilibrium exchange rate approach.

ABSTRACT

This study concerns about how much economic factors have impact on real exchange rate equilibrium and how much exchange rate misalignment occurs. The objective is to find the level of real exchange rate equilibrium before and during the crisis. Real exchange rate equilibrium is founded from Behavioral Equilibrium Exchange Rate approach. From regression estimation we will find real exchange rate equilibrium, which will compared with actual real exchange rate. The result is real exchange rate misalignment or deviation of real exchange rate from its equilibrium level.

¹ Penulis mengucapkan terima kasih kepada DR. Yoopi Abimanyu untuk saran dan masukan yang berharga bagi tulisan ini. Demikian juga untuk Saudara AM. Alfian Parewangi dan Saudara Yoke Muelgini untuk diskusi yang mendalam dan masukan untuk tulisan ini, penulis mengucapkan terima kasih.

PENDAHULUAN

Latar Belakang

Krisis ekonomi yang melanda Indonesia bermula dari terpuruknya nilai tukar rupiah. Krisis ekonomi ini berkembang menjadi krisis yang bersifat multidimensional. Krisis ekonomi ini ditandai dengan meroketnya laju inflasi dari 6,47 persen di tahun 1996 menjadi 11,05 persen tahun 1997 dan bahkan menjadi 77,63 persen di tahun 1998. Pertumbuhan ekonomi di tahun 1996 yang mencapai 7,8 persen melambat di tahun 1997 menjadi 4,9 persen dan bahkan mengalami pertumbuhan negatif sebesar -13,7 persen di tahun 1998.

Gejolak nilai tukar merupakan suatu pertanda adanya akumulasi dari permasalahan ekonomi yang terpendam selama ini, baik permasalahan di sektor perbankan, sektor moneter maupun sektor riil. Untuk mencapai kestabilan nilai tukar, diperlukan adanya usaha yang menyeluruh dan terpadu dalam pembenahan dari permasalahan yang melanda sektor perekonomian. Hal ini tidak lepas dari asumsi bahwa pergerakan nilai tukar ditentukan oleh sistem nilai tukar yang dianut dan juga dipengaruhi oleh fundamental ekonomi dan aspek psikologis yang mempengaruhi ekspektasi masyarakat.² Pergerakan nilai tukar rupiah sebelum terjadinya krisis mengalami depresiasi yang rata-rata berkisar antara 5 – 6 persen pertahun. Hal ini dilakukan untuk menjaga daya saing ekspor Indonesia dengan didukung sistem nilai tukar mengambang terkendali (*managed floating*).

Secara garis besar, sejak tahun 1970 sampai sekarang Indonesia telah menganut tiga sistem nilai tukar yaitu: *pertama* sistem nilai tukar tetap, *fixed exchange rate system* (1970-1978). *Kedua*, sistem nilai tukar mengambang terkendali, *managed floating exchange rate system* (1978-1997) yang terdiri dari tiga periode yakni *managed floating I*, *managed floating II*, dan *crawling band*. Periode 1978-1986 dapat dianggap sebagai periode *managed floating I* karena unsur pengendaliannya lebih besar dari unsur mengambanginya. Sejak devaluasi September 1986, unsur pengendaliannya semakin mengecil sementara unsur mengambanginya membesar, yakni dalam periode *managed floating II* (1986-1992). Periode ketiga adalah periode *crawling band* (1992-1997), di mana nilai tukar bebas bergerak dalam rentang (*band*) yang telah ditentukan oleh Bank Indonesia. *Ketiga*, sistem nilai tukar mengambang bebas, *flexible exchange rate system* (1997-sekarang).³

Sesuai dengan sistem nilai tukar yang dianut, besarnya tingkat pengendalian terhadap nilai tukar akan berpengaruh terhadap perilaku nilai tukar rupiah. Semakin tinggi tingkat fleksibilitas nilai tukar (semakin kecil tingkat pengendalian nilai tukar), semakin sulit memprediksi pergerakan nilai tukar tersebut. Hal ini disebabkan karena harga nilai tukar akan semakin ditentukan oleh kekuatan permintaan dan penawaran pasar, yang dipengaruhi oleh ekspektasi pasar. Namun demikian, nilai tukar yang terjadi di pasar tidak sepenuhnya mencerminkan kekuatan permintaan dan penawaran untuk memenuhi kebutuhan transaksi (*underlying transaction*), namun juga dipengaruhi oleh ekspektasi masyarakat menyangkut aspek ketidakpastian (*uncertainty*).⁴ Ekspektasi pasar ini dipengaruhi oleh faktor-faktor ekonomi dan juga faktor-faktor non ekonomi.

² Secara teoritis mengenai faktor-faktor yang mempengaruhi equilibrium nilai tukar ditentukan oleh equilibrium internal dan eksternal, lihat misalnya Edwards (1989, 1994), Baillie dan McMahon (1990), Rivera Batiz – Batiz (1994), Isard (1995) dan Rossenberg (1996).

³ Goeltom, Miranda S. dan Doddy Zulverdi (1998).

⁴ Lihat Kurniati, Yati dan A.V. Hardiyanto (1999).

Relatif tingginya tingkat inflasi di banyak negara berkembang telah menyebabkan peningkatan penggunaan depresiasi mata uang untuk mempertahankan tingkat daya saing internasional relatifnya. Dengan mengadopsi konsep nilai tukar riil yang didasarkan pada teori paritas daya beli (*purchasing power parity*), penggunaan depresiasi nilai tukar telah meluas digunakan di banyak negara berkembang dengan tujuan mempertahankan nilai tukar riil pada tingkat yang konstan pada periode dasar. Namun demikian, konsep ini akan mengalami kegagalan dalam mempertahankan nilai tukar riil equilibrium manakala harga relatif barang tradable terhadap *nontradable* konsisten mengikuti equilibrium internal dan eksternal. Jika terjadi suatu *shock* terhadap perekonomian yang di satu sisi menyebabkan nilai tukar riil equilibrium terdepresiasi, sedangkan di sisi lain nilai tukar riil tetap dipertahankan pada tingkat yang konstan, maka nilai tukar riil aktual akan berada di bawah nilai tukar riil keseimbangannya. Dengan kata lain nilai tukar riil aktual akan terapresiasi relatif terhadap equilibriumnya. Hal ini mengakibatkan munculnya *misalignment* nilai tukar, di mana nilai tukar riil aktual tidak berada dalam equilibriumnya sehingga menyebabkan menurunnya tingkat daya saing negara yang bersangkutan.⁵

Permasalahan yang diangkat dalam penelitian ini adalah seberapa besar faktor-faktor ekonomi mempengaruhi equilibrium nilai tukar riil rupiah, dan seberapa besar *misalignment* nilai tukar yang terjadi. Tujuan penelitian adalah untuk mengetahui tingkat nilai tukar rupiah riil equilibrium sebelum dan selama masa krisis. Dalam penelitian ini nilai tukar riil equilibrium (*equilibrium real exchange rate*) diperoleh melalui pendekatan perilaku nilai tukar equilibrium (*Behavioral Equilibrium Exchange Rate*). Dari estimasi model regresi akan diperoleh tingkat equilibrium nilai tukar riil, yang selanjutnya akan dibandingkan dengan nilai tukar riil aktual sehingga diperoleh *misalignment* nilai tukar. *Misalignment* nilai tukar ini adalah deviasi nilai tukar riil dari equilibriumnya.

METODE PENELITIAN

Ruang Lingkup

Periode penelitian ini dimulai dari triwulan pertama 1987. Hal ini didasari pertimbangan bahwa pada saat itu Indonesia baru saja melakukan devaluasi di bulan September 1986. Sejak devaluasi tersebut, Indonesia menganut sistem nilai tukar mengambang terkendali dengan unsur mengambangnya lebih besar (*managed floating II*) dibanding periode 1978 – 86 (*managed floating I*). Berdasarkan pertimbangan tersebut maka diasumsikan bahwa nilai tukar rupiah pada saat itu baru saja mencapai equilibrium baru. Periode akhir dari penelitian ini adalah triwulan keempat tahun 2001, sehingga secara keseluruhan penelitian ini dapat mencakup beberapa kebijakan nilai tukar yang pernah berlaku sejak tahun 1987, yakni periode *managed floating II* (1987-92), sistem *crawling band* (1992- Agustus 1997), dan sistem nilai tukar mengambang bebas (Agustus 1997- sekarang); di samping itu juga dalam periode tersebut mencakup periode krisis ekonomi yang melanda Indonesia yang berlangsung dari pertengahan tahun 1997 sampai akhir tahun 2001.

DATA

Data dan sumber data yang digunakan (diperlukan) dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

- Pengukuran Nilai tukar efektif riil (REER) rupiah yang menggunakan persamaan (1.4.2) telah dijelaskan sebelumnya. Data nilai tukar nominal (S), indeks harga

⁵ Abimanyu, Yoopi (1997).

konsumen Indonesia (PI) dan indeks harga konsumen ke-sembilan negara mitra dagang utama Indonesia (PI*) diambil dari data Bank Indonesia dan *International Financial Statistics (IFS)* dari IMF. Sedangkan timbangan perdagangan menggunakan data tujuan ekspor dan asal impor Indonesia dengan sumber data BPS.

- *External Terms of trade* (TOTEX) merupakan indeks harga ekspor dunia dibagi indeks harga impor dunia yang diambil dari IFS.
- Konsumsi pemerintah untuk barang *non traded* (GCN) di-proxy oleh rasio total konsumsi pemerintah terhadap GDP (GCGDP) dengan sumber data BPS.
- *Technological progress* (TP) di-proxy oleh pertumbuhan GDP riil (GGDP), dengan sumber BPS.
- Proporsi investasi terhadap GDP (INVGDP) diambil dari BPS.
- *Excess credit* domestik (EXCRE) merupakan selisih pertumbuhan kredit domestik dengan pertumbuhan GDP periode sebelumnya, dengan sumber data IFS dan BPS.
- Rasio defisit anggaran terhadap *lag reserve money* (DEH), digunakan data-data dari Departemen Keuangan dan IFS.

TEKNIK ANALISIS

Pada umumnya data ekonomi *time-series* seringkali tidak stasioner pada level series. Jika hal ini terjadi, maka kondisi stasioner dapat tercapai dengan melakukan differensiasi satu kali atau lebih.⁶ Apabila data telah stasioner pada level series, maka data tersebut adalah *integrated of order zero* atau I(0). Apabila data stasioner pada *first-difference* level maka data tersebut adalah *integrated of order one* atau I(1). Prosedur pengujian stasioneritas data adalah sebagai berikut:

1. Langkah pertama dalam uji *unit root* adalah melakukan uji terhadap level series. Jika hasil uji *unit root* menolak hipotesis nol bahwa ada *unit root*, berarti series adalah stasioner pada tingkat level atau dengan kata lain series terintegrasi pada I(0).
2. Jika semua variabel adalah stasioner, maka estimasi terhadap model yang digunakan adalah dengan regresi OLS.
3. Jika dalam uji terhadap level series hipotesis adanya *unit root* untuk seluruh series diterima, maka pada tingkat level seluruh series adalah nonstasioner.
4. Langkah selanjutnya adalah melakukan uji *unit root* terhadap *first difference* dari series.
5. Jika hasilnya menolak hipotesis adanya *unit root*, berarti pada tingkat *first difference*, series sudah stasioner atau dengan kata lain semua series terintegrasi pada orde I(1), sehingga estimasi dapat dilakukan dengan menggunakan metode kointegrasi.
6. Jika uji *unit root* pada level series menunjukkan bahwa tidak semua series adalah stasioner, maka dilakukan *first-difference* terhadap seluruh series.
7. Jika hasil uji *unit root* pada tingkat *first-difference* menolak hipotesis adanya *unit root* untuk seluruh series, berarti seluruh series pada tingkat *first-difference* terintegrasi pada orde I(0), sehingga estimasi dilakukan dengan metode regresi OLS pada tingkat *first-difference*-nya.
8. Jika hasil uji *unit root* menerima hipotesis adanya *unit root*, maka langkah berikutnya adalah melakukan differensiasi lagi terhadap series sampai series menjadi stasioner, atau series terintegrasi pada orde I(d).

