



**PENGARUH INDEKS SAHAM DOW JONES TERHADAP
HUBUNGAN SIMULTAN ANTARA INDEKS HARGA SAHAM
GABUNGAN (IHSG) DAN NILAI TUKAR RUPIAH TERHADAP
DOLAR AMERIKA SERIKAT SEBELUM DAN SELAMA KRISIS
EKONOMI**

Tesis

Diajukan Sebagai Salah Satu Syarat untuk Memperoleh Gelar Magister dalam Ilmu
Manajemen

ARDO RYAN DWITANTO

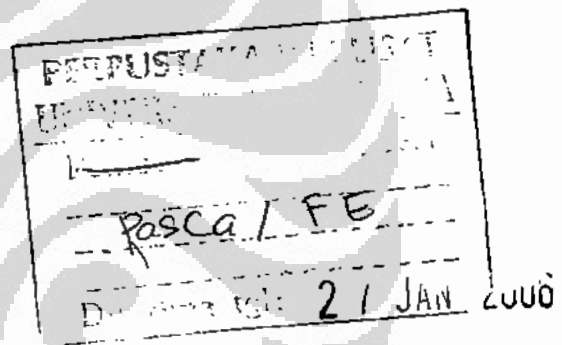
6603200057

**Program Studi Ilmu Manajemen
Pascasarjana Fakultas Ekonomi
Universitas Indonesia
Depok
2005**

LEMBAR PERSETUJUAN TESIS

Nama mahasiswa : Ardo Ryan Dwitanto
Nomor Mahasiswa : 6603200057
Program Studi : Ilmu Manajemen
Kekhususan : Keuangan
Judul Tesis : Pengaruh Indeks Saham Dow Jones terhadap Hubungan
Simultan Antara Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG)
dan Nilai Tukar Rupiah Terhadap Dolar Amerika Serikat
Sebelum dan Selama Krisis Ekonomi.

Depok, 18 Januari 2005



15189

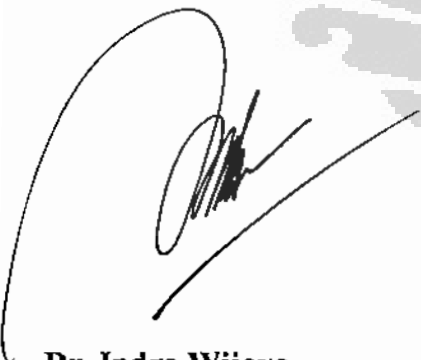
Dr. Rhenald Kasali
Ketua Program Studi

Dr. Titik Indrawati
Pembimbing Tesis

LEMBAR PENGESAHAN TESIS

Nama mahasiswa : Ardo Ryan Dwitanto
Nomor Mahasiswa : 6603200057
Program Studi : Ilmu Manajemen
Kekhususan : Keuangan
Judul Tesis : Pengaruh Indeks Saham Dow Jones terhadap Hubungan
Simultan Antara Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG)
dan Nilai Tukar Rupiah Terhadap Dolar Amerika Serikat
Sebelum dan Selama Krisis Ekonomi.

Telah diuji dan dinyatakan LULUS di depan Tim Penguji pada Selasa, 18 Januari,
2005



Dr. Indra Wijaya
Ketua Tim Penguji



Dr. Titik Indrawati
Anggota Tim Penguji

ABSTRAK

Ardo Ryan Dwitanto (6603200057)

PENGARUH INDEKS SAHAM DOW JONES TERHADAP HUBUNGAN SIMULTAN ANTARA INDEKS HARGA SAHAM GABUNGAN (IHSG) DAN NILAI TUKAR RUPIAH TERHADAP DOLAR AMERIKA SERIKAT SEBELUM DAN SELAMA KRISIS EKONOMI.

(xi + 86 halaman; 8 gambar, 22 tabel)

Tujuan dari penelitian ini meliputi lima hal. Pertama, menguji apakah terdapat hubungan simultan (*bidirectional*) antara Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) dan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat (Idrus). Kedua, menguji apakah terdapat hubungan relasional jangka panjang (kointegrasi) antara Idrus dan IHSG. Ketiga, mempelajari pola hubungan kointegrasi antara Idrus dan IHSG, jika terdapat hubungan kointegrasi antara keduanya. Keempat, mempelajari pengaruh variabel-variabel *lag* IHSG dan variabel-variabel *lag* Idrus terhadap IHSG dan Idrus. Kelima, mempelajari pola pengaruh *Dow Jones Industrial Averages* (DJIA) terhadap IHSG dan Idrus.

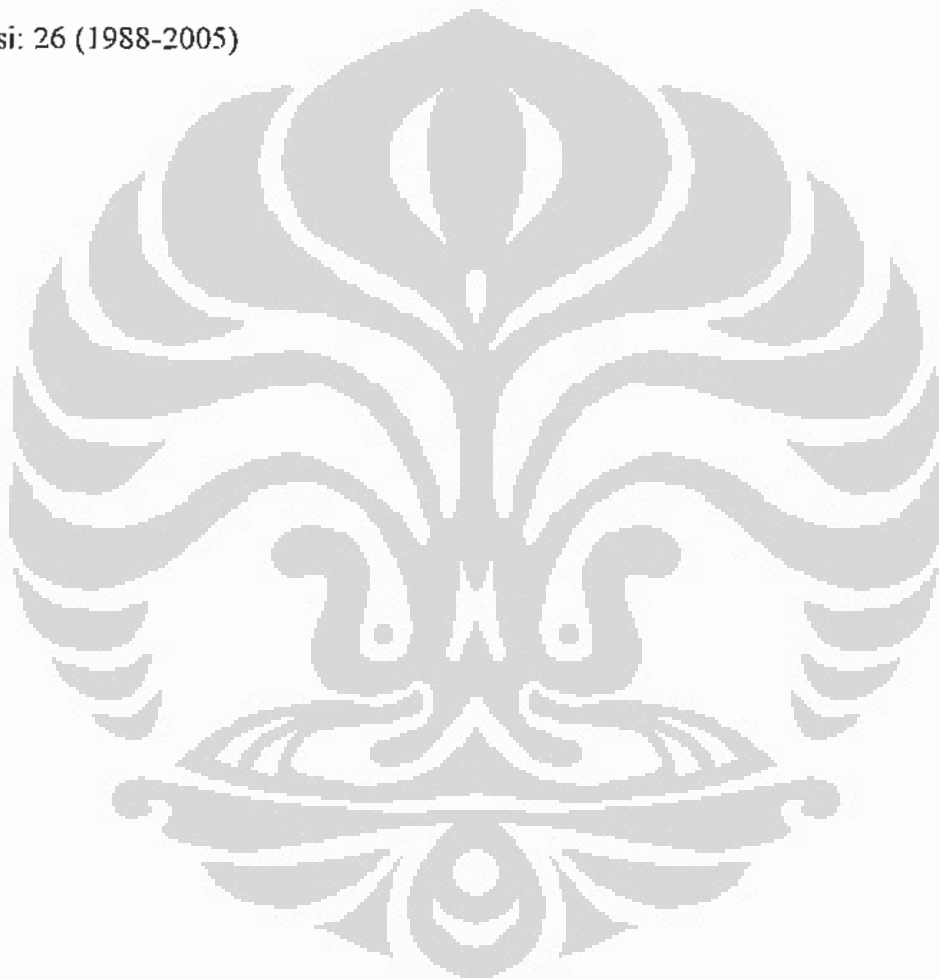
Penelitian ini memasukkan IHSG dan Idrus sebagai variabel-variabel endogenus, serta DJIA (indeks saham Dow Jones) sebagai variabel eksogenus. Semua data ditransformasikan ke dalam logaritma natural (Ln). Sampel Penelitian dibagi menjadi dua periode yaitu periode sebelum krisis ekonomi (19 Mei 1996-29 Juni 1997) dan periode selama krisis ekonomi (4 Januari 1998-9 September 2001). Analisis data meliputi tujuh langkah. Pertama, uji simultanitas. Kedua, pra-uji untuk menentukan order integrasi. Ketiga, penentuan panjang *lag* dalam VARL. Keempat, uji kointegrasi dengan metode Johansen. Kelima, analisis hasil estimasi. Keenam, uji kausalitas Granger. Ketujuh, *innovation accounting*.

Untuk periode sebelum krisis ekonomi, *data generating process* menggunakan *Vector Autoregressive in Differenced* (VARD) *lag* 3 atau VARD(3). Sedangkan, untuk periode selama krisis ekonomi menggunakan *Vector Error Correction Model* (VECM) *lag* 7 atau VECM(7).

Hasil uji simultanitas *series* dalam *level* menunjukkan adanya pengaruh timbal balik antara nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dan IHSG pada kedua periode. Pada periode sebelum krisis ekonomi tidak ada hubungan kointegrasi antara kedua variabel endogenus, karena nilai tukar selama periode tersebut berdasarkan *managed floating*. Hasil VARD(3) menemukan tidak ada hubungan timbal balik antara perubahan IHSG atau D(LnIHSG) dan perubahan nilai tukar rupiah terhadap dolar AS atau D(LnIdrus) dalam jangka pendek. Variabel eksogenus atau D(LnDJIA) tidak berpengaruh terhadap D(LnIHSG) maupun D(LnIdrus) karena perbedaan metode perhitungan indeks maupun karena nilai tukar berdasarkan *managed floating*.

Pada periode selama krisis ekonomi terdapat hubungan kointegrasi antara kedua variabel endogenus. Hasil VECM(7) menunjukkan pengaruh negatif LnIldr terhadap LnIHSG dalam jangka panjang. Hal ini menunjukkan bahwa hubungan antara nilai tukar rupiah terhadap dolar AS dalam jangka panjang lebih rentan terhadap *inflation disturbance*. Hasil uji kausalitas Granger menemukan hubungan searah dimana LnIHSG mempengaruhi LnIldr . Hal ini berarti IHSG merupakan *leading indicator* dalam jangka pendek. Perubahan indeks saham Dow Jones atau D(LnDJIA) berpengaruh negatif terhadap perubahan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat atau D(LnIldr) dimana perhitungan nilai tukar menggunakan *free-floating*. Namun, D(LnDJIA) tidak berpengaruh terhadap perubahan IHSG atau D(LnIHSG) , karena perbedaan metode perhitungan. Hasil ini konsisten dengan periode sebelum krisis ekonomi.