Untuk mengetahui stasioneritas data, digunakan Phillips-Perron *unit root test*. Jika hasil uji menolak hipotesis adanya *unit root* untuk semua variabel, berarti semua variabel adalah

⁶ Lihat misalnya Pyndick and Rubinfeld (1991) dan Enders (1995).

stasioner atau dengan kata lain variabel-variabel terkointegrasi pada $I(0)$, sehingga estimasi akan dilakukan dengan menggunakan regresi linear biasa (OLS). Jika hasil uji *unit root* terhadap level dari variabel-variabel menerima hipotesis adanya *unit root*, maka berarti bahwa semua data adalah tidak stasioner atau semua variabel terintegrasi pada orde $I(1)$. Jika estimasi dengan menggunakan teknik OLS dipaksakan, maka dapat terjadi regresi yang palsu (*spurious regression*).⁷ Jika semua variabel adalah tidak stasioner, estimasi terhadap model dapat dilakukan dengan teknik kointegrasi.

Konsep kointegrasi pada dasarnya adalah untuk mengetahui equilibrium jangka panjang di antara variabel-variabel yang diobservasi. Kadangkala dua variabel yang masing-masing tidak stasioner atau mengikuti pola *random walk* mempunyai kombinasi linear di antara keduanya yang bersifat stasioner. Dalam hal ini dapat dikatakan bahwa kedua variabel tersebut saling terintegrasi atau ber-*cointegrated*. Ada beberapa catatan penting yang perlu diperhatikan mengenai definisi kointegrasi:⁸

1. Kointegrasi berkenaan dengan suatu kombinasi linier dari variabel-variabel yang non-stasioner.
2. Seluruh variabel harus terintegrasi pada orde yang sama. Jika ada dua variabel yang terintegrasi pada orde yang berbeda, maka kedua variabel ini tidak mungkin berkointegrasi.
3. Meskipun demikian, terdapat kemungkinan adanya suatu campuran dari orde series yang berbeda jika ada tiga atau lebih series yang diperhatikan. Dalam kasus ini, suatu himpunan bagian dari series dengan orde yang lebih tinggi dapat terkointegrasi pada orde yang lebih rendah.
4. Jika x_t mempunyai n komponen, maka terdapat kemungkinan sebanyak $n - 1$ vektor kointegrasi yang independen linier.

Namun jika hasil pengujian *unit root* menunjukkan bahwa tidak semua variabel nonstasioner, maka teknik kointegrasi tidak dapat dilakukan karena kointegrasi mensyaratkan seluruh variabel harus terintegrasi pada orde yang sama yaitu $I(1)$.

Pengujian *unit root* dengan menggunakan pendekatan Phillips-Perron *unit root test*, merupakan pengembangan prosedur Dickey-Fuller dengan memperbolehkan asumsi adanya distribusi *error*. Dalam uji Dickey-Fuller digunakan asumsi adanya *error* yang homogen dan independen. Sedangkan Phillips-Perron *unit root test* dapat mengakomodasi adanya *error* yang dependcn dan terdistribusi secara heterogen (heteroskedasitas). Di dalam uji ADF, kita harus menentukan *lag* yang digunakan sehingga kesalahan dalam penggunaan *lag* akan mempengaruhi hasil pengujian. Sedangkan dalam Phillips-Perron *Unit Root Test*, kesalahan tersebut dapat dihindari karena besarnya *lag* telah ditentukan berdasarkan kisaran data. Di samping itu, hasil ADF *test* dapat memberikan hasil yang bias akibat tidak menolak adanya *unit root*. Hal ini terjadi karena perubahan data akibat adanya *shock*, seperti *booming* minyak, deregulasi keuangan, dan intervensi dalam kebijakan moneter oleh Bank Sentral, dimana *shock* tersebut dapat menyebabkan perubahan data secara permanen. Dalam kasus ini, Phillips-Perron *unit root test* memiliki tingkat pengujian yang lebih tepat.

⁷ *Spurious regression* ditandai dengan koefisien determinasi (R^2) yang tinggi dan nilai statistik yang terlihat signifikan, namun DW-statistiknya sangat rendah dan hasilnya tidak mempunyai arti secara ekonomi. Lihat misalnya Cuthbertson, Hall, and Taylor (1992), Mills (1993), Enders (1995) dan Greene (2000).

⁸ Enders (1995), h. 358-360.

Dalam melakukan estimasi model regresi, terdapat asumsi-asumsi dasar yang tidak boleh dilanggar agar hasil estimasinya dapat digunakan sebagai dasar analisis. Ada dua masalah yang seringkali muncul yang dapat mengakibatkan tidak terpenuhinya asumsi dasar, yaitu heteroskedastisitas dan korelasi serial. Dalam penelitian ini akan dilakukan uji terhadap adanya heteroskedastisitas dan korelasi serial. Salah satu asumsi klasik adalah bahwa varian setiap *disturbance term* adalah konstan yang sama dengan σ^2 , atau *disturbance* bersifat homoskedastis. Untuk mengetahui keberadaan heteroskedastisitas, maka dalam penelitian ini digunakan uji *Autoregressive Conditional Heteroskedacity* (ARCH). Masalah korelasi serial muncul pada saat *error term* dari observasi yang berbeda berkorelasi. Hal ini disebut sebagai korelasi serial (*serially correlated*). Untuk mengetahui ada tidaknya korelasi serial, maka dalam penelitian ini uji korelasi serial yang digunakan adalah Breusch-Godfrey *serial correlation LM test*.

Tahap-tahapan estimasi adalah sebagai berikut: (1) penentuan orde integrasi atau melakukan uji unit root, (2) uji kointegrasi jika semua variabel tidak stasioner pada tingkat level, (3) penyusunan model *error correction* jika tahapan (2) terpenuhi, dan (4) melakukan uji diagnostik model terhadap asumsi-asumsi klasik regresi.

MODEL

Nilai Tukar Riil Equilibrium

Konsep dasar dalam penentuan nilai tukar equilibrium (*equilibrium real exchange rate*, ERER) adalah konsep paritas daya beli (*purchasing power parity*, PPP) yang merupakan suatu indikator daya saing ekspor suatu negara. Ada tiga versi PPP yang secara tradisional dapat digunakan.⁹

Versi pertama adalah dalil satu harga (*law of one price*) yang menghubungkan nilai tukar dengan harga barang homogen secara individual di antara suatu negara dengan negara lain. Versi dalil satu harga dinyatakan sebagai $P_i = S \cdot P_i^*$, di mana P_i dan P_i^* adalah harga barang i di domestik dan luar negeri, sedangkan S adalah nilai tukar nominal. Dalil satu harga mengasumsikan tidak ada biaya transaksi dan halangan perdagangan, sehingga harga suatu barang di suatu negara akan sama dengan harga di negara lain jika diukur dalam satuan mata uang yang sama.

Versi PPP kedua adalah *absolute* PPP, yang merupakan perluasan dari dalil satu harga ke dalam harga secara umum. Bentuknya adalah $P_i = S_i \cdot P_i^*$, di mana nilai tukar diekspresikan sebagai $S_i = P_i / P_i^*$, dan P_i serta P_i^* adalah harga rata-rata sekeranjang komoditi di dalam dan luar negeri. *Absolute* PPP mempunyai konsep equilibrium yang khusus untuk nilai tukar nominal yang disebut nilai tukar PPP dan didefinisikan sebagai tingkat kesamaan harga sekeranjang komoditi dalam dua negara yang berbeda.

Versi ketiga adalah *relative* PPP yang merupakan kondisi lebih lemah dibanding *absolute* PPP. Dalam *relative* PPP diasumsikan bahwa tingkat perubahan dari nilai tukar nominal akan sama dengan perbedaan antara tingkat inflasi dari sekeranjang komoditi di dalam dan luar negeri. Secara umum *relative* PPP dinyatakan dalam bentuk perbedaan logaritma yaitu $\Delta \log S_i = \Delta \log P_i - \Delta \log P_i^*$ atau dapat dituliskan sebagai $\hat{s}_i = \hat{p}_i - \hat{p}_i^*$.

⁹ Lihat Clark et.al. (1994).

Secara umum nilai tukar riil didefinisikan sebagai tingkat harga sekeranjang komoditi suatu negara relatif terhadap harga komoditi negara lain yang dinyatakan dalam satuan mata uang yang sama. Secara matematis nilai tukar riil dinyatakan sebagai $Q_t = S_t \cdot P_t^* / P_t$, di mana Q_t adalah nilai tukar riil, S_t adalah nilai tukar nominal (harga mata uang asing yang dinyatakan dalam mata uang domestik), sedangkan P_t dan P_t^* adalah tingkat harga domestik dan luar negeri. Nilai tukar riil yang dinyatakan dalam bentuk logaritma adalah sebagai berikut:

$$\log Q_t = \log S_t + \log P_t^* - \log P_t \quad (1)$$

atau dapat dituliskan sebagai berikut:

$$q_t \equiv s_t + p_t^* - p_t \quad (2)$$

Suatu kenaikan (penurunan) dalam q_t menandakan adanya depresiasi (apresiasi) riil nilai tukar, karena nilai tukar didefinisikan sebagai harga mata uang domestik per satu unit mata uang asing.

Untuk menentukan equilibrium nilai tukar riil jangka panjang (LRER), langkah pertama adalah menentukan tingkat nilai tukar riil (RER) aktual. Namun untuk menentukan kedua pengukuran nilai tukar riil tersebut terdapat kesulitan baik dari konseptual maupun secara empiris. Ada banyak definisi konseptual RER, tergantung dari kerangka kerja analisis dan penggunaannya, di samping itu juga terdapat perbedaan dalam aplikasi untuk kasus negara berkembang yang didasarkan pada konsep untuk negara industri. Ada dua alternatif definisi RER yaitu eksternal RER dan internal RER.¹⁰ RER eksternal didefinisikan sebagai perbandingan harga relatif dari sekeranjang barang yang dikonsumsi atau diproduksi di antara negara-negara yang berbeda. Pengukuran RER eksternal yang secara luas digunakan sebagai suatu daya saing adalah pengukuran *expenditure-PPP* berdasarkan *CPI*, *the Mundell-Flemming* atau *aggregate production cost, unit labor cost in manufacturing, wholesale price indexes, value-added deflator for manufacturing, dan export unit value*.¹¹ RER internal didefinisikan sebagai rasio antara harga barang *tradable* terhadap *nontradable* domestik yang dinyatakan dalam satuan barang *nontradable* dalam satu negara, di mana definisi ini merupakan konsep RER internal untuk dua barang. Definisi lain RER internal adalah harga relatif antara barang *exportable* dan *importable* yang dinyatakan dalam satuan barang *nontradable*, di mana konsep ini adalah RER untuk tiga barang.

Ada beberapa pendekatan dalam mengestimasi nilai tukar riil equilibrium (*equilibrium real exchange rate, ERER*)¹², yaitu pendekatan berdasarkan PPP relatif (*the relative PPP-based approach*), pendekatan persamaan perdagangan (*the trade-equations approach*), pendekatan struktural equilibrium umum (*the structural general equilibrium approach*), dan pendekatan *reduced-form general equilibrium* atau juga biasa disebut sebagai model *behaviour equilibrium exchange rate*.

Spesifikasi Model *Behaviour Equilibrium Exchange Rate* (BEER)

Dasar dari pendekatan ini adalah bahwa equilibrium nilai tukar riil jangka panjang ditentukan oleh faktor-faktor fundamental yang mempengaruhi nilai tukar riil di sektor

¹⁰ Montiel and Hinkle (1999).

¹¹ Pengukuran RER eksternal untuk negara industri secara berkala diterbitkan dalam *International Financial Statistics*. Sayangnya data RER untuk negara berkembang belum diterbitkan secara berkala.