Referensi: 26 (1988-2005)



ABSTRACT

Ardo Ryan Dwitanto (6603200057)

EFFECT OF DOW JONES INDUSTRIAL AVERAGES ON SIMULTANEOUS RELATIONSHIP BETWEEN JAKARTA COMPOSITE STOCK PRICE INDEX (JKSE) AND RUPIAH - US DOLLAR EXCHANGE RATE BEFORE AND DURING ECONOMIC CRISIS

(xi + 86 pages; 8 pictures, 22 tables)

This research has five objectives. First, investigate whether simultaneous is in Jakarta Composite Stock Price Index (JKSE) and rupiah - U.S. dollar exchange rate (Idrus) relationship. Second, investigate whether co-integrating relationship between Idrus and JKSE. Third, study the relationship between Idrus and JKSE in the long run. Fourth, study the effects of lagged values of JKSE and lagged values of Idrus on JKSE and Idrus, respectively. Fifth, study the effect of Dow Jones Industrial Averages (DJIA) on JKSE and Idrus, respectively.

JKSE and Idrus are treated as endogenous variables. DJIA is treated as exogenous variable. All of series are transformed to natural logarithmic (Ln). Period of research is divided to two periods, before crisis period (19 May 1996-29 June 1997) and during crisis period (4 January 1998-9 September 2001). The analysis of data will be done in seven steps. First, test of simultaneous. Second, pre-test for determining the order of integration for each series. Third, determine lags of Vector autoregressive in Level (VARL). Fourth, Johansen co-integration test. Fifth, analyze the estimate parameters. Sixth, test of Granger causality. Seventh, do innovation accounting.

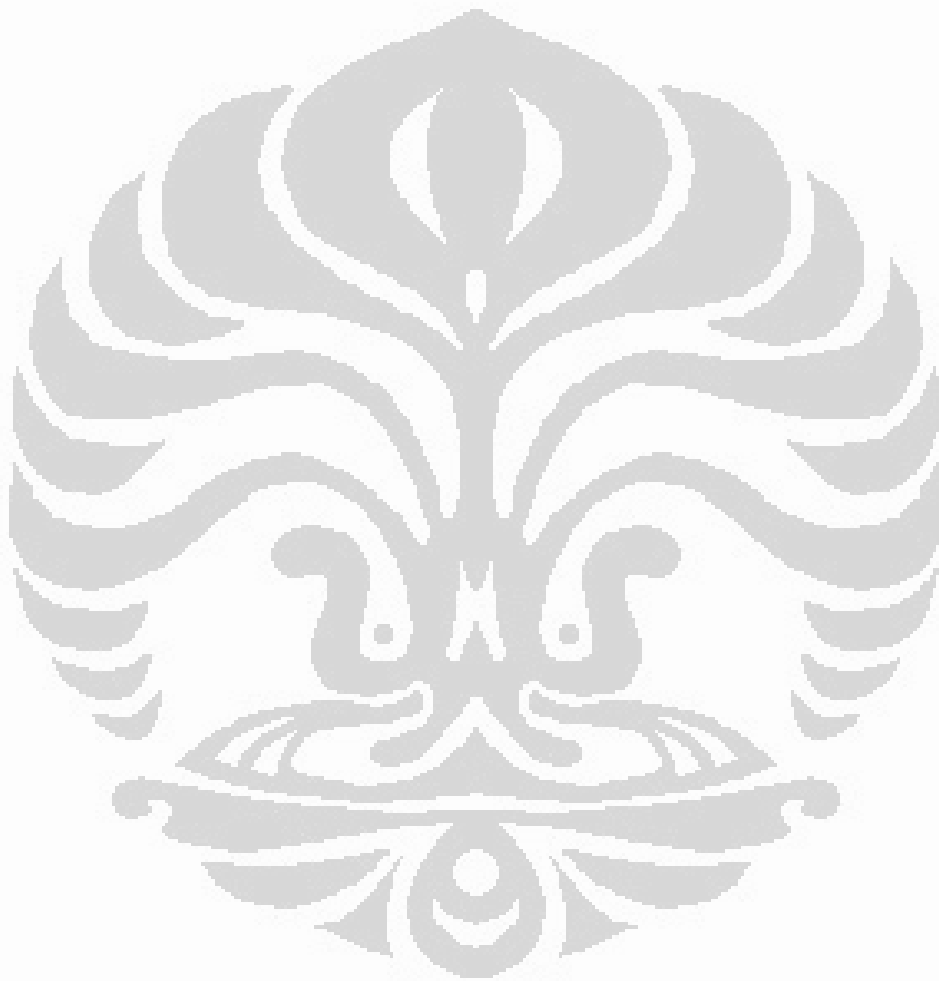
For before economic crisis period, data generating process use Vector autoregressive in Differenced (VARD) lag 3, while, for during economic crisis period, it use Vector Error Correction Model (VECM) lag 7.

Test of simultaneous with series in level found bidirectional relationship between Jakarta Composite Stock Price Index (JKSE) and rupiah - US dollar exchange rate (Idrus) in both period. There is no co-integrating relationship between LnIdrus and LnJKSE in before economic crisis period because of managed floating exchange rate. Analysis of parameters of VARD lag 3 found no bidirectional short-run relationship between rupiah - US dollar differential or $D(\text{LnIdrus})$ and JKSE differential or $D(\text{LnJKSE})$. DJIA differential or $D(\text{LnDJIA})$ doesn't affect $D(\text{LnJKSE})$ because of difference in determination method. $D(\text{LnDJIA})$ doesn't affect $D(\text{LnIdrus})$ also because rupiah - US dollar exchange rate was managed.

There is co-integrating relationship between LnIdrus and LnJKSE in during economic crisis period. Analysis of parameters of VECM lag 7 found negative long-run relationship between LnIdrus and LnJKSE. It suggests that Idrus - JKSE relationship in

the long-run has more exposure to inflation disturbance. Granger causality runs only one way from LnJKSE to LnIdrus . It suggests that JKSE is a leading indicator in the short-run. DJIA differential or $D(\text{LnDJIA})$ has negative effect on $D(\text{LnIdrus})$, which is rupiah – US dollar exchange rate is free floated. $D(\text{LnDJIA})$ has no effect on $D(\text{LnIHSG})$ because of difference in determination method. It is consistent with the result of before economic crisis period.

Reference: 26 (1988-2005)



KATA PENGANTAR

Puji dan syukur kepada Tuhan Yesus Kristus, sumber segala hikmat dan pengetahuan, atas tuntunanNya dalam menulis tugas akhir ini.

Tugas akhir dengan judul “Pengaruh Indeks Saham Dow Jones terhadap Hubungan Simultan antara Indeks Harga Saham Gabungan dan Nilai Tukar Rupiah terhadap Dolar Amerika Serikat Sebelum dan Selama Krisis Ekonomi” ini dibuat sebagai persyaratan akhir dalam mendapatkan Gelar Magister dalam Ilmu Manajemen Universitas Indonesia.

Penulis menyadari sepenuhnya bahwa tanpa bimbingan, bantuan, dan doa dari banyak pihak Tugas Akhir ini tidak akan selesai. Oleh karena itu, penulis mengucapkan banyak terima kasih kepada semua pihak yang telah membantu dalam penyelesaian Tugas Akhir dengan baik, yaitu kepada :

- 1) Ketua Program Studi Ilmu Manajemen, Program Pascasarjana Fakultas Ekonomi, Universitas Indonesia, Dr. Rhenald Kasali.
- 2) Sekretaris Program Studi Ilmu Manajemen, Program Pascasarjana Fakultas Ekonomi, Universitas Indonesia, Dr. Ferdinand Siagian.
- 3) Ketua Tim Penguji, Dr. Indra Wijaya atas perbaikan-perbaikannya dalam tesis saya.
- 4) Dosen Pembimbing, Dr. Titik Indrawati atas bimbingan dan dorongannya yang sepenuh hati.
- 5) Semua dosen yang telah mengajar dan mendidik saya selama berkuliah di Program Magister Ilmu Manajemen, Fakultas Ekonomi, Universitas Indonesia.
- 6) Semua Staf Tata Usaha Sekretariat Program Magister Ilmu Manajemen, Fakultas Ekonomi, Universitas Indonesia.
- 7) Teman-teman saya di Program Studi Ilmu Manajemen, Kekhususan Keuangan, kelas pagi, yaitu Neni Lestari, Rafika Yuniasih, Djumjati Partawidjaja, Pricilla Desidarata, Chandra Situmeang, Yudhi Iman Prakasa, Dedi Junaedi, Reza Poemomo, Eko Budi Lesmana, Immanuel Marpaung, Agung Hendrawan, Agus Sutanto, Andri Faisal, Devita Aryasari, Erwinsdy Ginting, Gatot Soepriyono,

Hera Zera, Merna Surjadi, Romaz Sjaputera, Yanuar Pranuradhi, Noor Kartika Susatyo, Pangestu Puji Rahayu, Prasasti Imani, Sri Rahayu, Sutriani, dan Dwi Widodo yang telah membuat suasana belajar yang saling mendukung.