¹² Montiel and Hinkle, *op.cit.*

traded dan harga relatif antara barang-barang *traded* dan *nontraded* di dalam dan luar negeri. Dari persamaan (2) sebelumnya, hubungan antara nilai tukar riil dengan nilai tukar nominal dan tingkat harga di dalam negeri serta tingkat harga luar negeri, dapat dikembangkan lebih lanjut untuk mendefinisikan nilai tukar riil di sektor *traded* sehingga menjadi sebagai berikut:

$$q_i^T \equiv s_i + p_i^{T*} - p_i^T \quad (3)$$

di mana *superscript T* menandakan variabel yang didefinisikan sebagai barang *traded*. Dalam persamaan (2) diasumsikan bahwa tingkat harga umum dapat dibagi ke dalam komponen *traded* dan *non-traded*, sehingga tingkat harga dalam dan luar negeri dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$p_i = (1 - \alpha_i) p_i^T + \alpha_i p_i^{NT} \quad (4)$$

$$p_i^* = (1 - \alpha_i^*) p_i^{T*} + \alpha_i^* p_i^{NT*} \quad (5)$$

di mana α_i adalah pangsa dari barang-barang di sektor *non-tradable* dalam suatu perekonomian, dan *NT* menandakan barang *non-traded*. Dengan mensubstitusikan (4) dan (5) ke dalam (3) dan (2) diperoleh persamaan umum dari equilibrium nilai tukar riil jangka panjang (*long-run equilibrium exchange rate*), \bar{q}_i yang dinyatakan sebagai berikut:¹³

$$\bar{q}_i \equiv q_i^T + \alpha_i (p_i^T - p_i^{NT}) - \alpha_i^* (p_i^{T*} - p_i^{NT*}) \quad (6)$$

di mana \bar{q}_i adalah nilai tukar equilibrium riil jangka panjang; q_i^T adalah nilai tukar riil untuk sektor *traded*; α_i^* dan α_i adalah pangsa barang *nontraded* luar dan dalam negeri; p_i adalah tingkat harga; ^T dan ^{NT} menandakan barang *traded* dan *nontraded*.

Persamaan (6) menjelaskan adanya tiga faktor penting yang secara potensial mempengaruhi pergerakan nilai tukar riil jangka panjang. Ketiga faktor tersebut adalah *pertama*, ketidak-konstanan nilai tukar riil untuk barang *traded* yang ditunjukkan oleh q_i^T di mana faktor-faktor yang secara sistematis mempengaruhi variabilitas \bar{q}_i . *Kedua* adalah pergerakan harga relatif barang *traded* dan *non-traded goods* antara dalam dan luar negeri yang ditunjukkan oleh bagian $(p_i^T - p_i^{NT}) - (p_i^{T*} - p_i^{NT*})$ atau juga dapat berarti perbedaan produktivitas di antara sektor *traded* antara dalam dan luar negeri. *Ketiga* adalah perbedaan dalam menentukan bobot yang digunakan dalam membentuk harga-harga dalam dan luar negeri yang ditunjukkan oleh besarnya α_i^* dan α_i .

Harga relatif barang *traded* (q_i^T) ditentukan oleh komponen barang dan jasa *nonfactor* dalam neraca transaksi berjalan (*current account*). Neraca transaksi berjalan mencerminkan besarnya kesenjangan tabungan dan investasi ($CA = S - I$). Karena salah satu komponen tabungan nasional adalah neraca fiskal, maka kebijakan fiskal akan mempengaruhi harga relatif barang *traded* (q_i^T) sebagai satu komponen nilai tukar riil. Faktor-faktor yang mempengaruhi pergerakan nilai tukar riil di sektor *traded* (q_i^T) lainnya adalah tingkat bunga riil, *net foreign assets*, dan *terms of trade*.

¹³ Persamaan (6) tersebut tanda untuk \square , dan \square_i^* berbeda dari tulisan MacDonald (1997), hal ini karena dalam tulisan MacDonald nilai tukar didefinisikan sebagai harga mata uang asing per-satu unit mata uang domestik.

Faktor-faktor yang mempengaruhi $(p_i^T - p_i^{NT}) - (p_i^{T*} - p_i^{NT*})$ adalah yang disebut sebagai *Balassa-Samuelson effect*, dan adanya *demand side bias*.¹⁴ Dalam *Balassa-Samuelson effect*, dimisalkan nilai tukar nominal bergerak seiring dengan pergerakan harga sehingga harga relatif barang *traded* akan selalu konstan, atau $q_i^T = c$. Perbedaan produktivitas dalam produksi barang *traded* di antara negara satu dengan yang lain dapat menjadi sumber bias terhadap keseluruhan nilai tukar riil karena kenaikan produktivitas akan cenderung terkonsentrasi di sektor *traded*. Harga relatif barang *traded* akan meningkat relatif lambat untuk negara yang relatif tinggi produktivitasnya di sektor *tradeable*, sehingga nilai tukar riil akan terapresiasi untuk negara-negara yang cepat pertumbuhannya, manakala dalil satu harga berlaku untuk barang *traded*. Berdasarkan persamaan (6), jika negara domestik relatif lebih cepat pertumbuhannya dari negara lain, maka domestik mempunyai nilai negatif untuk persamaan $(p_i^T - p_i^{NT}) - (p_i^{T*} - p_i^{NT*})$, sehingga \bar{q}_i di bawah q_i^T . Dengan kata lain, nilai tukar untuk sektor *tradable* mengalami *overvalued* dibanding nilai tukar riil jangka panjangnya.

Keberadaan dari barang *non-traded* dapat memberikan suatu bias pada sisi permintaan (*demand side bias*) yang akan menekan nilai tukar untuk menyimpang (terdeviasi) dari tingkat PPP yang didefinisikan dengan menggunakan harga barang *traded*. Perubahan harga relatif akan diperkuat oleh kenaikan pangsa pengeluaran pemerintah untuk barang-barang *nontraded* yang lebih besar dari pangsa pengeluaran swasta.

Model Edwards¹⁵

Model nilai tukar riil kesembangan yang dikembangkan Edwards (1989, 1994) mengasumsikan (1) Konsumen, produsen, dan pemerintah melakukan optimisasi dengan dasar *perfect foresight*. (2) Model didasarkan pada teori *intertemporal duality* dengan asumsi harga adalah fleksibel; terdapat kondisi *full-employment*; dan adanya persaingan yang sempurna. Nilai tukar riil equilibrium didefinisikan sebagai harga relatif barang *tradable* terhadap *nontradable*, sebagai hasil dari interaksi secara simultan dari equilibrium internal dan eksternal. Equilibrium internal adalah kondisi tidak adanya kelebihan permintaan atau penawaran barang *nontradable* di pasar domestik. Sedangkan equilibrium eksternal adalah kondisi di mana neraca transaksi berjalan dalam keadaan seimbang atau defisitnya dapat dibiayai oleh arus modal yang sustainable. Nilai tukar riil equilibrium merupakan fungsi dari variabel-variabel fundamental yang mempengaruhi nilai tukar riil, seperti *terms of trade*; *technological progress*; konsumsi pemerintah; tarif impor; dan pengendalian terhadap arus modal.

Model ini merupakan perekonomian negara kecil di mana perusahaan memaksimalkan profitnya dalam memproduksi barang *exportable*, *importable*, dan *nontradable*; menggunakan *constant return to scale*; dan dalam pasar persaingan sempurna. Model ini menggunakan dua periode waktu, yaitu periode sekarang dan periode yang akan datang, sehingga dalam model tersebut, tidak hanya terdapat satu nilai tukar riil (RER) equilibrium, tetapi terdapat satu vektor nilai tukar riil equilibrium, yaitu $\mathbf{RER} = (RER, \tilde{RER})$. Vektor nilai tukar riil equilibrium secara implisit dapat dituliskan sebagai fungsi dari variabel-variabel eksogen dalam bentuk:

¹⁴ Lihat MacDonald (1997).

¹⁵ Dalam bagian ini diambil dari model yang dikembangkan oleh Edwards (1989, 1994).

$$RER = f(p^*, \tilde{p}^*, \tau, \tilde{\tau}, T, \tilde{T}, G_T, \tilde{G}_T, G_N, \tilde{G}_N, TP, \tilde{TP}) \quad (7)$$

$$\tilde{RER} = f(p^*, \tilde{p}^*, \tau, \tilde{\tau}, T, \tilde{T}, G_T, \tilde{G}_T, G_N, \tilde{G}_N, TP, \tilde{TP}) \quad (7')$$

di mana p^* adalah *terms of trade*, τ adalah tingkat tarif impor; T adalah pajak; G_T adalah konsumsi pemerintah terhadap barang *tradable*; G_N adalah konsumsi pemerintah untuk barang *nontradable*; dan TP adalah *technological progress*. Tanda kruel (~) menunjukkan periode kedua.

Pengaruh pengenaan tarif impor terhadap nilai tukar equilibrium adalah sebagai berikut. Dengan asumsi *perfect foresight*, jika pemerintah akan mengenakan tarif pada periode kedua, perkiraan harga impor pada periode kedua akan naik, sehingga konsumsi di masa datang menjadi relatif lebih mahal. Melalui efek substitusi intertemporal, hal ini menyebabkan konsumen akan lebih banyak melakukan konsumsi pada periode pertama, sehingga permintaan terhadap semua barang akan meningkat pada periode pertama termasuk permintaan terhadap barang *nontradable*. Hal ini akan menyebabkan harga relatif barang *nontradable* terhadap *tradable* mengalami kenaikan. Dengan asumsi substitutabilitas, pengenaan tarif akan menyebabkan nilai tukar riil equilibrium mengalami apresiasi dalam periode yang bersangkutan dan periode selanjutnya. Namun jika terdapat komplementer dalam konsumsi, dapat dimungkinkan pengenaan tarif menyebabkan nilai tukar riil equilibrium mengalami depresiasi. Secara umum efek kontrol perdagangan yang di-*proxy* dengan pengenaan tarif terhadap nilai tukar riil adalah berhubungan negatif, atau dapat dituliskan:

$$\frac{\partial RER}{\partial \tau} < 0$$

Pengaruh perubahan *terms of trade* terhadap nilai tukar riil tergantung dari jumlah efek substitusi dan negatif efek pendapatan yang proporsional terhadap total impor nilai sekarang. Jika efek substitusi lebih dominan dari efek pendapatan, penurunan *terms of trade* menyebabkan nilai tukar riil terdepresiasi. Sebaliknya, jika efek pendapatan lebih besar dari efek substitusi, maka memburuknya *terms of trade* menyebabkan nilai tukar riil equilibrium mengalami apresiasi. Namun demikian, analisis tradisional menyatakan bahwa suatu penurunan dalam *terms of trade* akan menyebabkan nilai tukar riil equilibrium mengalami depresiasi. Argumen ini hanya didasarkan pada efek pendapatan yang berperan dalam perubahan *terms of trade*. Memburuknya *terms of trade* akan menurunkan pendapatan, sehingga menyebabkan berkurangnya permintaan terhadap barang *nontradable*, dan selanjutnya akan mengakibatkan harga relatif barang *nontradable* turun. Hal ini berarti nilai tukar riil equilibrium mengalami depresiasi, sehingga dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\frac{\partial RER}{\partial TOT} < 0$$

Adanya kebijakan suatu liberalisasi neraca modal (dalam hal ini misalnya pengurangan pajak pinjaman luar negeri) akan menghasilkan suatu kenaikan dalam harga relatif *nontradable*, atau nilai tukar riil equilibrium mengalami apresiasi dalam periode 1. Terapresiasinya nilai tukar ini terjadi melalui dua jalur, yaitu *pertama* melalui efek substitusi intertemporal. Pengurangan pajak pinjaman luar negeri membuat konsumsi di masa depan menjadi relatif lebih mahal. Akibatnya individu masyarakat akan melakukan substitusi secara intertemporal dengan lebih banyak melakukan konsumsi pada periode 1. Hal ini menyebabkan harga relatif barang *nontradable* meningkat atau terjadi apresiasi nilai tukar riil pada periode 1. Jalur *kedua* adalah melalui efek pendapatan. Penurunan pajak pinjaman luar negeri akan mengurangi distorsi hanya di negara yang bersangkutan, dan hal ini dapat meningkatkan pendapatan negara tersebut. Efeknya adalah konsumsi akan meningkat, sehingga akan menekan harga relatif *nontradable* terhadap *tradable*

untuk naik sehingga nilai tukar riil equilibrium terapresiasi. Dengan demikian dapat disimbolkan bahwa:

$$\frac{\partial RER}{\partial CAPCONT} > 0$$

Jika pemerintah menerapkan kebijakan pemotongan pajak pada periode 1, hal ini akan menyebabkan naiknya pinjaman yang diperlukan untuk menutupi defisit anggaran. *Given* dengan *budget constraint* pemerintah, maka pajak dalam periode 2 harus dinaikkan agar *intertemporal budget constraint* dapat dicukupi. Dengan asumsi *perfect foresight*, rumah tangga dan perusahaan akan menginternalisasi perubahan waktu pengenaan pajak dalam menanggapi. Pajak dalam periode 2 akan naik sebesar penurunan pendapatan *disposable* rumah tangga. Dalam kasus ini *Barro-Ricardo equivalence* akan berlaku, di mana pemotongan pajak tidak berpengaruh terhadap nilai tukar riil equilibrium, atau dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\frac{\partial RER}{\partial T} = \frac{\partial \tilde{RER}}{\partial T} = 0$$

Perubahan dalam tingkat konsumsi pemerintah akan berpengaruh terhadap nilai tukar riil equilibrium. Misalkan kenaikan konsumsi pemerintah pada periode 1 dibiayai oleh kenaikan utang publik. Jika konsumsi pemerintah hanya untuk konsumsi barang *nontradable*, maka kenaikan konsumsi pemerintah terhadap barang *nontradable* ini akan mempengaruhi nilai tukar riil equilibrium melalui dua jalur, yakni (i) kenaikan permintaan terhadap *nontradable* menyebabkan naiknya harga relatif *nontradable*, sehingga nilai tukar riil equilibrium terapresiasi dalam periode 1. (ii) kenaikan utang pemerintah pada periode 1 akan diikuti kenaikan pajak pada periode 2. Hal ini akan menurunkan pendapatan masyarakat dan cenderung untuk menurunkan permintaan terhadap *nontradable* pada periode 1 dan 2. Sebagai hasilnya, kenaikan konsumsi pemerintah terhadap *nontradable* pada periode 1 belum tentu akan mengakibatkan nilai tukar riil equilibrium mengalami apresiasi, hal ini tergantung pada kekuatan relatif antara efek substitusi dan efek pendapatan. Jika efek substitusi yang dominan, maka nilai tukar riil equilibrium akan mengalami apresiasi, atau:

$$\frac{\partial RER}{\partial G_N} < 0$$

Kenaikan permintaan pemerintah terhadap *tradable* pada periode 1 yang dibiayai dengan pinjaman akan menyebabkan harga relatif *tradable* naik, sehingga nilai tukar riil equilibrium akan mengalami depresiasi pada periode yang bersangkutan, atau dapat dituliskan:

$$\frac{\partial RER}{\partial G_T} > 0$$

Pengaruh kenaikan produktivitas sebagai akibat *technological progress* terhadap nilai tukar riil equilibrium dapat melalui dua cara yaitu: (i) kenaikan produktivitas akan meningkatkan pendapatan, dan selanjutnya akan menaikkan permintaan terhadap barang *nontradable*. Hal ini akan menekan harga relatif *nontradable* untuk naik, sehingga nilai tukar riil equilibrium akan terapresiasi. (ii) kenaikan produktivitas di sektor *nontradable* akan meningkatkan penawaran *nontradable*, sehingga harga relatif *nontradable* turun atau nilai tukar riil mengalami depresiasi. Namun jika kenaikan produktivitas sektor *tradable* lebih cepat dibanding *nontradable*, harga relatif *tradable* akan mengalami penurunan sehingga nilai tukar riil equilibrium akan mengalami apresiasi. Secara umum dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\frac{\partial RER}{\partial TECH} < 0$$

Keberadaan nilai tukar riil equilibrium tidak berarti bahwa nilai tukar riil aktual akan selalu sama secara permanen dengan equilibriumnya. Dalam hal ini terdapat deviasi nilai tukar riil aktual dari equilibriumnya, dan keadaan ini disebut sebagai *misalignment* dari nilai tukar riil. Penyebab munculnya *misalignment* nilai tukar adalah kebijakan makroekonomi yang tidak konsisten, diantaranya adalah kebijakan makroekonomi yang ekspansif.

Berdasarkan asumsi *perfect foresight*, kebijakan makroekonomi yang terkadang tidak konsisten (khususnya kebijakan yang ekspansif) dapat mengakibatkan krisis neraca pembayaran dan devaluasi. Proses terjadinya devaluasi biasanya ditunjukkan oleh: (i) nilai tukar yang *overvalued*; (ii) neraca transaksi berjalan (*current account*) yang defisit; dan (iii) menipisnya cadangan devisa. Hal ini akan mengakibatkan krisis neraca pembayaran dan berakhir dengan devaluasi (Abimanyu, 1997a).

Misalnya dalam suatu sistem nilai tukar tetap, defisit yang tinggi di negara berkembang dibiayai oleh penciptaan uang. Jika tingkat inflasi terlalu tinggi, maka harga *nontradable* (P_N) akan meningkat lebih cepat dibanding harga *tradable* internasional (P_T^*). Hal ini akan menyebabkan nilai tukar riil terapresiasi. Ketidak-konsistenan kebijakan fiskal akan menimbulkan ekspansi kredit domestik yang lebih cepat daripada pertumbuhan permintaan uang. Kelebihan kredit domestik akan disalurkan ke dalam: (i) kelebihan permintaan terhadap barang *tradable* yang akan dicerminkan oleh meningkatnya defisit (berkurangnya surplus) neraca perdagangan, berkurangnya cadangan devisa, dan meningkatnya pinjaman luar negeri; (ii) kelebihan permintaan terhadap barang *nontradable* yang akan mengakibatkan kenaikan harga barang *nontradable*, sehingga nilai tukar riil mengalami apresiasi. Jika tidak ada perubahan dalam variabel fundamental nilai tukar equilibrium, maka apresiasi yang disebabkan kelebihan kredit domestik ini akan menyebabkan adanya deviasi nilai tukar riil aktual dari equilibriumnya. Hal ini disebut sebagai *misalignment* nilai tukar. Untuk menyelaraskan hal ini, maka pemerintah harus kembali konsisten pada kebijakan makroekonominya. Jika tidak, maka hal ini akan menyebabkan menipisnya cadangan devisa yang berujung pada krisis neraca pembayaran (Abimanyu, 1997a).

Model penentuan ERER yang dikembangkan oleh Edwards (1989, 1994) merupakan persamaan dinamik perilaku nilai tukar riil yang dituliskan sebagai berikut:

$$\Delta \log e_t = \theta \{ \log e_t^* - \log e_{t-1} \} - \lambda \{ Z_t - Z_t^* \} + \Phi \{ \log E_t - \log E_{t-1} \} - \Psi \{ PMRT_t - PMRT_{t-1} \} \quad (8)$$

di mana e_t adalah nilai tukar riil aktual; e_t^* adalah nilai tukar riil equilibrium yang merupakan fungsi dari fundamental; Z_t adalah suatu indeks kebijakan makroekonomi (seperti tingkat pertumbuhan kredit domestik); Z_t^* adalah tingkat kebijakan makroekonomi yang *sustainable* (seperti peningkatan permintaan terhadap uang domestik); E_t adalah nilai tukar nominal; $PMRT_t$ adalah *spread* dalam pasar paralel untuk nilai tukar; dan θ, λ, Φ , dan Ψ adalah parameter positif yang menangkap aspek-aspek dinamis yang penting terhadap proses penyesuaian.

Persamaan (8) menjadi dasar untuk menjelaskan perilaku dinamik nilai tukar riil aktual yang ditentukan oleh empat bentuk kekuatan yang tercakup dalam model. *Pertama*, kecenderungan otonomus dari nilai tukar riil aktual untuk mengoreksi adanya *misalignment* yang ditunjukkan oleh bagian $\theta \{ \log e_t^* - \log e_{t-1} \}$. Kecepatan dalam

penyesuaian diri (*self-adjustment*) ini ditentukan oleh besarnya θ di mana semakin kecil nilai θ semakin lambat kecepatan untuk mengoreksi adanya *misalignment* nilai tukar riil.

Kedua, kebijakan makroekonomi yang ditunjukkan oleh $-\lambda\{Z_t - Z_t^*\}$. Jika $Z_t = Z_t^*$, menandakan kebijakan makroekonomi yang diambil konsisten dengan kebijakan makroekonomi yang *sustainable*, berarti tidak ada kebijakan yang *over expansive* atau *under expansive*. Jika $Z_t > Z_t^*$ berarti ada kebijakan makroekonomi yang *over expansive*, dan jika $Z_t < Z_t^*$, maka ada kebijakan makroekonomi yang *under expansive*. Dalam keadaan $Z_t = Z_t^*$, kebijakan makroekonomi konsisten dengan kebijakan yang *sustainable*, sehingga tidak terjadi *misalignment* nilai tukar. Namun jika $Z_t > Z_t^*$ atau $Z_t - Z_t^* > 0$, maka hal ini akan menyebabkan nilai tukar menjadi *overvalued* sehingga diperlukan suatu koreksi terhadap nilai tukar. Biasanya koreksi terhadap nilai tukar yang *overvalued* dilakukan dengan devaluasi.

Ketiga, perubahan dalam nilai tukar nominal yang ditunjukkan oleh $\Phi\{\log E_t - \log E_{t-1}\}$, misalnya nominal devaluasi. Suatu nominal devaluasi akan mempunyai efek yang positif terhadap nilai tukar riil terdepresiasi, yang besarnya tergantung parameter Φ . Pada prinsipnya nominal devaluasi akan membantu nilai tukar melakukan proses penyesuaian jika kondisinya berada dalam ketidak-seimbangan. Nominal devaluasi biasanya selalu dibarengi dengan kebijakan makroekonomi yang konsisten.

Keempat, adalah perubahan dalam premium pasar paralel nilai tukar riil. Kenaikan dalam *spread* pasar paralel akan menyebabkan terapresiasinya nilai tukar riil.

Model Empiris

Tahap pertama dalam menentukan nilai tukar riil equilibrium adalah menghitung nilai tukar efektif riil (REER) aktual, yang diukur dengan rumus sebagai berikut:¹⁶

$$REER = \sum_i (RER_i)(w_i) \quad (9)$$

di mana:

$$RER_i = S_i \frac{PI_i^*}{PI} \quad \text{dan} \quad w_i = \frac{(X_i + M_i)}{\sum_i (X_i + M_i)}$$

di mana RER_i adalah nilai tukar riil bilateral antara mata uang negara mitra dagang ke- i terhadap rupiah; S_i adalah nilai tukar mata uang negara ke- i diukur dalam rupiah; PI_i^* adalah indeks harga negara ke- i (digunakan indeks harga konsumen dan indeks harga perdagangan besar); PI adalah indeks harga Indonesia (digunakan indeks harga konsumen); w_i adalah bobot rata-rata perdagangan negara ke- i terhadap total perdagangan Indonesia; X_i adalah nilai ekspor Indonesia ke negara i ; dan M_i adalah nilai impor Indonesia dari negara i . Dalam penelitian ini REER dihitung dengan mempertimbangkan 12 negara mitra dagang terbesar Indonesia yaitu kelompok negara-

¹⁶ Diambil dari Appleyard and Field Jr. (1995). Perhitungan serupa juga dapat dilihat dalam Gillis and Dapice (1988), Edwards (1989), Mills and Nallari (1992), Sadoulet and de Janvry (1995), serta Hinkle and Nsengiyumva (1999).

negara industri (G-7) yakni Amerika Serikat, Jepang, Inggris, Perancis, Jerman, Italia, dan Kanada; ditambah Singapura, Malaysia, Hongkong, Belanda, dan Australia. Rata-rata selama periode observasi total nilai perdagangan Indonesia dengan duabelas negara tersebut mencapai 67,9 persen dari total nilai perdagangan Indonesia, sehingga pemilihan duabelas negara tersebut dapat dianggap merepresentasikan seluruh negara mitra dagang Indonesia.

Mengikuti model yang dikembangkan Edwards (1989, 1994) dalam mengestimasi nilai tukar riil equilibrium rupiah, dalam penelitian ini memasukkan faktor-faktor yang secara "fundamental" mempengaruhi perilaku equilibrium nilai tukar riil. Faktor-faktor fundamental tersebut adalah (1) *external terms of trade*, (2) tingkat dan komposisi konsumsi pemerintah, (3) *technological progress*, (4) akumulasi modal, (5) kontrol terhadap arus modal, dan (6) kontrol terhadap nilai tukar dan perdagangan. Model dasar dapat dituliskan dalam persamaan berikut:

$$\log(REER)_t = \alpha + \beta_1 \log(TOTEX)_t + \beta_2 \log(GCN)_t + \beta_3 (TP)_t + \beta_4 \log(INVGDP)_t + \beta_5 \log(CAPCONT)_t + \beta_6 \log(EXCONT)_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

di mana REER adalah nilai tukar riil efektif rupiah aktual; TOTEX adalah *external terms of trade*; GCN adalah konsumsi pemerintah untuk barang *nontraded*; TP adalah *technological progress*; INVGDP adalah proporsi investasi terhadap GDP; CAPCONT adalah ukuran kontrol terhadap arus modal; EXCONT adalah ukuran kontrol terhadap nilai tukar; dan ε adalah residual.