- 8) Bapak Ir. Susilo Suharjo MM atas dukungan morilnya.
- 9) Bapak Innocentius Bernanto, S.T., MM, M.Si atas dukungan morilnya.
- 10) Bapak James.T. Riyadi atas bantuan dana untuk studi penulis di Program Magister Ilmu Manajemen, Fakultas Ekonomi, Universitas Indonesia.
- 11) Papa, Mama, Kakak dan Dio yang telah memberikan dukungan dana, moril dan doa.
- 12) Tri Damayanti, mahasiswi Program Profesi Fakultas Kedokteran Gigi, Universitas Indonesia yang telah memberikan dukungan moril dan doa.
- 13) Saudara saudari terkasih di Lembaga Pelayanan Pemuda Indonesia, antara lain : Dr. Hendrik Ruru, dr. Maureen Waas, dr. Dohar Tobing, Ricardo Ruru, Norma Aruan, Ir. Pingkan Purukan, Ir. Reiner Sitorus, Latiep, Jephthah Tobing, Eric Tumengkol, Mario Felder, S.kom, Sjanne Dumalang, SE.ak, dan Cherine T. Simandjuntak.
- 14) Teman-teman alumni Universitas Pelita Harapan, yaitu Dini Fitri Agustina, SE, Ikhsan Asikin, SE, Anton, SE, dan Caroline WU, S.Sos yang telah memberikan dukungan moril untuk melanjutkan studi ke jenjang strata dua (S2).

Penulis menyadari Tugas Akhir ini bukanlah segala-galanya namun merupakan salah satu proses dalam pembelajaran seumur hidup. Tugas akhir ini merupakan salah satu penemuan penting bagi penulis dalam studi ilmu keuangan.

Penulis berharap para pembaca dapat memperoleh manfaat-manfaat dari Tugas Akhir ini dalam mempelajari ilmu keuangan.

Depok, Pebruari 2005

Ardo Ryan Dwitanto

vi

DAFTAR ISI

Abstrak	i
<i>Abstract</i>	iii
Kata Pengantar	v
Daftar Isi	vii
Daftar Tabel	ix
Daftar Gambar	x
Daftar Lampiran	xi
Bab 1 PENDAHULUAN	
1.1. Globalisasi	1
1.2. Liberalisasi Pasar Modal	3
1.3. Pemberlakuan Sistem Kurs Mengambang Bebas	4
1.4. Heterogenitas Informasi	5
1.5. Bioekonomi	6
1.6. Siklus Ekonomi	7
1.7. Perkembangan Ekonometrik	11
1.8. Variabel-Variabel Penelitian	15
1.9. Masalah Penelitian	17
1.10. Tujuan Penelitian	17
1.11. Manfaat Penelitian	18
1.12. Sistematika Penulisan	19
Bab 2 TINJAUAN PUSTAKA	
2.1 Kerangka Pemikiran	21
2.1.1 Hubungan Antara Nilai Tukar dan Harga-Harga Saham	21
2.1.2 Hubungan Antara Harga-Harga Saham dan Nilai Tukar	24
2.1.3 Hubungan Bursa Saham Amerika Serikat dengan Bursa- Bursa Saham di Negara-Negara Lain	26
2.2 Kajian Penelitian-Penelitian Sebelumnya	27
	vii

Bab 3 METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sampel Penelitian	33
3.2 Metode Analisis Data	34
3.2.1 Uji Simultanitas	34
3.2.2 Uji <i>Unit Root</i>	35
3.2.3 Penentuan Panjang <i>Lag</i> dalam VARL	38
3.2.4 Uji Kointegrasi	39
3.2.5 Analisis Hasil Estimasi	41
3.2.6 Uji Kausalitas Granger	42
3.2.7 <i>Innovation Accounting</i>	45

Bab 4 ANALISIS HASIL PENELITIAN

4.1 Hasil Uji Simultanitas	46
4.2 Penyajian Grafik Level Maupun <i>First Differenced Time Series</i>	47
4.3 Hasil Uji <i>Unit Root</i>	51
4.4 Penentuan Panjang <i>Lag</i> dalam VARL	52
4.5 Hasil Uji Kointegrasi	53
4.6 Analisis Hasil Estimasi untuk Periode Sebelum Krisis Ekonomi	55
4.7 Uji Kausalitas Granger untuk Periode Sebelum Krisis Ekonomi	57
4.8 Analisis Hasil Estimasi untuk Periode Selama Krisis Ekonomi	58
4.9 Uji Kausalitas Granger untuk Periode Selama Krisis Ekonomi	64
4.10 Hasil <i>Innovation Accounting</i>	65

Bab 5 KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan	68
5.2 Keterbatasan Penelitian	71
5.3 Saran	73

Daftar Pustaka	75
-----------------------	----

LAMPIRAN A	78
-------------------	----

LAMPIRAN B	79
-------------------	----

LAMPIRAN C	80
-------------------	----

LAMPIRAN D	81
-------------------	----

DAFTAR TABEL

- TABEL 1.1 Suku Bunga Sertifikat Bank Indonesia (SBI) Jangka Waktu 1 Bulan(%) Tahun 1996-2001
- TABEL 1.2 Laju Inflasi di Indonesia Triwulanan (%) Tahun 1996-2001
- TABEL 1.3 Posisi Perdagangan Asing dan Lokal (%) Tahun 1996-2001
- TABEL 2.1 Rangkuman Hasil-Hasil Penelitian yang Menggunakan VAR dan VEC
- TABEL 4.1 Hasil Uji Simultanitas Antara LnIHSG dan LnIdrus
- TABEL 4.2 Rangkuman Hasil Uji ADF dan Uji PP pada Periode Sebelum Krisis Ekonomi
- TABEL 4.3 Rangkuman Hasil Uji ADF dan Uji PP pada Periode Selama Krisis Ekonomi
- TABEL 4.4 Hasil Perhitungan Kriteria Informasi AIC, SIC, dan LR pada Periode Sebelum Krisis Ekonomi
- TABEL 4.5 Hasil Perhitungan Kriteria Informasi AIC, SIC, dan LR pada Periode Selama Krisis Ekonomi
- TABEL 4.6 Rangkuman Hasil Uji Kointegrasi untuk Periode Sebelum Krisis Ekonomi
- TABEL 4.7 Hasil Uji Statistik λ_{trace} untuk Periode Selama Krisis Ekonomi
- TABEL 4.8 Hasil Uji Statistik λ_{max} untuk Periode Selama Krisis Ekonomi
- TABEL 4.9 Estimasi Parameter-Parameter VARD(3)
- TABEL 4.10 Hasil Uji Kausalitas Granger Antara D(LnIdrus) dan D(LnIHSG) Sebelum Krisis Ekonomi
- TABEL 4.11 Hasil Uji Kausalitas Granger Antara D(LnIHSG) dan D(LnIdrus) Sebelum Krisis Ekonomi
- TABEL 4.12 Estimasi Parameter Persamaan Kointegrasi
- TABEL 4.13 Estimasi Parameter-Parameter VECM(7)
- TABEL 4.14 Hasil Uji Kausalitas Granger Antara LnIdrus dan LnIHSG Selama Krisis Ekonomi
- TABEL 4.15 Hasil Uji Kausalitas Granger Antara LnIHSG dan LnIdrus Selama Krisis Ekonomi
- TABEL 4.16 *Impulse Response Function*
- TABEL 4.17 *Variance Decomposition*
- TABEL 5.1 Perbedaan Antara Hasil Analisis Data Periode Sebelum Krisis Ekonomi Dan Selama Krisis Ekonomi

DAFTAR GAMBAR

GAMBAR 1.1 *Efficient Frontier* Diversifikasi Lokal Vs Diversifikasi Global

GAMBAR 1.2 Grafik *Foreign Direct Investment (FDI)* di Indonesia Triwulanan
Periode 1997-2001

GAMBAR 2.1 Bagan Kerangka Pemikiran

GAMBAR 4.1 Perbandingan Grafik LnIHSG, LnIdrus, dan LnDJIA dalam Level
pada Periode Sebelum Krisis Ekonomi.

GAMBAR 4.2 Perbandingan Grafik LnIHSG, LnIdrus, dan LnDJIA dalam Level
pada periode Selama Krisis Ekonomi.

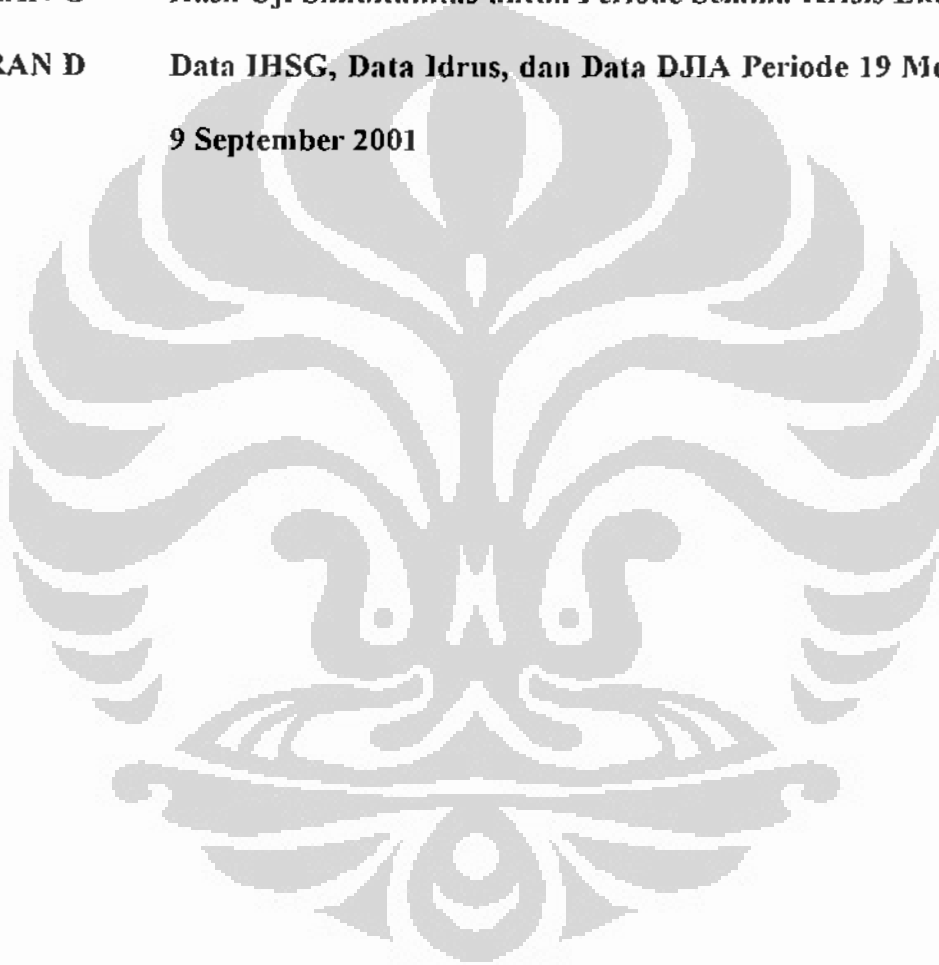
GAMBAR 4.3 Perbandingan Grafik LnIHSG, LnIdrus, dan LnDJIA dalam *First
Differenced* pada Periode Sebelum Krisis Ekonomi.

GAMBAR 4.4 Perbandingan Grafik LnIHSG, LnIdrus, dan LnDJIA dalam *First
Differenced* pada Periode Selama Krisis Ekonomi.

GAMBAR 5.1 Kemungkinan Adanya Variabel Z dalam Hubungan Antara LnIHSG
dan LnIdrus

DAFTAR LAMPIRAN

- LAMPIRAN A** **Rangkuman Hasil Uji Kointegrasi Johansen untuk Periode
Selama Krisis Ekonomi**
- LAMPIRAN B** **Hasil Uji Simultanitas untuk Periode Sebelum Krisis Ekonomi**
- LAMPIRAN C** **Hasil Uji Simultanitas untuk Periode Selama Krisis Ekonomi**
- LAMPIRAN D** **Data IHSG, Data Idrus, dan Data DJIA Periode 19 Mei 1996 -
9 September 2001**



BAB I

PENDAHULUAN

Semua pelaku ekonomi memiliki saling ketergantungan. Sistem perekonomian terbuka yang dianut oleh banyak negara, termasuk Indonesia membuat perekonomian antar negara menjadi saling berhubungan.

Globalisasi dengan semangatnya yaitu, dunia tanpa batas, dan liberalisasi pasar modal membuat aliran modal lintas negara meningkat. Aliran modal lintas negara yang terus meningkat dapat membuat pasar modal semakin terintegrasi.

Pemberlakuan sistem kurs mengambang bebas pada pertengahan Agustus 1997 dan imbas depresiasi bath Thailand merupakan awal dari krisis moneter dan selanjutnya mengakibatkan krisis ekonomi di Indonesia.

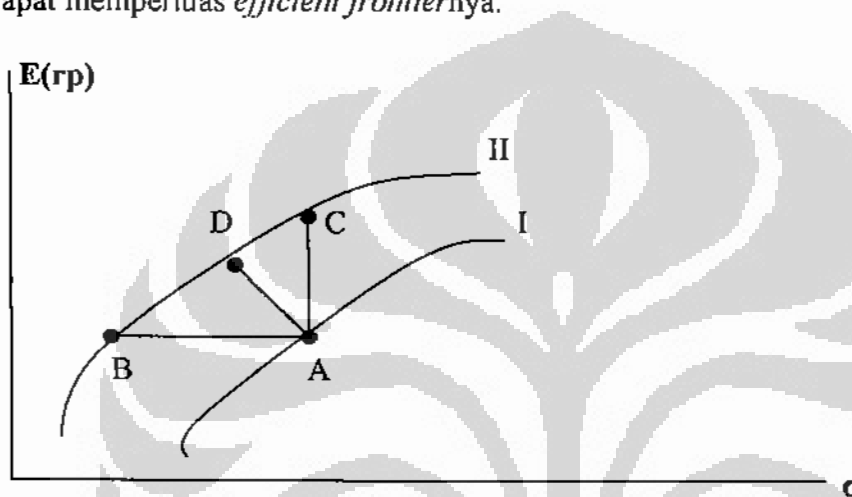
1.1 Globalisasi

Perdagangan antar negara mulai berkembang dari perdagangan bilateral lalu perdagangan regional, hingga perdagangan internasional. Hal ini memungkinkan perekonomian antar negara di dunia menjadi saling bergantung.

Semangat globalisasi, yaitu dunia tanpa batas, mendorong para investor untuk melakukan diversifikasi internasional, yaitu membentuk portofolio aset di pasar-pasar luar negeri. Menurut Solnik (2000, 44) diversifikasi internasional berimplikasi pengurangan tingkat risiko dengan menghilangkan volatilitas non sistematis tanpa

mengorbankan imbal hasil yang diharapkan. Keadaan ini sering dikenal sebagai adanya *free lunch* yakni *lower risk-higher return*.

Selanjutnya Indrawati (2002, 2) menambahkan bahwa diversifikasi internasional memberikan jangkauan peluang lebih luas daripada hanya investasi domestik, dalam hal mengejar keuntungan dan pengurangan tingkat risiko. Dengan kata lain, diversifikasi internasional dapat mendorong ke arah luar *efficient frontier* seorang investor sehingga dapat memperluas *efficient frontiernya*.



Gambar 1.1 Efficient Frontier Diversifikasi Lokal Vs Diversifikasi Global
Keterangan: I: *efficient frontier* diversifikasi lokal; II: *efficient frontier* diversifikasi global

Sumber: Indrawati (2002, 3)

Gambar 1.1 menampilkan perbandingan *efficient frontier* diversifikasi lokal dengan *efficient frontier* diversifikasi global. Gambar tersebut memperlihatkan adanya perluasan *efficient frontier*. Jika dibandingkan dengan portofolio A, maka:

- 1) portofolio B mempunyai imbal hasil yang diharapkan yang sama dan standar deviasi yang lebih kecil;
- 2) portofolio D mempunyai imbal hasil yang diharapkan lebih tinggi dan standar deviasi yang lebih kecil;

3) portofolio C mempunyai imbal hasil yang diharapkan lebih tinggi dan standar deviasi yang sama.

Untuk diversifikasi internasional, investor global ingin mengetahui koefisien korelasi antar pasar saham nasional, korelasi antara imbal hasil dan nilai tukar, serta besarnya *gain* atau *loss* nilai tukar valuta asing untuk dimasukkan ke dalam perhitungan imbal hasil dalam mata uang sendiri maupun deviasi standarnya (Indrawati 2002, 5). Oleh karena itu, imbal hasil dari investor global dipengaruhi selain oleh dari kinerja portofolio pada pasar saham nasional, juga oleh pergerakan mata uang yang relatif.

Globalisasi juga membuat perusahaan-perusahaan nasional mempunyai akses sumber daya yang lebih luas dan memungkinkan ekspansi pasar di luar negeri. Selain itu, perusahaan-perusahaan luar negeri pun mempunyai akses sumber daya yang sama di Indonesia dan dimungkinkan untuk melakukan ekspansi pasar di Indonesia. Dengan demikian, meskipun perusahaan-perusahaan nasional tidak mempunyai operasional di luar negeri atau tidak melakukan perdagangan internasional, dapat menghadapi persaingan internasional. Soenen dan Hennigar (1988, 7) mengatakan bahwa fluktuasi nilai tukar dapat mempengaruhi nilai pasar suatu perusahaan domestik jika perusahaan tersebut menghadapi persaingan internasional.

1.2 Liberalisasi Pasar Modal

Liberalisasi pasar modal ditandai dengan pelepasan batas kepemilikan oleh investor asing dalam kepemilikan saham-saham yang diperdagangkan di pasar modal. Selain itu, para investor lokal juga dimungkinkan untuk memiliki saham-saham yang diperdagangkan di pasar modal-pasar modal luar negeri dengan bebas.

Liberalisasi memungkinkan modal mengalir dengan bebas dari suatu pasar modal ke pasar modal yang lain. Selain itu, perusahaan-perusahaan nasional dapat *listing* di bursa-bursa saham luar negeri, begitu pula dengan perusahaan-perusahaan asing dapat *listing* di BEJ. Hal ini akan memungkinkan bursa-bursa saham di dunia dapat terintegrasi.

Pada tahun 2001, pemerintah Indonesia telah memperbolehkan para investor asing untuk memiliki saham-saham yang diperdagangkan di pasar modal hingga 100%. Hal ini diharapkan dapat meningkatkan aliran modal masuk dari luar negeri ke Bursa Efek Jakarta, sehingga dana asing di BEJ semakin besar. Peningkatan dana asing di BEJ sangat diperlukan untuk meningkatkan volume perdagangan, yang ternyata tidak cukup dilakukan oleh para investor lokal.

Peningkatan dana asing di BEJ akan membuat BEJ dan bursa valuta asing akan semakin terintegrasi. Para investor asing akan membeli rupiah sebelum menanamkan modalnya di BEJ. Aksi pembelian rupiah ini dapat menyebabkan rupiah terapresiasi. Para investor asing akan menjual rupiah ketika mereka menarik modalnya dari BEJ, sehingga aksi penjualan rupiah tersebut dapat menyebabkan rupiah terdepresiasi.

1.3 Pemberlakuan Sistem Kurs Mengambang Bebas

Pada awal tahun 1990, Presiden Soeharto mencanangkan percepatan industrialisasi di Indonesia. Percepatan industrialisasi membutuhkan dana yang sangat besar. Perusahaan-perusahaan pada saat itu, sangat bergantung kepada perbankan sebagai sumber pembiayaan. Oleh karena itu, bank-bank diperbolehkan untuk meminjam dana dari luar negeri, begitu pula dengan perusahaan-perusahaan. Pemerintah juga memberlakukan sistem kurs mengambang terkendali untuk memfasilitasi percepatan industrialisasi ini.