Persamaan (10) di atas dapat diaplikasikan untuk mengestimasi equilibrium nilai tukar dengan memasukkan variabel *proxy* untuk data-data yang belum tersedia secara eksplisit. Mengikuti Edwards (1989), variabel konsumsi pemerintah untuk *nontradable* (GCN) di-*proxy* dengan rasio total pengeluaran konsumsi pemerintah terhadap GDP. *Technological progress* (TP) di-*proxy* dengan menggunakan tingkat pertumbuhan GDP riil. Untuk variabel kontrol terhadap arus modal digunakan perubahan devisa. Sedangkan untuk variabel kontrol terhadap perdagangan dan nilai tukar, sesuai dengan Elbadawi (1994) digunakan tingkat keterbukaan perekonomian terhadap negara lain melalui rasio ekspor ditambah impor terhadap GDP.

Equilibrium nilai tukar riil tidak hanya dipengaruhi oleh faktor-faktor "fundamental", namun juga dipengaruhi oleh faktor kebijakan makroekonomi terhadap perilaku nilai tukar. Jika terdapat kebijakan makroekonomi "tidak konsisten", maka nilai tukar riil akan menjadi *overvalued*. Berdasarkan pada model Edwards (1989), faktor-faktor kebijakan makroekonomi yang mempengaruhi nilai tukar riil adalah (1) kebijakan perkreditan domestik, dan (2) kebijakan fiskal. Persamaan (10) dapat ditulis kembali menjadi persamaan regresi (11) yang akan diestimasi dengan menggunakan variabel-variabel *proxy*, variabel-variabel kebijakan makroekonomi, dan variabel nilai tukar riil periode sebelumnya sebagai variabel-variabel yang mempengaruhi equilibrium nilai tukar riil. Persamaan tersebut adalah sebagai berikut:

$$\log(REER)_t = \alpha + \beta_1 \log(TOTEX)_t + \beta_2 \log(GCGDP)_t + \beta_3 (GGDP)_t + \beta_4 \log(INVGDP)_t + \beta_5 \log(DEV)_t + \beta_6 \log(OPEN)_t + \beta_7 (EXCRE)_t + \beta_8 (DEH)_t + \beta_9 (DEP)_t + \beta_{10} \log(REER)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

di mana REER adalah nilai tukar riil; TOTEX adalah *terms of trade* eksternal; GCGDP adalah proporsi konsumsi pemerintah terhadap GDP; GGDP adalah pertumbuhan ekonomi Indonesia; INVGDP adalah proporsi investasi terhadap GDP; DEV adalah perubahan cadangan devisa sebagai *proxy* ukuran kontrol terhadap modal; OPEN adalah proporsi ekspor dan impor terhadap GDP yang merupakan tingkat keterbukaan

perekonomi sebagai *proxy* ukuran kontrol terhadap nilai tukar dan perdagangan; EXCRE adalah *excess credit* yang dihitung sebagai $(EXCRE)_t = \Delta \log(DC)_t - \Delta \log(GDP)_{t-1}$, di mana DC adalah kredit domestik, dan GDP adalah produk domestik bruto digunakan sebagai *proxy* kebijakan kredit; DEH adalah rasio defisit anggaran terhadap lag dari *reserve money* digunakan sebagai *proxy* kebijakan fiskal; DEP adalah tingkat depresiasi sebagai ukuran kebijakan di bidang nilai tukar; dan ε adalah *error term*.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Analisis Periode Sebelum Krisis

Hasil pengujian *unit root* dengan menggunakan pendekatan uji Phillips-Perron terhadap data-data triwulanan untuk periode sebelum krisis dirangkum dalam tabel 1 berikut:

Tabel 1. Hasil Uji Phillips-Perron Unit Root Periode Sebelum Krisis (1987:Q1-1997:Q2)

Jumlah observasi = 41

Variabel	Konstanta Dan Trend	Konstanta	Tanpa Konstanta dan Trend	Orde
Log (REER2)	-1.982166	-2.031699	0.185337	I(1)
Dlog(REER2)	-7.529436***	-7.334489***	-7.440822***	I(0)
Log(TOTEX)	-2.746606	-2.842491*	0.376818	I(1)
Dlog(TOTEX)	-6.348480***	-6.138437***	-6.200657***	I(0)
GGDP	-13.57889***	-13.82656***	-6.644690***	I(0)
DGGDP	-25.38723***	-25.44918***	-25.95857***	I(0)
Log(INVGDP)	-5.153036***	-2.390609	-2.053089**	I(0)
Dlog(INVGDP)	-12.27385***	-12.35694***	-10.89564***	I(0)
GCGDP	-5.162724***	-1.482250	-2.411493**	I(0)
DGCGDP	-14.20302***	-12.70629***	-11.39189***	I(0)
Log(OPEN)	-3.996481***	-2.177399	-0.792729	I(1)
Dlog(OPEN)	-9.599102***	-9.500634***	-9.600993***	I(0)
Log(DEV)	-5.574062***	-4.712165***	-2.739509***	I(0)
Dlog(DEV)	-12.38252***	-12.39304***	-12.58835***	I(0)
EXCRE	-7.096274***	-6.586827***	-4.354683***	I(0)
DEXCRE	-15.55721***	-15.77922***	-15.99610***	I(0)
DEH	-8.155586***	-5.939591***	-3.020614***	I(0)
DDEH	-19.63976***	-19.28810***	-19.18678***	I(0)
DEP	-5.261635***	-5.322998***	-1.443884	I(0)
DDEP	-11.59077***	-11.69419***	-11.72947***	I(0)

Ket: D menunjukkan *first-differene*
 *** signifikan dalam tingkat keyakinan 99 persen
 ** signifikan dalam tingkat keyakinan 95 persen
 * signifikan dalam tingkat keyakinan 90 persen

Tabel 1 di atas menunjukkan bahwa beberapa variabel tidak stasioner pada tingkat level. Hal ini dapat dilihat dari nilai statistiknya setelah dibandingkan dengan nilai kritis MacKinnon.¹⁷ Dengan mengajukan hipotesis $H_0: \Delta = 0$, dan dengan tingkat keyakinan 99 persen hampir seluruh variabel tidak dapat menolak hipotesis $H_0: \Delta = 0$ kecuali untuk

¹⁷ Nilai kritis MacKinnon dilihat dari hasil output uji *unit root* dengan menggunakan perangkat *EViews* versi 3.1 namun tidak disajikan di sini.

$\log(\text{REER2})$ dan $\log(\text{TOTEX})$.¹⁸ Dengan kata lain, seluruh variabel kecuali $\log(\text{REER2})$ dan $\log(\text{TOTEX})$ sudah stasioner pada levelnya atau terintegrasi pada orde $I(0)$. Dengan melakukan *first-difference* terhadap variabel $\log(\text{REER2})$ dan $\log(\text{TOTEX})$, pengujian *unit root* menunjukkan bahwa hipotesis $H_0: \Delta = 0$ tidak dapat ditolak atau variabel-variabel ini sudah stasioner dalam bentuk *first-difference*-nya, sehingga dapat dikatakan bahwa variabel-variabel tersebut terintegrasi pada orde $I(1)$. Sedangkan variabel-variabel lainnya sudah stasioner pada tingkat level atau variabel-variabel tersebut terintegrasi pada orde $I(0)$.

Berdasarkan hasil uji *unit root* tersebut di atas, maka penggunaan metode kointegrasi untuk mengestimasi nilai tukar rupiah riil equilibrium tidak dapat dilakukan. Hal ini disebabkan karena tidak semua variabel yang dimasukkan dalam model terintegrasi pada orde satu $I(1)$. Oleh karena itu, maka untuk mengestimasi nilai tukar rupiah riil equilibrium dilakukan dengan menggunakan metode regresi OLS (*ordinary least square*) dengan terlebih melakukan *first-difference* atas seluruh variabel. Hasil estimasi nilai tukar rupiah riil equilibrium dalam periode sebelum krisis dengan menggunakan regresi OLS dapat dilihat dalam tabel 2 berikut ini.

Tabel 2. Hasil Estimasi Equilibrium Nilai Tukar Riil
Periode Sebelum Krisis (1987:Q1-1997:Q2)
Variabel dependen adalah $\Delta \log(\text{REER2})$

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-Statistik
$\Delta \log(\text{TOTEX})_{t-4}$	-0.554212***	0.163722	-3.385081
$\Delta(\text{GGDP})_{t-3}$	0.574536***	0.198477	2.894723
$\Delta \log(\text{INVGDP})_{t-3}$	0.230493***	0.052020	4.430883
$\Delta(\text{GCGDP})_{t-2}$	1.865052*	0.910149	2.049173
$\Delta \log(\text{OPEN})_{t-2}$	-0.256282***	0.056925	-4.502076
$\Delta \log(\text{DEV})_{t-2}$	0.002014**	0.000927	2.173251
$\Delta(\text{EXCRE})_t$	0.140347***	0.050698	2.768317
$\Delta(\text{DEH})_{t-2}$	0.038228	0.034586	1.105319
$\Delta \log(\text{REER2})_{t-1}$	1.068180***	0.082027	13.02235
$\Delta(\text{DEP})_{t-1}$	-2.788956***	0.716593	-3.891966
C	0.000667	0.001329	0.501985
AR(1)	-1.203680***	0.140541	-8.564594
AR(2)	-1.114034***	0.176760	-6.302526
AR(3)	-0.750220***	0.142140	-5.278033
R-squared	0.760125		
Ljung-Box Q-stat. lag 12	3.8706		
LM lag 12	20.60208		
ARCH lag 12	4.537649		
Observasi	34		

Ket: *** signifikan dalam tingkat keyakinan 99 persen

** signifikan dalam tingkat keyakinan 95 persen

* signifikan dalam tingkat keyakinan 90 persen

Hasil estimasi seperti yang terdapat dalam tabel 2 menunjukkan bahwa hampir semua variabel independen signifikan dalam taraf keyakinan 99 persen, kecuali GCGDP yang hanya signifikan dalam tingkat keyakinan 90 persen, serta variabel DEH yang dengan keyakinan 90 persen tidak signifikan.

¹⁸ Untuk variabel $\log(\text{INVGDP})$, GCGDP, $\log(\text{OPEN})$, dan DEP untuk konstanta dan tanpa konstanta dan *trend* dengan keyakinan 99 persen hipotesis $H_0: \Delta = 0$ tidak seluruhnya tidak dapat ditolak, namun dengan tingkat keyakinan yang sama dengan konstanta dan *trend* seluruhnya tidak dapat menolak hipotesis $H_0: \Delta = 0$, maka dapat disimpulkan seluruh variabel kecuali $\log(\text{REER2})$ dan $\log(\text{TOTEX})$ stasioner pada tingkat level atau terintegrasi pada orde $I(0)$.

Koefisien estimasi berikutnya adalah eksres kredit domestik (EXCRE) sebesar 0.140 dan signifikan dengan tingkat keyakinan 99 persen. Angka ini menunjukkan bahwa untuk setiap kenaikan perubahan eksres kredit domestik sebesar satu unit menyebabkan nilai tukar riil mengalami deperesiasi sebesar 0.140 persen. Seharusnya kenaikan eksres kredit akan menyebabkan nilai tukar riil mengalami apresiasi. Kemungkinan hal ini disebabkan karena *proxy* yang digunakan kurang tepat. Selain itu kemungkinan lainnya adalah disebabkan karena sistem nilai tukar yang dianut pada periode ini adalah sistem *crawling band*, sehingga nilai tukar bergerak dalam kisaran yang telah ditentukan oleh otoritas moneter.

Variabel kebijakan makroekonomi lainnya adalah DEH yang mengukur rasio defisit anggaran, dan mempunyai koefisien sebesar 0.038. Hal ini berarti bahwa untuk setiap kenaikan rasio defisit anggaran terhadap *lag* dari *reserve money* sebesar satu persen akan mengakibatkan nilai tukar riil equilibrium terdeperesiasi sebesar 0.038 persen. Namun koefisien ini secara statistik tidak signifikan, bahkan dengan tingkat keyakinan 90 persen. Hal ini menunjukkan bahwa defisit anggaran tidak berpengaruh terhadap perubahan nilai tukar riil equilibrium. Kemungkinan penyebabnya adalah karena variabel rasio defisit anggaran terhadap *lag reserve money* kurang tepat sebagai *proxy* kebijakan fiskal.