Pertengahan tahun 1997, pemerintah melalui Bank Indonesia tidak kuat untuk mengintervensi pasar guna menjaga nilai tukar rupiah mengambang terkendali (rupiah terdepresiasi rata-rata 5% per tahun), sehingga pertengahan tahun 1997 pemerintah memberlakukan sistem kurs mengambang bebas. Hal ini juga dipengaruhi oleh makin dominannya semangat ekonomi pasar.

Keadaan fundamental ekonomi Indonesia yaitu inflasi yang cukup tinggi akibat percepatan industrialisasi membuat pasar menilai rupiah *overvalued* (terlalu mahal), sehingga aksi jual rupiah terjadi ditambah pula imbas dari terdepresiasinya mata uang bath Thailand pada pertengahan tahun 1997 dan selanjutnya membuat rupiah anjlok.

Sistem kurs mengambang bebas membuat nilai rupiah semakin *volatile*. Hal ini memungkinkan spekulasi untuk memperoleh imbal hasil yang tinggi. Melalui kontrak berjangka, para spekulasi dapat membatasi risiko/kerugian akibat pergerakan nilai tukar dan melepas batas keuntungan yang mungkin didapat. Dengan demikian, mata uang menjadi suatu komoditi bahkan alternatif investasi, bukan hanya sekedar alat pertukaran, sama halnya dengan aset-aset finansial yang lain.

1.4 Heterogenitas Informasi

Pada pasar efisien, seluruh investor mempunyai informasi yang sama dan pasar langsung menyesuaikan harga dengan informasi baru.

Sembel (1996) mengatakan bahwa dalam pasar modal, investor terbagi menjadi dua yaitu *well informed investors* dan *uninformed investors*. *Well informed investors* menilai saham mendekati *full information value*, namun *uninformed investors* menilai saham jauh dari *full information value*. Hal ini terjadi karena adanya heterogenitas

informasi di antara para *uninformed investor*. Namun, seiring dengan waktu, *uninformed investors* mengetahui informasi dengan lengkap sehingga informasi yang diterima di antara *uninformed investors* menjadi homogen.

Argumen Sembel (1996) tersebut memungkinkan informasi baru tidak segera ditanggapi oleh pasar karena informasi baru tidak diterima secara merata oleh para investor, sehingga pasar membutuhkan waktu untuk menyesuaikan harga dengan informasi baru tersebut. Oleh karena itu, *variable lag* mempunyai peran signifikan dalam pemodelan ekonometrik.

1.5 Bioekonomi

Dewasa ini, muncul beberapa multidisiplin ilmu, seperti ekonofisika dan bioekonomi. Munculnya multidisiplin ilmu ini menunjukkan bahwa ekonomi dapat dianalogkan dengan alam.

Bioekonomi memberikan substansi-substansi untuk mendukung penggunaan salah satu model ekonometrik, yaitu *Vector Error Correction* (VEC). Indrawati (2002) menggunakan bioekonomi sebagai acuan untuk menunjukkan bahwa adanya analog-analog antara proses ekonomi dengan biologi dan selanjutnya menjadikannya sebagai substansi-substansi untuk mendukung penggunaan model VEC. Adapun analog-analognya adalah sebagai berikut:

- 1) adanya keseimbangan alam dapat dianalogkan dengan keseimbangan relasional ekonomi jangka panjang;

- 2) adanya saling ketergantungan makhluk hidup dan lingkungan abiotiknya dianalogkan dengan hubungan *granger causality* dan hubungan simultan di antara variabel-variabel ekonomi;
- 3) adanya analog antara ekonomi dan biologi menunjukkan bahwa waktu dan sejarah penting, sehingga variabel-variabel *lag* menjadi penting.

Dalam model VEC, beberapa substansi dibutuhkan untuk memenuhi persyaratan-persyaratan penggunaan model tersebut. Adapun persyaratan-persyaratan tersebut adalah:

- 1) adanya kointegrasi (hubungan jangka panjang) di antara variabel endogen;
- 2) pemakaian variabel-variabel *lag* sebagai *predetermined variable*;
- 3) adanya hubungan timbal balik (simultan) antara variabel endogen.

Dalam penelitian ini, variabel-variabel *lag* diperhitungkan karena sama halnya dengan seorang manusia yang pertumbuhan fisiknya sangat dipengaruhi oleh gizi yang diterima pada waktu-waktu sebelumnya, terutama pada masa pertumbuhan.

1.6 Siklus Ekonomi

Riwi Sumantyo, dosen Fakultas Ekonomi UNS Surakarta, dalam artikelnya di Harian Suara Merdeka tanggal 28 Juni 2003 yang berjudul "**Mencegah Krisis agar Tidak Kembali Berulang**" mengatakan bahwa dalam terminologi ekonomi dikenal periodisasi yang biasa dialami oleh perekonomian suatu negara dan populer dengan sebutan siklus ekonomi. Siklus itu terbagi dalam empat periode penting, yaitu masa puncak, resesi, lembah, dan pemulihan ekonomi. Masa puncak ditandai oleh prestasi ekonomi yang sangat menonjol, misalnya tingkat pertumbuhan tinggi, pengangguran rendah, inflasi terkendali, serta berbagai indikator ekonomi lain yang membanggakan.

Namun jika masa tersebut terlampaui, maka ada kecenderungan suatu negara mengalami resesi yang ditandai oleh penurunan indikator-indikator ekonomi makro tersebut. Kondisi ekonomi terburuk akan terjadi jika ekonomi suatu negara sampai pada titik lemah, yakni ketika hampir semua indikator mencapai titik nadir. Jika masa-masa suram itu dapat terlewati, maka ada potensi kebangkitan atau pemulihan ekonomi yang ditandai oleh pertumbuhan dan perbaikan kegiatan ekonomi nasional.

Jones (2002, 346) membagi periode ekonomi ke dalam empat bagian, yaitu ekspansi, *boom*, kontraksi, dan resesi. Indikator dasar yang digunakan untuk menentukan periodisasi tersebut adalah pertumbuhan Produk Domestik Bruto (PDB), karena PDB merupakan ukuran dari kesehatan dan kekuatan perekonomian suatu negara.

Wu (2000, 263) membagi periode perekonomian menjadi empat periode, yaitu periode pertumbuhan tinggi, periode sebelum krisis, periode krisis, dan periode pemulihan untuk sampel di Singapura. Namun, Wu (2000) tidak memaparkan karakteristik-karakteristik dari masing-masing periode tersebut.

Sejak awal pemerintahan orde baru, perekonomian Indonesia telah melewati beberapa periode yang penting, diantaranya adalah periode krisis moneter yang sangat hebat diawali sejak pertengahan tahun 1997. Periode ini ditandai dengan anjloknya nilai tukar rupiah (depresiasi) sebagai akibat dari pemberlakuan sistem kurs mengambang bebas dan efek tularan dari depresiasi mata uang bath Thailand pada pertengahan tahun 1997. Dampak dari krisis moneter tersebut tidak dapat dibendung lagi hingga mengakibatkan krisis ekonomi pada awal tahun 1998 hingga saat ini.

Krisis nilai tukar telah menurunkan pertumbuhan ekonomi Indonesia. Menurut Biro Pusat Statistik (BPS), pertumbuhan ekonomi Indonesia pada tahun 1996 adalah

7.8% dan turun menjadi 4.7% pada tahun 1997. Bahkan, pertumbuhan ekonomi Indonesia menjadi -13.1% pada tahun 1998. Namun, pertumbuhan ekonomi Indonesia di tahun 1999 meningkat menjadi 0.8% dan menjadi 4.8% pada tahun 2000.

Tabel 1.1 memperlihatkan bahwa suku bunga SBI pada akhir tahun 1996 adalah 12.5%. Krisis moneter yang berawal pada pertengahan Agustus 1997 membuat suku bunga SBI meningkat menjadi 20% pada akhir tahun 1997 dan terus meningkat hingga 70.44% pada Agustus 1998 dan menurun terus hingga 18.84% pada Juni 1999. Pada periode Juli 1999-September 2001, suku bunga SBI bergerak fluktuatif dalam kisaran 10.88% - 17.67%.

Tabel 1.1 Suku Bunga Sertifikat Bank Indonesia(SBI) Jangka Waktu 1 Bulan(%) Tahun 1996-2001

Bulan/Tahun	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Januari	*	*	20	36.53	11.16	14.74
Februari	*	*	22	37.32	11.02	14.79
Maret	*	*	45	37.42	10.91	15.58
April	*	*	50	33.21	10.88	16.09
Mei	*	*	58	26.12	11.07	16.33
Juni	*	*	58	18.84	12.33	16.65
Juli	*	*	65.16	13.8	13.53	17.17
Agustus	*	*	70.44	13.06	13.56	17.67
September	*	*	64.74	13	13.62	17.57
Oktober	*	*	56.18	13.06	13.74	
November	*	*	46.62	12.95	14.15	
Desember	12.5	20	35.52	11.93	14.53	

Keterangan: * Data tidak ada

Sumber: Bank Indonesia

Tabel 1.2 memperlihatkan laju inflasi di Indonesia bergerak cukup stabil dalam kisaran 0.77% - 3.26% pada periode Triwulan I 1996 –Triwulan II 1997. Krisis moneter yang diawali pada pertengahan Agustus 1997 membuat laju inflasi terus-menerus meningkat dari 5.37% sampai 77.63% pada periode Triwulan III 1997 – Triwulan IV

1998. Laju inflasi berhasil ditekan hingga 4.08% pada Triwulan I 1999 dan selanjutnya cenderung stabil di kisaran 0.02% hingga 2.01% pada periode Triwulan II 1999-Triwulan IV 1999. Pemerintah terus menekan laju inflasi hingga -1.1% pada Triwulan I 2000. Laju inflasi meningkat terus-menerus lagi hingga 13.01% pada periode Triwulan II 2000-Triwulan III 2001.