Perubahan nilai tukar riil juga secara signifikan dipengaruhi oleh perubahan nilai tukar riil pada periode sebelumnya. Variabel ini mencerminkan perilaku dari dinamika nilai tukar equilibrium. Koefisien sebesar 1.068 yang berarti setiap satu persen depresiasi (apresiasi) nilai tukar riil pada periode sebelumnya akan menyebabkan nilai tukar riil mengalami deperesiasi (apresiasi) sebesar 1.068 persen pada periode sekarang. Ini berarti bahwa pergerakan nilai tukar riil akan lebih besar dalam periode-periode selanjutnya. Hal ini menunjukkan bahwa pergerakan nilai tukar riil sangat dipengaruhi oleh pergerakan nilai tukar riil periode sebelumnya.

Variabel lainnya adalah DEP yang menunjukkan perubahan dari depresiasi nominal nilai tukar. Koefisien ini signifikan dengan tingkat keyakinan 99 persen namun mempunyai tanda tidak seperti yang diharapkan. Koefisien estimasi sebesar -2.789 berarti setiap kenaikan perubahan depresiasi (apresiasi) nilai tukar nominal sebesar satu unit akan menyebabkan apresiasi (depresiasi) nilai tukar riil sebesar 2.789 persen. Menurut hipotesis depresiasi nilai tukar nominal akan sejalan dengan depresiasi nilai tukar riil. Kemungkinan besar hal ini terjadi karena sistem nilai tukar yang dipakai dalam periode ini adalah sistem *crawling peg* di mana hampir seluruh gerakan nilai tukar rupiah dikaitkan terhadap mata uang dolar Amerika Serikat, sehingga depresiasi nominal periode sebelumnya hampir sama sekali tidak berpengaruh terhadap gerakan nilai tukar riil periode sekarang.

Berdasarkan tabel 4.1.2 tersebut di atas, uji kelayakan terhadap estimasi model dilakukan dengan melakukan uji terhadap residualnya. Uji terhadap residual digunakan untuk mengetahui apakah hasil estimasi model mengalami gangguan autokorelasi dan heteroskedastisitas atau memenuhi asumsi klasik yaitu tidak terjadi autokorelasi dan homoskedastisitas. Pendeteksian terhadap adanya autokorelasi dilakukan dengan mengajukan dugaan H_0 : tidak ada autokorelasi dan H_1 : terjadi autokorelasi.

Pengujian dengan menggunakan pendekatan dari Ljung dan Box Q-statistik pada lag 12, $\chi^2_{\rho=12}$ adalah 3.871. Dengan menggunakan tingkat keyakinan 99 persen, distribusi χ^2 tabel menunjukkan angka sebesar 28.30. Karena $\chi^2_{\rho=12} < \chi^2$ maka H_0 : tidak ada autokorelasi tidak dapat ditolak, atau dengan kata lain H_1 : ada autokorelasi tidak dapat diterima.

Pendeteksian terhadap adanya autokorelasi juga dilakukan dengan pendekatan uji LM dari Breusch-Godfrey. Pendekatan ini merupakan uji Lagrange Multiplier dengan H_0 : tidak ada autokorelasi dan H_1 : ada autokorelasi. Dengan menggunakan lag 12, LM-statistik $\chi^2_{p=12}$ adalah 20.602 yang nilainya lebih kecil dari distribusi χ^2 sebesar 28.30 (dengan tingkat keyakinan 99 persen). Dengan demikian H_0 : tidak ada autokorelasi tidak dapat ditolak, atau dengan kata lain hasil estimasi model tidak mengalami gangguan autokorelasi.

Pendeteksian terhadap adanya gangguan heterokedastisitas dilakukan dengan menggunakan uji ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). Uji ini merupakan uji Lagrange Multiplier untuk proses ARCH dengan mengajukan H_0 : gangguan (*disturbance*) dalam kondisi homoskedastis dan H_1 : *disturbance* adalah heteroskedastis. Dengan menggunakan panjang lag 12 diperoleh nilai statistik ARCH-LM $\chi^2_{p=12}$ sebesar 4.538, yang nilainya lebih kecil dibandingkan distribusi χ^2 sebesar 28.30 (dengan tingkat keyakinan 99 persen). Dengan demikian H_0 : gangguan (*disturbance*) dalam kondisi homoskedastis tidak dapat ditolak, sehingga estimasi model tidak mengalami gangguan heteroskedastisitas.

Analisis Periode Krisis

Untuk mengetahui stasionaritas variabel-variabel yang dimasukkan dalam model, dilakukan pengujian terhadap keberadaan *unit root* untuk setiap variabel. Hasil uji *unit root* dalam periode krisis (1997:3-2001:12) dengan menggunakan data bulanan ditunjukkan oleh tabel 3 berikut:

Tabel 3. Hasil Uji *Unit Root* Phillips-Perron
Periode Krisis (1997:M8-2001:M12)

Jumlah observasi=52

Variabel	Konstanta Dan Trend	Konstanta	Tanpa Konstanta dan Trend	Orde
Log (REER2)	-3.218732*	-3.041547**	0.217067	I(1)
Dlog(REER2)	-6.962857***	-6.970516***	-7.045250***	I(0)
Log(TOTEX)	-2.279618	-2.046391	0.552519	I(1)
Dlog(TOTEX)	-9.975452***	-10.07345***	-10.06355***	I(0)
GGDP	-4.096076**	-3.860187***	-3.851899***	I(0)
DGGDP	-8.822591***	-8.905182***	-9.014508***	I(0)
Log(INVGDP)	-2.688546	-2.988593**	0.853543	I(1)
Dlog(INVGDP)	-3.926877**	-2.993848**	2.575514**	I(0)
GCGDP	-2.312891	-2.015445	0.463490	I(1)
DGCGDP	-4.403457**	-4.371231***	-4.423336***	I(0)
Log(OPEN)	-1.592378	-1.373418	0.044334	I(1)
Dlog(OPEN)	-3.153500	-3.204002**	-3.189779***	I(0)
Log(DEV)	-8.231520***	-7.898515***	-7.805304***	I(0)
Dlog(DEV)	-20.75191***	-20.77400***	-20.99315***	I(0)
EXCRE	-7.978961***	-7.732699***	-7.378266***	I(0)
DEXCRE	-17.35666***	-17.56298***	-17.76844***	I(0)
DEH	-7.292776***	-7.356106***	-7.189515***	I(0)
DDEH	-12.71352***	-12.87466***	-13.03739***	I(0)
DEP	-5.886505***	-5.877865***	-5.777046***	I(0)
DDEP	-12.57197***	-12.72013***	-12.91805***	I(0)

Ket: D menunjukkan *first-difference*

*** signifikan dalam tingkat keyakinan 99 persen

** signifikan dalam tingkat keyakinan 95 persen

* signifikan dalam tingkat keyakinan 90 persen

Hasil uji *unit root* dalam tabel 3 di atas menunjukkan bahwa dengan $H_0: \Delta = 0$ atau series tidak ada *unit root*, sebagian variabel stasioner pada tingkat level atau terintegrasi pada orde I(0) yakni untuk variabel GGDP, log(DEV), EXCRE, DEH, dan DEP. Hal ini ditunjukkan oleh nilai t-statistiknya yang lebih kecil dibandingkan dengan nilai kritis MacKinnon dengan tingkat keyakinan 99 persen (kecuali untuk GGDP dengan menggunakan konstanta dan *trend* dalam keyakinan 95 persen). Sedangkan variabel lainnya yakni log(REER2), log(TOTEX), log(INVGDP), GCGDP, dan Log(OPEN) dengan keyakinan yang sama (99 persen) tidak dapat menerima hipotesis $H_0: \Delta = 0$ atau variabel-variabel tersebut tidak stasioner pada tingkat level. Pengujian *unit root* terhadap *first-difference* variabel-variabel ini dengan tingkat keyakinan 99 persen tidak dapat menolak hipotesis $H_0: \Delta = 0$. dengan kata lain variabel log(REER2), log(TOTEX), log(INVGDP), GCGDP, dan log(OPEN) stasioner pada tingkat *first-difference* atau terintegrasi pada orde I(1).

Berdasarkan uji *unit root* tersebut, analisis dengan menggunakan metode kointegrasi tidak dapat dilakukan karena tidak semua variabel terintegrasi pada orde yang sama. Dengan demikian seperti halnya analisis untuk periode sebelum krisis, analisis untuk periode ini dilakukan dengan menggunakan metode regresi OLS (*ordinary least square*) dengan terlebih dahulu melakukan *first-difference* terhadap seluruh variabel. Hasil regresi untuk periode krisis dengan menggunakan data bulanan ditunjukkan oleh tabel 4 berikut ini.

Tabel 4. Hasil Estimasi Equilibrium Nilai Tukar Riil Periode Selama Krisis (1997:M8-2001:M12)
Dependen variabel adalah $\Delta \log(\text{REER2})$

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-Statistik
$\Delta \log(\text{TOTEX})_{t-6}$	1.272296**	0.547837	2.322400
$\Delta(\text{GGDP})_{t-3}$	0.590757***	0.166210	3.554274
$\Delta \log(\text{INVGDP})_{t-1}$	-0.259213**	0.099438	-2.606779
$\Delta(\text{GCGDP})_{t-2}$	-1.790571**	0.865487	-2.068861
$\Delta \log(\text{OPEN})_{t-3}$	0.134795***	0.041198	3.271905
$\Delta \log(\text{DEV})_{t-2}$	-0.001141**	0.000504	-2.262457
$\Delta(\text{EXCRE})_{t-1}$	0.069779**	0.032297	2.160521
$\Delta(\text{DEH})_{t-1}$	0.043120	0.040227	1.071927
$\Delta \log(\text{REER2})_{t-1}$	0.905897***	0.027068	33.46806
$\Delta(\text{DEP})$	0.898670***	0.022239	40.40901
C	0.000797	0.001218	0.654589
AR(1)	-0.985201***	0.116517	-8.455396
AR(2)	-0.744503***	0.106190	-7.011046
R-squared	0.980869		
Ljung-Box Q-stat. lag 12	8.0393		
LM stat. lag 12	15.72773		
ARCH stat. lag 12	7.119401		
Observasi	25		

Ket: *** signifikan dalam tingkat keyakinan 99 persen
 ** signifikan dalam tingkat keyakinan 95 persen
 * signifikan dalam tingkat keyakinan 90 persen

Tabel 4 di atas menunjukkan semua variabel (kecuali DEH dan konstanta) signifikan dengan tingkat keyakinan 90 persen. Dengan menggunakan tingkat keyakinan 95 persen hanya variabel ekses kredit (EXCRE), rasio defisit anggaran (DEH), dan konstanta yang tidak signifikan.

Koefisien variabel $\log(\text{TOTEX})$ signifikan dengan tingkat keyakinan 95 persen dan mempunyai koefisien sebesar 1.272. Hal ini menunjukkan bahwa untuk setiap peningkatan *terms of trade* sebesar 1.272 persen dalam enam periode (bulan) sebelumnya akan menyebabkan nilai tukar riil terdepresiasi dalam periode sekarang. Meskipun signifikan, tanda koefisiennya tidak seperti yang diharapkan. Berdasarkan hipotesis, suatu kenaikan *terms of trade* akan menyebabkan nilai tukar riil equilibrium mengalami apresiasi. Kemungkinan penyebabnya adalah karena selama periode krisis nilai tukar riil equilibrium lebih banyak dipengaruhi oleh faktor-faktor internal, sehingga faktor eksternal seperti *terms of trade* eksternal kurang berpengaruh terhadap nilai tukar riil.

Variabel pertumbuhan GDP (GGDP) sebagai *proxy technological progress* mempunyai koefisien sebesar 0,591, berarti setiap perubahan satu unit persentase pertumbuhan GDP pada tiga periode sebelumnya akan menyebabkan nilai tukar riil equilibrium terdepresiasi sebesar 0,512 persen. Besarnya koefisien GGDP dalam periode krisis tidak jauh berbeda dengan periode sebelum krisis sebesar 0,591. Namun hal ini belum menunjukkan konsistensi variabel pertumbuhan GDP sebagai *proxy* dari *technological progress*, karena data yang digunakan frekuensinya berbeda di mana untuk periode sebelum krisis menggunakan data triwulanan, sedangkan untuk periode krisis adalah data bulanan. Di samping itu, tanda koefisiennya tidak seperti yang diharapkan. Hal ini kemungkinan disebabkan karena pemilihan variabel pertumbuhan GDP kurang tepat dijadikan sebagai *proxy technological progress*. Di samping itu, penggunaan *proxy* ini sifatnya juga sangat relatif di mana karena keterbatasan data, data bulanan diperoleh melalui metode *spline*¹⁹ yaitu melakukan interpolasi data bulanan dari data triwulanan.