Tabel 1.2 Laju Inflasi di Indonesia Triwulanan (%) Tahun 1996-2001

Bulan/Tahun	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Maret	3.26	1.96	25.13	4.08	-1.1	10.6
Juni	0.77	2.54	46.55	2.73	2.1	12.11
September	0.91	5.37	75.47	0.02	6.8	13.01
Desember	1.53	11.05	77.63	2.01	9.4	

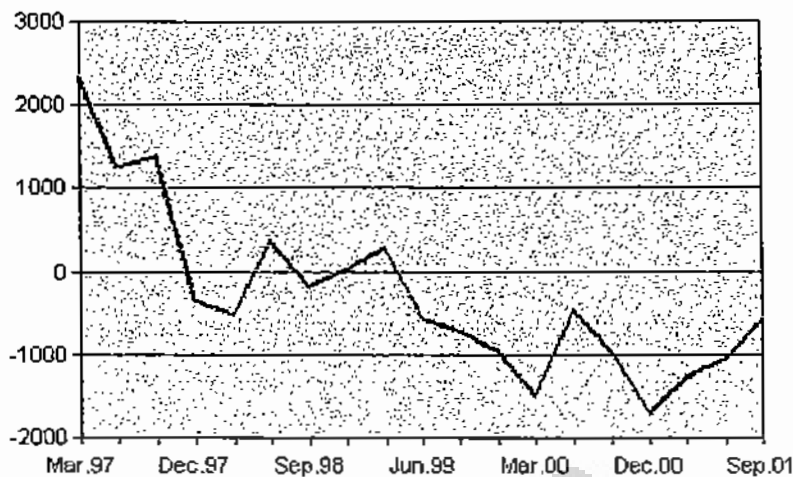
Sumber: Bank Indonesia

Gambar 1.2 menunjukkan *Foreign Direct Investment* (FDI) di Indonesia cenderung minus sejak Desember 1997. FDI minus berarti penarikan FDI lebih besar daripada penanaman FDI, padahal penanaman FDI berperan sangat penting bagi pertumbuhan ekonomi. Selain itu, Tabel 1.3 memperlihatkan bahwa posisi perdagangan asing di BEJ terus menurun dari 49.97% hingga 11% pada periode 1996-2001. Hal ini menunjukkan bahwa para investor asing belum yakin akan pemulihan krisis ekonomi di Indonesia.

Tabel 1.3 Posisi Perdagangan Asing dan Lokal (%) Tahun 1996-2001

Investor	Tahun					
	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Asing	49.97	42	35	20	15	11
Lokal	50.03	48	65	80	85	89

Sumber: Indrawati (2002, 4)



Gambar 1.2 Grafik *Foreign Direct Investment*(FDI) di Indonesia Triwulanan Periode 1997-2001

Sumber: Bank Indonesia

Kesimpulan dari Tabel 1.1, Tabel 1.2, Tabel 1.3, dan Gambar 1.2 adalah pertumbuhan ekonomi yang mulai meningkat pada periode 1999-2000 tidak ditunjang oleh laju inflasi yang stabil, pergerakan suku bunga SBI yang stabil, peningkatan FDI, dan peningkatan posisi perdagangan asing di BEJ. Hal ini mendukung untuk menentukan periode 4 Januari 1998 – 9 September 2001 sebagai periode selama krisis ekonomi dan periode 19 Mei 1996- 29 Juni 1997 sebagai periode sebelum krisis ekonomi. Selain itu, periode di antara periode sebelum krisis ekonomi dan periode selama krisis ekonomi, yaitu periode 6 Juli 1997 – 28 Desember 1997 merupakan periode awal krisis moneter.

1.7 Perkembangan Ekonometrik

Secara umum, para ahli ekonometrik terbagi menjadi dua paham besar dalam pemodelan, yaitu model kausalitas dan model *time series-univariate*. Kubu paham model kausalitas melihat pergerakan suatu variabel melalui variabel-variabel lain yang mempengaruhi. Masalah yang dihadapi oleh model kausalitas ini adalah tidak semua variabel yang

mempengaruhi dapat diukur. Oleh karena itu, kubu *time series-univariate* berpendapat bahwa variabel itu sendiri telah mengandung seluruh informasi yang lain. Selanjutnya kubu *time series-univariate* berpendapat bahwa pergerakan suatu variabel dipengaruhi oleh variabel-variabel *lag* (*predetermined variables*) dari variabel tersebut. Masalah yang dihadapi oleh kubu *time series univariate* adalah banyak pihak tidak dapat menerima bahwa suatu variabel hanya dipengaruhi oleh variabel itu sendiri.

Di tengah-tengah perdebatan kedua kubu tersebut, muncul suatu pendapat yang dikemukakan oleh Christopher Sims pada tahun 1980. Sims mengakomodasi kepentingan dari kedua kubu tersebut dengan membuat model *Vector autoregressive* (VAR). Menurut (Gujarati 2003, 848), model VAR ini dibuat dengan konsep bahwa jika ditemukan adanya simultanitas di antara variabel, maka variabel-variabel tersebut harus diperlakukan sama atau *equal footing*. Misalnya, terdapat simultanitas antara IHSG dan Rp/US\$, maka IHSG dan RP/US\$ harus diperlakukan sama sebagai variabel endogen. Model VAR melihat pergerakan suatu variabel dipengaruhi oleh variabel-variabel *lag* dari variabel itu sendiri dan variabel-variabel *lag* dari variabel yang lain. Pemakaian variabel *lag* (*predetermined variables*) secara dominan dalam model VAR ini didasarkan oleh suatu argumen dari Gujarati (2003, 657) bahwa dalam ekonomi ketergantungan dari variabel dependen terhadap variabel penjelas yang lain tidak terjadi secara instan, kerap kali variabel dependen merespon terhadap variabel penjelas beberapa waktu kemudian. Pindyck dan Rubinfeld (1998, 400) memaparkan keunggulan model VAR yaitu model ini hanya menuntut sedikit teori dalam prasyarat dalam pemodelannya, yaitu:

- 1) adanya simultanitas antara variabel-variabel;

- 2) terdapat sejumlah *lag* untuk memperlihatkan efek dari suatu variabel terhadap variabel lain.

Secara umum, ilustrasi model VAR dengan dua variabel endogen (X dan Y) dan panjang *lag* 2 dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$X_t = a_{10} + a_{11}X_{t-1} + a_{12}X_{t-2} + b_{11}Y_{t-1} + b_{12}Y_{t-2} + U_{1t} \quad \dots\dots\dots 1.1$$

$$Y_t = a_{20} + a_{21}X_{t-1} + a_{22}X_{t-2} + b_{21}Y_{t-1} + b_{22}Y_{t-2} + U_{2t} \quad \dots\dots\dots 1.2$$

Keterangan: X, Y adalah variabel-variabel endogen

a_{10} dan a_{20} adalah intersep

a_{1i} dan a_{2i} , dimana $i=1,2$ adalah koefisien-koefisien dari variabel *lag* X_{t-i}

b_{1i} dan b_{2i} , dimana $i=1,2$ adalah koefisien-koefisien dari variabel *lag* Y_{t-i}

U_{it} , dimana $i=1,2$ adalah *errors* dari estimasi

Banyaknya persamaan sesuai dengan dengan banyaknya variabel endogen. Dalam ilustrasi ini banyaknya variabel endogen adalah dua, yaitu X dan Y, maka persamaannya ada dua. Persamaan-persamaan 1.1 dan 1.2, memperlihatkan X dipengaruhi oleh variabel-variabel *lag* dari X dan variabel-variabel *lag* dari Y, begitupula dengan Y. Ini yang dinamakan dengan *equal footing*.

Masalah yang dihadapi oleh model VAR adalah model VAR tidak mengakomodasi konsep hubungan relasional jangka panjang antar variabel. Dalam ekonometrik, konsep hubungan relasional jangka panjang dikenal dengan **kointegrasi**.

Rao (1994, 10) mengatakan bahwa kointegrasi artinya kedua variabel tidak dapat menyimpang jauh dari masing-masing variabel tersebut. R.F Engle dan C. W. J. Granger telah memperkenalkan teori kointegrasi pada tahun 1987. Menurut Engle dan Granger, data ekonomi *time-series* kerap kali tidak stasioner pada tingkat level, sehingga data

tersebut harus diturunkan (*differencing*), umumnya hingga satu tingkat (*first differencing*). Jika data *time-series* menjadi stasioner pada *first differencing*, maka dikatakan mempunyai order integrasi satu atau I(1). Namun, data yang diturunkan mungkin akan menghilangkan informasi mengenai hubungan jangka panjang di antara dua variabel (Pindyck dan Rubinfeld 1998, 513). Dua variabel I(1) tidak stasioner pada tingkat level secara individu, namun kadang-kadang kombinasi linier antara kedua variabel tersebut stasioner (Rao 1994, 10; Pindyck dan Rubinfeld 1998, 513). Kombinasi yang dimaksud adalah Z_t , dimana

$$Z_t = X_t - \alpha Y_t \dots\dots\dots 1.3$$

Persamaan 1.3 menyatakan bahwa X_t dan Y_t terkointegrasi dan α adalah parameter dari kointegrasi. Selanjutnya, jika kedua variabel tersebut terkointegrasi, maka model ekonometrik yang cocok adalah *Error Corection Model* (ECM) atau *Vector Error Correction Model* (VECM). Sebagai ilustrasi, model ECM dengan panjang *lag* 2 dan satu model kointegrasi tanpa tren linier pada data dan tanpa *drift term* pada persamaan kointegrasi:

$$\Delta X_t = \delta_{10} + \delta_1(X_t - \alpha Y_t) + \pi_{11}\Delta X_{t-1} + \pi_{12}\Delta X_{t-2} + \lambda_{11}\Delta Y_{t-1} + \lambda_{12}\Delta Y_{t-2} + \varepsilon_{1t} \dots\dots\dots 1.4$$

$$\Delta Y_t = \delta_{20} + \delta_2(X_t - \alpha Y_t) + \pi_{21}\Delta X_{t-1} + \pi_{22}\Delta X_{t-2} + \lambda_{21}\Delta Y_{t-1} + \lambda_{22}\Delta Y_{t-2} + \varepsilon_{2t} \dots\dots\dots 1.5$$

Keterangan: δ_i = koefisien *long run*

α = parameter dari model kointegrasi

π_i, λ_i = koefisien variabel-variabel *lag* dari X dan Y

ΔX_t = variabel endogen X dalam *first differenced*

ΔY_t = variabel endogen Y dalam *first differenced*

ECM menggunakan gabungan *series* dalam level dan *first differenced*.

1.8 Variabel-Variabel Penelitian

Dalam penelitian ini, IHSG sebagai *proxy* dari harga –harga saham yang terdaftar di BEJ. Indeks harga saham gabungan (IHSG) mencerminkan rata-rata tertimbang kapitalisasi saham-saham yang diperdagangkan di BEJ. Penggunaan IHSG ini mengacu kepada *emergence by novelty* dalam bioekonomi yang dikemukakan Indrawati (2002, 9), yaitu sifat-sifat molekul tidak dapat ditentukan dengan mempelajari sifat dari atom-atom secara individual. Demikian pula sifat dari harga-harga saham tidak diketahui dari dari sifat-sifat harga-harga saham secara individual, melainkan secara gabungan (*composite*). Selain itu, kebijakan pemerintah untuk memusatkan perdagangan saham di Bursa Efek Jakarta (BEJ) dan perdagangan obligasi dari Bursa Efek Surabaya (BES) membuat BEJ menjadi satu-satunya bursa yang mencerminkan aliran modal dalam bentuk saham di Indonesia. Jones (2002, 352) mengatakan bahwa indeks pasar merupakan *proxy* dari pasar saham, karena istilah “pasar” adalah kumpulan dari harga-harga saham, sehingga paling cocok diukur dengan indeks atau rata-rata tertimbang dari harga-harga saham.

Dow Jones Industrial Averages (DJIA) sebagai *proxy* dari bursa saham di Amerika Serikat. DJIA merupakan salah satu indeks pasar saham di Amerika Serikat dan sangat terkenal bukan hanya di Amerika Serikat, namun di seluruh dunia. DJIA merupakan indeks pasar saham yang berbasis pada *price weighted* yang dihitung dan dikeluarkan oleh Dow Jones & Company. Saham-saham yang termasuk dalam DJIA ini adalah saham-saham dari tiga puluh perusahaan yang dikenal dengan *blue chips*. Saham

blue chips adalah saham yang mempunyai *long records* mengenai pendapatan dan dividen, serta penerbitnya merupakan perusahaan yang matang dan merupakan *market leader* di industrinya masing-masing. Beberapa alasan yang membuat DJIA sebagai tolak ukur aktivitas dari NYSE secara keseluruhan, yaitu:

- 1) Indeks DJIA yang menggunakan *price weighted* tidak berbeda secara signifikan dengan indeks yang menggunakan *value weighted*.
- 2) Pada akhir 1999, nilai DJIA mengikuti nilai indeks keseluruhan, namun tidak terlalu dramatis (Jones 2002, 91).

DJIA ditentukan sebagai variabel eksogen, karena pasar saham Amerika Serikat merupakan *dominant world market force* berkenaan dengan ukurannya yang besar dan penting bagi ekonomi dunia dan mempunyai pengaruh potensial terhadap pasar-pasar saham lain yang menunjukkan adanya hubungan sosio-ekonomi (Indrawati 2002, 81).

Kurs tengah rupiah terhadap dolar Amerika Serikat (Idrus) sebagai *proxy* dari nilai tukar rupiah. Dolar Amerika Serikat (AS) merupakan alat pertukaran dunia dan merupakan cadangan valas utama dari devisa negara yang tersimpan di Bank Indonesia. Selain itu, kurs tengah lebih realistis dibandingkan dengan kurs jual dan kurs beli karena jangkauan antara kurs jual dan kurs beli dapat berubah-ubah. Perhitungan kurs tengah adalah sebagai berikut:

$$\text{Kurs tengah} = \frac{(\text{kurs jual} + \text{kurs beli})}{2} \dots\dots\dots 1.6$$

Kuotasi nilai tukar rupiah terhadap dolar AS dinyatakan sebagai sejumlah *home-currency* terhadap setiap unit *foreign currency* yakni sekian rupiah terhadap satu dolar Amerika Serikat.

1.9 Masalah Penelitian

- 1) Apakah ada hubungan simultan (*bidirectional*) antara IHSG dan Idrus pada periode sebelum krisis ekonomi dan selama krisis ekonomi?
- 2) Apakah ada hubungan relasional jangka panjang (kointegrasi) antara Idrus dan IHSG pada periode sebelum krisis ekonomi dan periode selama krisis ekonomi?
- 3) Jika ada hubungan relasional jangka panjang antara Idrus dan IHSG, bagaimana pola hubungannya pada periode sebelum krisis ekonomi dan periode selama krisis ekonomi?
- 4) Bagaimana pola pengaruh variabel-variabel *lag* dari IHSG dan Idrus, terhadap IHSG dan Idrus pada periode sebelum krisis ekonomi dan periode selama krisis ekonomi?
- 5) Bagaimana pola pengaruh DJIA terhadap IHSG dan Idrus pada periode sebelum krisis ekonomi dan periode selama krisis ekonomi?

1.10 Tujuan Penelitian

Tujuan umum dari penelitian ini adalah mempelajari pola pengaruh dari indeks saham Dow Jones terhadap IHSG dan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat (AS) dan mempelajari pola hubungan antara nilai tukar rupiah terhadap dolar AS dan IHSG, serta mempelajari pola hubungan antara IHSG dan nilai tukar rupiah terhadap dolar AS sebelum dan selama krisis ekonomi.

Tujuan khusus dari penelitian ini yaitu, sebagai berikut:

- 1) Menguji apakah terdapat hubungan simultan (*bidirectional*) antara IHSG dan Idrus;

- 2) Menguji apakah terdapat hubungan relasional jangka panjang (kointegrasi) antara Idrus dan IHSG;
- 3) Mempelajari pola hubungan jangka panjang (kointegrasi) antara Idrus dan IHSG, jika terdapat hubungan kointegrasi antara keduanya;
- 4) Mempelajari pengaruh variabel-variabel *lag* dari IHSG dan variabel-variabel *lag* Idrus terhadap IHSG dan Idrus;
- 5) Mempelajari pola pengaruh *Dow Jones Industrial Averages* (DJIA) terhadap IHSG dan Idrus.

1.11 Manfaat Penelitian

Penelitian ini bermanfaat bagi regulator pasar modal, Bank Indonesia, para investor, dan para peneliti selanjutnya. Adapun manfaat-manfaatnya adalah sebagai berikut:

- 1) Bagi Bank Indonesia, penelitian ini merupakan evaluasi dari kebijakan-kebijakan mereka dan mengetahui *time lag* dari pemberlakuan kebijakan hingga respon dari kebijakan tersebut.
- 2) Bagi regulator pasar modal, keberadaan variabel *lag* dari IHSG dapat merupakan evaluasi dalam pengembangan bursa efek Jakarta menjadi bursa saham yang efisien.
- 3) Bagi para investor, penelitian ini dapat memberikan kontribusi dalam membuat model peramalan.
- 4) Bagi para peneliti selanjutnya, penelitian ini dapat menjadi batu loncatan untuk membuat penelitian-penelitian yang lebih baik lagi.

1.12 Sistematika Penulisan

BAB I PENDAHULUAN

Bab ini akan membahas hal-hal yang melatarbelakangi penelitian ini, yaitu liberalisasi, globalisasi pasar modal, pemberlakuan sistem kurs mengambang bebas di Indonesia, heterogenitas informasi, munculnya bioekonomi, konsep siklus ekonomi, dan perkembangan ekonometrik. Di samping itu, bab ini juga memaparkan mengenai variabel-variabel yang dipakai dalam penelitian ini, perumusan masalah, tujuan penelitian, dan manfaat penelitian.

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

Bab ini memaparkan beberapa substansi dan beberapa penelitian sebelumnya yang mendasari hubungan antara nilai tukar dan harga-harga saham dan pengaruh indeks bursa saham luar negeri terhadap bursa domestik dan bursa valuta asing. Pertama, bab ini akan membahas teori-teori yang menjelaskan hubungan antara harga-harga saham dan nilai tukar, dan sebaliknya. Kedua, bab ini akan membahas pengaruh bursa saham Amerika Serikat terhadap bursa-bursa saham negara-negara lain. Ketiga, bab ini akan memaparkan hasil-hasil dari penelitian-penelitian sebelumnya.

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

Pertama, bab ini akan memaparkan pembagian sampel penelitian dan metode pengumpulan data. Kedua, bab ini akan membahas langkah-langkah analisis data, yaitu (1) uji simultanitas, (2) pra-uji untuk menentukan order integrasi, (3) uji kointegrasi dengan metode Johansen, (4) analisis hasil estimasi, (5) uji kausalitas, dan (6) *innovation accounting*.

BAB IV ANALISIS HASIL PENELITIAN

Bab ini akan menerapkan langkah-langkah analisis data. Analisis dilakukan berdasarkan *output* dari Eviews 4.1. Bab ini memaparkan hasil uji simultanitas, inspeksi visual, uji *unit root*, uji kointegrasi, hasil estimasi parameter, hasil uji kausalitas dan *innovation accounting* untuk masing-masing periode penelitian.

BAB V KESIMPULAN

Bab ini memaparkan jawaban-jawaban dari perumusan masalah. Selain itu saran-saran untuk penelitian selanjutnya juga dikemukakan.