Variabel *technological progress* lainnya di-*proxy* dengan rasio investasi terhadap GDP (INVGDGP) yang mempunyai koefisien sebesar -0,259. Ini menunjukkan bahwa setiap peningkatan rasio investasi terhadap GDP sebesar satu persen dalam satu periode sebelumnya akan menyebabkan nilai tukar riil equilibrium mengalami apresiasi pada periode sekarang sebesar 0,259 persen.

Koefisien variabel rasio pengeluaran konsumsi pemerintah terhadap GDP (GCGDP) secara signifikan berpengaruh terhadap nilai tukar riil dengan koefisien sebesar -1,791. Koefisien ini menunjukkan bahwa untuk setiap perubahan rasio konsumsi pemerintah terhadap GDP sebesar satu unit pada dua periode sebelumnya akan menyebabkan nilai tukar riil terapresiasi sebesar 1.791 persen pada periode sekarang. Besarnya koefisien ini menunjukkan bahwa konsumsi pemerintah sangat berpengaruh terhadap pergerakan nilai tukar riil selama periode krisis.

Koefisien variabel tingkat keterbukaan perekonomian (OPEN) sebagai *proxy* dari kebijakan kontrol terhadap perdagangan juga signifikan dan koefisiennya adalah sebesar 0,135. Angka ini menunjukkan bahwa untuk setiap kenaikan satu persen rasio perdagangan luar negeri terhadap GDP pada tiga periode sebelumnya akan menyebabkan nilai tukar riil terdepresiasi sebesar 0,135 persen pada saat ini. Hal ini menunjukkan semakin bebasnya arus perdagangan akan memperlancar arus keluar masuknya devisa, sehingga pengurangan hambatan terhadap impor akan meningkatkan impor dan selanjutnya menyebabkan nilai tukar terdepresiasi. Hal ini sejalan dengan kebijakan

¹⁹ Metode *spline* adalah interpolasi data bulanan dari data triwulanan. Hal ini disebabkan karena data yang tersedia adalah data triwulanan, padahal dalam periode krisis data yang digunakan data bulanan. Metode *spline* ini adalah metode interpolasi dengan terlebih dahulu menyusun persamaan kuadrat data triwulanan dan menggunakannya untuk mengestimasi data bulannya. Penggunaan metode *spline* untuk GDP Indonesia misalnya dilakukan oleh Doriyanto, Triatmo, "Stabilkan Permintaan Uang di Indonesia Sebelum dan Selama Krisis?", *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan* BI, September 1999.

kontrol arus modal yang ditunjukkan oleh besarnya koefisien DEV sebesar -0,001, yang berarti untuk setiap kenaikan satu persen devisa pada dua periode sebelumnya akan menyebabkan nilai tukar riil terapresiasi 0,001 persen pada periode saat ini. Hal ini karena sistem nilai tukar yang digunakan dalam periode observasi ini adalah sistem nilai tukar mengambang bebas, sehingga pergerakan nilai tukar ditentukan oleh kekuatan permintaan dan penawaran yang terjadi di pasar. Meskipun koefisien tersebut kecil, namun hal ini menunjukkan bahwa kebijakan makroekonomi yang tidak konsisten akan mempengaruhi terhadap nilai tukar riil equilibrium.

Demikian juga halnya dengan kebijakan perkreditan yang ditunjukkan oleh koefisien variabel akses kredit (EXCRE) yang juga secara signifikan mempengaruhi nilai tukar riil dengan koefisien sebesar 0,07. Koefisien ini menunjukkan bahwa untuk setiap kenaikan akses kredit sebesar satu unit pada periode sebelumnya akan menyebabkan nilai tukar riil mengalami depresiasi sebesar 0,07 persen. Meskipun angka koefisiennya kecil, namun hal ini menunjukkan bahwa kebijakan perkreditan yang tidak konsisten akan menciptakan tekanan terhadap nilai tukar riil untuk terapresiasi. Hal ini dapat mengakibatkan timbulnya misalignment nilai tukar, di mana nilai tukar riil aktual menyimpang dari tingkat equilibriumnya.

Variabel DEH sebagai *proxy* dari kebijakan fiskal, mempunyai koefisien sebesar 0.043 yang berarti untuk setiap kenaikan rasio defisit anggaran terhadap *lag* dari *reserve money* sebesar satu persen pada periode sebelumnya akan menyebabkan nilai tukar riil equilibrium terdepresiasi sebesar 0.043 persen. Namun secara statistik koefisien ini tidak signifikan, bahkan dengan tingkat keyakinan 90 persen. Hal ini menunjukkan bahwa defisit anggaran tidak berpengaruh terhadap perubahan nilai tukar riil equilibrium. Kemungkinan hal ini disebabkan pemilihan variabel rasio defisit anggaran terhadap *lag* dari *reserve money* sebagai *proxy* kebijakan fiskal tidak tepat.

Pergerakan nilai tukar riil equilibrium juga sangat dipengaruhi oleh perubahan dinamik nilai tukar riil periode sebelumnya dan perubahan depresiasi nominalnya. Hal ini ditunjukkan oleh koefisien masing-masing sebesar 0.906 dan 0,899. Hal ini menunjukkan bahwa selama periode krisis yang menganut sistem nilai tukar bebas, pergerakan nilai tukar riil lebih banyak dipengaruhi oleh perilaku dinamik nilai tukar itu sendiri, sehingga pergerakan nilai tukar riil dapat mencapai equilibriumnya.

Hasil estimasi model regresi periode krisis ini juga diuji kelayakannya untuk mengetahui apakah ada gangguan autokorelasi dan heteroskedastisitas atau tidak melalui pengujian terhadap residualnya. Pengujian autokorelasi dengan pendekatan Ljung-Box Q-statistik dengan menggunakan lag 12 memperoleh $\chi^2_{p=12}$ dengan nilai sebesar 8.039 yang mana nilai ini lebih kecil dibanding distribusi χ^2 sebesar 28.30 (dengan tingkat keyakinan 99 persen). Karena $\chi^2_{p=12} < \chi^2$ maka H_0 : tidak ada autokorelasi tidak dapat ditolak, atau dengan kata lain H_1 : ada autokorelasi tidak dapat diterima.

Pendeteksian terhadap adanya autokorelasi juga dilakukan dengan pendekatan uji LM dari Breusch-Godfrey. Pendekatan ini merupakan uji Lagrange Multiplier dengan H_0 : tidak ada autokorelasi dengan H_1 : ada autokorelasi. Dengan menggunakan lag 12, LM-statistik $\chi^2_{p=12}$ memberikan nilai sebesar 15,273 atau lebih kecil dari distribusi χ^2 sebesar 28.30 (dengan tingkat keyakinan 99 persen). Dengan demikian H_0 : tidak ada autokorelasi tidak dapat ditolak, dengan kata lain hasil estimasi model tidak mengalami gangguan autokorelasi.

Pendeteksian terhadap adanya gangguan heterokedastisitas dilakukan dengan menggunakan uji ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). Dalam uji ini diajukan H_0 : gangguan (*disturbance*) dalam kondisi homoskedastis dan H_1 : *disturbance* adalah heteroskedastis. Dengan menggunakan panjang lag 12 diperoleh nilai statistik ARCH-LM $\chi^2_{p=12}$ sebesar 7,119 atau lebih kecil dibandingkan distribusi χ^2 sebesar 28.30 (dengan tingkat keyakinan 99 persen). Dengan demikian H_0 : gangguan (*disturbance*) dalam kondisi homoskedastis tidak dapat ditolak, sehingga estimasi model tidak mengalami gangguan heteroskedastisitas.

Analisis Perbandingan Kedua Periode

Untuk melihat perbandingan antara satu periode dengan periode lainnya, dalam tabel 4.4.1 berikut disajikan perbandingan arah dan besarnya koefisien hasil estimasi dari ketiga periode observasi, yaitu periode sebelum krisis, periode selama krisis, dan periode sebelum dan selama krisis.

Tabel 5. Perbandingan Koefisien Estimasi antar Periode Observasi
Dipenden variabel adalah $\Delta\log(\text{REER2})$

Variabel ^{x)}	Koefisien	
	Sebelum Krisis	Selama Krisis
$\Delta\log(\text{TOTEX})$	-0.554212***	1.272296**
$\Delta(\text{GGDP})$	0.574536***	0.590757***
$\Delta\log(\text{INVGD})$	0.230493***	-0.259213**
$\Delta(\text{GCGDP})$	1.865052*	-1.790571**
$\Delta\log(\text{OPEN})$	-0.256282***	0.134795***
$\Delta\log(\text{DEV})$	0.002014**	-0.001141**
$\Delta(\text{EXCRE})$	0.140347***	0.069779**
$\Delta(\text{DEH})$	0.038228	0.043120
$\Delta\log(\text{REER2})_{t-1}$	1.068180***	0.905897***
$\Delta(\text{DEP})$	-2.788956***	0.898670***
C	0.000667	0.000797
AR(1)	-1.203680***	-0.985201***
AR(2)	-1.114034***	-0.744503***
AR(3)	-0.750220***	-

Ket: *** signifikan dalam tingkat keyakinan 99 persen

** signifikan dalam tingkat keyakinan 95 persen

* signifikan dalam tingkat keyakinan 90 persen

^{x)} perbedaan panjang lag tidak disajikan di sini

Berdasarkan tabel 5 di atas, terdapat persamaan dan perbedaan hasil estimasi di antara ketiga periode observasi.²⁰ Jika diperbandingkan hasil estimasi periode sebelum krisis dengan selama krisis, terdapat kesamaan tanda koefisien untuk variabel-variabel $\Delta(\text{GGDP})$, $\Delta(\text{EXCRE})$, $\Delta(\text{DEH})$, $\Delta\log(\text{REER2})_{t-1}$, dan konstanta, serta AR sampai dengan lag 2 di antara kedua periode observasi tersebut. Khusus untuk variabel $\Delta(\text{DEH})$ dan konstanta, keduanya sama-sama tidak signifikan dalam kedua periode observasi, sedangkan variabel-variabel yang lain semuanya signifikan.

²⁰ Sebenarnya sangat sulit membandingkan hasil estimasi di antara ketiga observasi tersebut disebabkan frekuensi data yang digunakan berbeda. Hal ini karena adanya keterbatasan data, sehingga dalam periode sebelum krisis dan periode sebelum dan selama krisis menggunakan data triwulanan, sedangkan dalam periode selama krisis menggunakan data bulanan. Meskipun dengan adanya keterbatasan tersebut, analisis perbandingan ini dilakukan untuk melihat pengaruh perubahan struktural terhadap hasil estimasi di antara ketiga periode observasi.

Di samping terdapat persamaan hasil estimasi antara periode sebelum krisis dengan periode selama krisis, terdapat pula banyak perbedaan di antara kedua periode observasi ini. Perbedaan yang paling mencolok adalah pada periode selama krisis variabel AR signifikan hanya sampai dengan *lag* 2 yakni selama dua bulan (karena menggunakan data bulanan), sedangkan pada periode sebelum krisis variabel ini signifikan sampai dengan *lag* tiga atau selama sembilan bulan (dengan menggunakan data triwulanan). Ini berarti bahwa pergerakan nilai tukar riil pada periode sebelum krisis banyak dipengaruhi oleh pergerakan nilai tukar riil itu sendiri pada waktu sebelumnya. Hal ini sejalan dengan besarnya koefisien dari variabel nilai tukar riil sebelumnya ($\Delta \log(\text{REER2})_{t-1}$), di mana pada periode sebelum krisis nilainya 1.068 yang lebih besar dari koefisien variabel ini pada periode selama krisis yakni sebesar 0.906. Hal ini kemungkinan besar disebabkan karena sistem nilai tukar yang dianut selama periode ini adalah sistem nilai tukar *crawling band*, sehingga pergerakan nilai tukar sangat terbatas pada kisaran yang sudah ditargetkan oleh otoritas moneter.

Perbedaan lain dari hasil estimasi antara periode sebelum dengan selama krisis adalah tanda koefisien variabel-variabel $\Delta \log(\text{TOTEX})$, $\Delta \log(\text{INV GDP})$, $\Delta(\text{GCGDP})$, $\Delta \log(\text{OPEN})$, $\Delta \log(\text{DEV})$, dan $\Delta(\text{DEP})$ yang berbeda di antara kedua periode observasi tersebut. Dari kesemua variabel ini, $\Delta \log(\text{INV GDP})$, $\Delta(\text{GCGDP})$, $\Delta \log(\text{OPEN})$, dan $\Delta \log(\text{DEV})$ mempunyai besar koefisien yang relatif hampir sama meskipun tandanya berbeda untuk kedua periode observasi. Sedangkan variabel $\Delta \log(\text{TOTEX})$, dan $\Delta(\text{DEP})$ mempunyai koefisien yang besarnya jauh berbeda dan dengan tanda yang juga berbeda.

Secara umum, perbedaan yang terjadi di antara kedua periode observasi ini kemungkinan besar disebabkan oleh adanya perubahan struktural (*structural change*) dari data yang digunakan. Hal ini terjadi karena adanya perubahan sistem nilai tukar dari sistem *crawling band* menjadi sistem mengambang bebas sejak 14 Agustus 1997. Di samping itu juga terjadi krisis ekonomi dan sosial, serta adanya pergantian pemerintahan yang menyebabkan terjadinya perubahan kebijakan makroekonomi.

Perbandingan-perbandingan di atas juga mengindikasikan bahwa terjadinya *misalignment* nilai tukar, di mana nilai tukar riil terdeviasi dari keseimbangannya dalam periode krisis dipengaruhi oleh variabel-variabel yang signifikan dan mempunyai tanda koefisien yang sesuai dengan hipotesis. Variabel-variabel tersebut adalah $\Delta \log(\text{TOTEX})$, dan $\Delta \log(\text{REER2})_{t-1}$, serta AR sampai dengan *lag* tiga. Hal ini menunjukkan bahwa dalam periode krisis, *misalignment* nilai tukar yang terjadi dipengaruhi oleh faktor eksternal dan faktor nilai tukar riil sebelumnya. Kemungkinan hal ini disebabkan oleh sistem nilai tukar yang berlaku pada periode tersebut adalah sistem *crawling band*, sehingga nilai tukar riil akan cenderung bergerak sesuai pergerakan nilai tukar riil periode sebelumnya.

KESIMPULAN DAN SARAN

Berdasarkan dari hasil analisis, kesimpulan yang dapat ditarik dari penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Pengujian *unit root* dengan menggunakan uji Phillips-Perron untuk tiga periode penelitian, yaitu periode sebelum krisis; periode selama masa krisis; dan periode sebelum dan selama masa krisis, menunjukkan bahwa untuk masing-masing periode tidak semua variabel stasioner pada levelnya. Dengan demikian, estimasi model dengan menggunakan OLS ataupun kointegrasi tidak dapat dilakukan terhadap variabel-variabel pada tingkat level. Untuk itu dilakukan *first-difference* terhadap seluruh variabel dan dilakukan uji *unit root* pada tingkat *first-*

difference-nya. Hasil uji *unit root* menunjukkan bahwa seluruh variabel sudah stasioner pada tingkat *first-difference*, sehingga estimasi model dapat dilakukan dengan OLS pada tingkat *first-difference*.

2. Selama periode sebelum krisis, nilai tukar riil equilibrium signifikan dipengaruhi oleh *terms of trade* eksternal dan nilai tukar riil periode sebelumnya. Sedangkan variabel-variabel lainnya (kecuali rasio defisit anggaran) meskipun signifikan secara statistik, namun tanda koefisiennya tidak sesuai dengan hipotesis. Kemungkinan hal ini disebabkan pemilihan *proxy* yang kurang tepat. Di samping itu kemungkinan juga disebabkan oleh sistem nilai tukar yang dianut adalah sistem nilai tukar *crawling band*, sehingga nilai tukar riil aktual akan bergerak dalam kisaran yang telah ditargetkan oleh otoritas moneter. Dalam periode sebelum krisis, terjadi *misalignment* nilai tukar, di mana nilai tukar riil aktual mengalami deviasi dari equilibriumnya.
3. Dalam periode krisis, variabel yang signifikan mempengaruhi nilai tukar riil equilibrium adalah variabel rasio investasi terhadap GDP sebagai *proxy* dari *technological progress*; konsumsi pemerintah sebagai *proxy* tingkat konsumsi pemerintah terhadap barang *nontradable*; tingkat keterbukaan perekonomian sebagai *proxy* kontrol perdagangan; perubahan devisa sebagai *proxy* kontrol terhadap arus modal; nilai tukar riil periode sebelumnya; dan depresiasi nominal. Dalam periode krisis, *misalignment* nilai tukar dapat dikatakan relatif tidak terjadi.
4. *Misalignment* nilai tukar yang terjadi pada periode sebelum krisis kemungkinan dipengaruhi oleh variabel-variabel yang signifikan dan mempunyai tanda koefisien yang sesuai dengan teori, yaitu variabel *terms of trade* dan nilai tukar riil periode sebelumnya. Hal ini berarti, pemerintah perlu memperhatikan variabel-variabel ini sehingga di masa yang akan datang tidak terjadi lagi *misalignment* nilai tukar.
5. Perbedaan hasil estimasi antara periode sebelum krisis dan periode selama krisis, kemungkinan disebabkan oleh terjadinya perubahan struktural dari data yang digunakan. Perubahan struktural data kemungkinan terjadi karena perbedaan sistem nilai tukar yang dipakai, di mana pada periode sebelum krisis menggunakan sistem nilai tukar *crawling band*, sedangkan dalam periode krisis menggunakan sistem nilai tukar mengambang bebas. Perubahan struktural data kemungkinan juga disebabkan oleh krisis ekonomi dan pergantian pemerintahan, sehingga kebijakan makroekonomi yang diambil juga berubah.

Saran

Agar penelitian di masa yang akan datang menjadi lebih baik, penulis memberikan saran sebagai berikut:

1. Pemilihan *proxy* yang digunakan sebaiknya perlu dipertimbangkan lebih lanjut, sehingga *proxy* tersebut benar-benar dapat mewakili variabel yang sebenarnya.
2. Data yang digunakan sebaiknya mempunyai frekuensi yang sama untuk masing-masing periode, sehingga akan lebih memudahkan analisis perbandingan antar periode waktu.
3. Penggunaan data interpolasi sebaiknya perlu dipertimbangkan lebih lanjut, dan interpolasi data sebaiknya dilakukan hanya jika data yang diperlukan tidak tersedia.

DAFTAR PUSTAKA

- Abimanyu, Yoopi**, 1997, "Using Indonesia's Real Exchange Rate to Test Ricardian Equivalence". International Finance Group Working Paper, IFGWP-97-04, University of Birmingham.
- _____, 2001, "From Currency to Economic Crisis". In *Restoring East Asia's Dynamism*. Edited by Seiichi Masuyama et.al., Nomura Research Institute, Tokyo.
- Appleyard, Dennis dan Alfred J. Field Jr.**, 1995, *International Economics*. Second edition. Richard D. Irwin Inc., Chicago.
- Argy, Victor**, 1994, *International Macroeconomics: Theory and Policy*. Routledge, New York.
- Baillie, Richard T. and Patrick MacMahon**, 1990. *The Foreign Exchange Market: Theory and Econometric Evidence*. Cambridge University Press, London.
- Clark, Peter et.al.**, 1994, "Exchange Rates and Economic Fundamentals". IMF *Occasional Paper*, No. 115, December.
- Claassen, Emil-Maria**, 1996, *Global Monetary Economics*. Oxford University Press Inc., New York.
- Edwards, Sebastian**, 1989, *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*. The MIT Press, Cambridge, MA.
- _____, 1994, "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries". In Williamson (ed.).
- Edwards, Sebastian (ed.)**, 1995, *Capital Controls, Exchange Rates, and Monetary Policy in the World Economy*. Cambridge University Press, New York.
- Enders, Walter**, 1995, *Applied Econometrics Time Series*. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Faruqee, Hamid**, 1995, "Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective". IMF *Staff Papers*, Vol. 42, No. 1, March.
- _____, 1998, "Methodology for Calculating Equilibrium Exchange Rates and Question of Global Consistency". IMF *Occasional Paper*, No. 167. Edited by Peter Isard and Hamid Faruqee.
- Frankel, Jeffrey A. dan Andrew K. Rose**, 1995, "Empirical Research on Nominal Exchange Rates". In *Handbook of International Economics* Vol. III. Edited by G. Grossman and K. Rogoff. Elsevier Science B.V., Amsterdam.

- Froot, Kenneth A. dan Kenneth Rogoff**, 1995, "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates". In *Handbook of International Economics*, Vol. III. Edited by G. Grossman and K. Rogoff. Elsevier Science B.V., Amsterdam.
- Gartner, Manfred**, 1993, *Macroeconomics Under Flexible Exchange Rates*. Harvester Wheatsheaf, London.
- Gillis, Malcolm dan David Dapice**, 1988, "Indonesia". In Dornbusch, Rudiger and F. Leslie C.H. Helmers (1988) eds., *The Open Economy: Tools for Policymakers in Developing Countries*. EDI Series in Economic Development, Oxford University Press for The World Bank, Washington D.C.
- Goeltom, Miranda S. dan Doddy Zulverdi**, 1998, "Manajemen Nilai Tukar di Indonesia dan Permasalahannya". Makalah pada Seminar Sumbangan Pemikiran FEUI pada Reformasi dan Pemulihan Ekonomi. Jakarta, Nopember.
- Greene, William H.**, 2000, *Econometric Analysis*. Fourth edition. Prentice-Hall Inc., New Jersey.
- Guerguil, Martine dan Martin Kaufman**, 1998, "Competitiveness and the Evolution of the Real Exchange Rates in Chile". IMF Working Paper, No. 58, April.
- Gujarati, Damodar N.**, 1995, *Basic Econometrics*. Third edition. McGraw-Hill Book Co., Singapore.
- Hinkle, Lawrence E. dan Peter J. Montiel (eds.)**, 1999, *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. Oxford University Press, New York.
- Hooper, Peter dan Jaime Marquez**, 1995, "Exchange Rates, Prices, and External Adjustment in the United States and Japan". In *Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy*, Edited by P.B. Kenen. Princeton University Press, New Jersey.
- Isard, Peter**, 1995, *Exchange Rate Economics*. Cambridge University Press, New York.
- Isard, Peter dan Michael Mussa**, 1998, "Methodology for Exchange Rate Assessment". *IMF Occasional Paper*, No. 167.
- Krugman, Paul R. dan Maurice Obstfeld**, 1997, *International Economics: Theory and Policy*, Fourth edition. Addison-Wesley: New York.
- Kurniati, Yati dan A.V. Hardiyanto**, 1999, "Perilaku Nilai Tukar Rupiah dan Alternatif Perhitungan Nilai Tukar Riil Keseimbangan", Bank Indonesia *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, Vol. 2, No. 2, September.
- MacDonald, Ronald**, 1997, "What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It", *IMF Working Paper*, No. 21, January.
- Mills, Cadman Atta dan Raj Nallari**, 1992, "Analytical Approaches to Stabilization and Adjustment Programs", EDI Seminar Paper 44, World Bank, Washington D.C.

- Mills, Terence C.**, 1993, *The Econometric Modeling of Financial Time Series*, Cambridge University Press, London.
- Mongardini, Joannes**, 1998, "Estimating Egypt's Equilibrium Real Exchange Rate" IMF Working Paper, Vol. 5, January.
- Ogun, Oluremi**, 1997, "Real Exchange Rate Movements and Export Growth: Nigeria, 1960-1990", *African Economic Research Consortium Research Paper*, Vol. 82.
- Pattinasarany, Gregorius D.V.**, 1997, "Long-Run Purchasing Power Parity in Indonesia", *Ekonomi dan Keuangan Indonesia*, Vol. XIV, No. 2.
- Pindyck, Robert S. dan Daniel L. Rubinfeld**, 1991, *Econometric Models and Economic Forecasts*, third edition. McGraw-Hill Inc., Singapore.
- Rivera-Batiz, Fransisco L. dan Luis A. Rivera Batiz**, 1994, *International Finance and Open Economy Macroeconomics*, second edition, Prentice-Hall Inc., New Jersey.
- Rosenberg, Michael R.**, 1996, *Currency Forecasting: A Guide to Fundamental and Technical Models of Exchange Rate Determination*. McGraw-Hill, New York.
- Taylor, Mark P.**, 1995, "Exchange-Rate Behavior under Alternative Exchange-Rate Arrangements". In *Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy*. Edited by Peter B. Kenen. Princeton University Press, New Jersey.
- Williamson, John (ed.)**, 1994, *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics, Washington D.C.