BAB II

TINJAUAN KEPUSTAKAAN

Hubungan antara harga-harga saham dan nilai tukar merupakan subyek pembicaraan yang menarik. Ada yang berpendapat bahwa terdapat hubungan yang searah, namun juga ada yang berpendapat bahwa terdapat hubungan dua arah. Selain itu, ada juga yang berpendapat bahwa terdapat hubungan yang positif, namun juga ada yang berpendapat bahwa terdapat hubungan negatif.

2.1 Kerangka Pemikiran

Hubungan antara nilai tukar dan harga-harga saham dapat dijelaskan melalui pendekatan ekonomi makro dan mikro. Sedangkan, hubungan antara harga-harga saham dan nilai tukar dapat dijelaskan melalui pendekatan IHSG sebagai *leading indicator* dari perekonomian. Selain itu, hubungan antara bursa saham New York dan bursa-bursa saham di negara-negara lain dijelaskan melalui pendekatan integrasi pasar saham.

2.1.1 Hubungan antara Nilai Tukar dan Harga-Harga Saham

Menurut teori ekonomi makro, hubungan antara harga-harga saham dan nilai-nilai tukar terjadi dari guncangan inflasi dan guncangan suku bunga riil. Wu (2000, 261) menjelaskan hubungan harga saham dan nilai tukar bahwa melalui guncangan suku bunga riil:

"...as the real interest rate rises, capital inflow increases and the exchange rate falls (appreciation); on other hand, the theory of arbitrage suggests that a higher real interest rate reduces the present value of firms' future cash flows and causes stock prices to fall."

Sedangkan melalui guncangan inflasi, Wu (2000, 261) menjelaskan:

"...the exchange rate-stock price relationship could be negative: when inflation increases, the exchange rate rises because the domestic currency loses its value not only in terms of the goods and services but also in term of foreign currencies; higher inflation expectations lead investors to demand a higher risk premium and demand a higher rate of return so that stock prices decrease."

Mishkin dan Eakins (2000, 338-340) menjelaskan bahwa pengaruh inflasi terhadap nilai tukar adalah dalam jangka panjang dan pengaruh suku bunga terhadap nilai tukar adalah dalam jangka pendek.

Dengan demikian, mengacu kepada pendapat Wu (2000, 261) dan Mishkin dan Eakins (2000, 338-340), maka dalam jangka pendek, hubungan secara positif antara nilai tukar dan harga-harga saham dapat terjadi dari *real interest rate disturbance*. Sedangkan, dalam jangka panjang, hubungan secara negatif dapat terjadi dari *inflationary disturbance*.

Selain itu, dari sudut pandang ekonomi mikro, fluktuasi nilai tukar dapat mempengaruhi espektasi aliran-aliran kas dari perusahaan-perusahaan. Pengaruh fluktuasi nilai tukar tersebut dapat juga disebut *economic exposure* (Friberg dan Nydahl 1999, 57; Merikas 1999, 52). *Economic exposure* dapat berbeda-beda untuk tiap-tiap perusahaan berdasarkan jenis usahanya.

Bagi perusahaan-perusahaan berorientasi impor, *economic exposure*nya dapat negatif. Pelemahan (penguatan) mata uang dalam negeri membuat biaya operasional perusahaan-perusahaan tersebut meningkat (berkurang), sehingga mengakibatkan kemampuan mereka untuk memperoleh pendapatan menurun (meningkat). Hal ini membuat harga saham dari perusahaan-perusahaan tersebut menurun (meningkat).

Bagi perusahaan-perusahaan berorientasi ekspor, *economic exposure*nya dapat positif. Pelemahan (penguatan) mata uang dalam negeri membuat barang-barang ekspor

menjadi murah (mahal) bagi para pengimpor, sehingga permintaan akan barang-barang tersebut meningkat (berkurang). Permintaan yang meningkat (berkurang) tersebut dapat meningkatkan (mengurangi) kemampuan perusahaan-perusahaan tersebut untuk memperoleh pendapatan, sehingga harga saham dari perusahaan-perusahaan tersebut meningkat (menurun).

Bagi perusahaan-perusahaan multinasional, *economic exposure*nya dapat positif. Hal ini dijelaskan dengan menggunakan ilustrasi Indonesia. Aliran kas yang diharapkan (*expected cash flows*) oleh perusahaan-perusahaan induk multinasional berbasis Indonesia dari masing-masing anak-anak perusahaannya di luar negeri adalah dalam mata uang asing, sehingga harus ditukarkan ke dalam rupiah. Fluktuasi nilai tukar rupiah akan mempengaruhi *expected cash flow* tersebut. Dalam kondisi *ceteris paribus*, jika nilai rupiah cenderung melemah, maka pendapatan-pendapatan yang nanti akan diterima (setelah ditukarkan ke dalam rupiah) akan meningkat, sehingga nilai perusahaan tersebut meningkat. Perhitungan nilai perusahaan multinasional yang berbasis Indonesia dengan asumsi bahwa pertumbuhan (*g*) adalah konstan, *ceteris paribus*, dan pendapatan yang akan diterima dalam US\$, maka *present value* atau nilai perusahaan tersebut sekarang, adalah:

$$PV = \left(\frac{E(CF)}{k - g} \right) \cdot E(Rp/US\$) \dots\dots\dots 2.1$$

Keterangan: PV adalah nilai sekarang (nilai wajar);

E(CF) adalah aliran kas yang diharapkan;

E(Rp/US\$) adalah *expected spot rate* dari Rp/US\$;

k adalah *Weighted Average Cost of Capital* (WACC).

Hipotesis 1: Nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat mempunyai “pengaruh tambahan” terhadap IHSG.

Pengaruh tambahan (*adjusted effect*) berarti pengaruh mungkin positif tetapi mungkin pula negatif seperti pendapat dari Mishkin dan Eakins (2000, 338-340) dan Wu (2000, 261).

Selain pendekatan ekonomi makro dan mikro, penelitian-penelitian dari Friberg dan Nydahl (1999), Merikas (1999), Donnelly dan Sheehy (1996), Kim (2003), Soenen dan Hennigar (1988), Sulistiyo (2002), Nasution (2001), Wu (2000), Malliaropulos (1998), dan Grambovas (2003) mengindikasikan ada hubungan jangka panjang antara nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dengan IHSG.

Hipotesis 2: Terdapat hubungan relasional jangka panjang antara nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dengan IHSG.

2.1.2 Hubungan Antara Harga-Harga Saham dan Nilai Tukar

Pergerakan ekonomi diyakini mengikuti siklus, yaitu siklus ekonomi. Permasalahan yang timbul adalah bagaimana menentukan keberadaan suatu perekonomian dalam siklus tersebut; indikator-indikator apa yang dapat digunakan sebagai sinyal dari pergerakan perekonomian di masa yang akan datang.

Bodie, Kane, dan Marcus (2005, 581) dan Jones (2002, 347) mengatakan bahwa indeks harga saham merupakan salah satu dari *leading indicators* dari perekonomian yang ditetapkan oleh *National Bureau of Economic Research* (NBER). *Leading indicators* merupakan kumpulan indikator yang berubah lebih dahulu daripada perekonomian, sehingga dapat memberikan sinyal mengenai pergerakan perekonomian di

masa yang akan datang. Pergerakan indeks harga saham sangat dipengaruhi oleh espektasi investor. Para investor mempunyai *feeling* yang lebih kuat mengenai pergerakan ekonomi di masa yang akan datang, karena mereka selalu melihat kepada *discounting future cash flows* dalam menilai harga-harga saham.

Namun, pergerakan indeks harga saham tidak selalu memberikan sinyal yang tepat mengenai pergerakan perekonomian di masa yang akan datang, khususnya sinyal dari resesi ekonomi. Jones (2002, 347) mengatakan bahwa indeks harga saham memprediksi lebih baik pergerakan perekonomian dari periode krisis ekonomi ke periode pemulihan ekonomi dibandingkan memprediksi pergerakan perekonomian dari sebelum krisis ekonomi ke periode krisis ekonomi.

Selain itu, Dwitanto (2003) menemukan adanya pengaruh negatif dari IHSG terhadap nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat.

Hipotesis 3: IHSG mempengaruhi nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat secara negatif.

Gabungan hipotesis 1 dan hipotesis 3 mengindikasikan bahwa ada hubungan simultan antara nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dengan IHSG. Hal ini didukung oleh hasil-hasil penelitian dari Dwitanto (2003) dan Bahmani-Oskooee dan Mohsen (1992), Caporale, Pittis, dan Spagnolo (2002), Indrawati (2002).

Berhubung, DJIA merupakan indeks saham sama halnya dengan IHSG, maka ada indikasi bahwa DJIA juga mempengaruhi nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat.

Hipotesis 4: DJIA mempengaruhi nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat.

2.1.3 Hubungan Bursa Saham Amerika Serikat dengan Bursa-Bursa Saham di Negara-Negara Lain

Pengaruh suatu bursa terhadap bursa yang lain dapat terjadi karena bursa-bursa tersebut terintegrasi. Eiteman, Stonehill, dan Moffet (1995, 565) mengatakan bahwa pasar saham dalam negeri terintegrasi dengan pasar saham luar negeri, jika imbal hasil dari pasar saham dalam negeri dipengaruhi oleh imbal hasil dari pasar saham luar negeri.

Apleyard dan Field (2001, 474-476) mengatakan bahwa integrasi pasar modal terjadi karena adanya transaksi jual-beli saham antar negara yang meningkat terus-menerus melibatkan investor asing yang membeli saham di pasar dalam negeri dan investor dalam negeri yang membeli saham di pasar saham luar negeri. Jadi, transaksi saham lintas negara merupakan jumlah transaksi jual-beli investor dalam negeri di pasar saham luar negeri dan transaksi jual-beli investor luar negeri di pasar saham dalam negeri. Oleh karena itu, jika transaksi saham antar negara tersebut meningkat, maka pergerakan indeks harga saham antar negara tersebut makin bersamaan (*co-movement*).

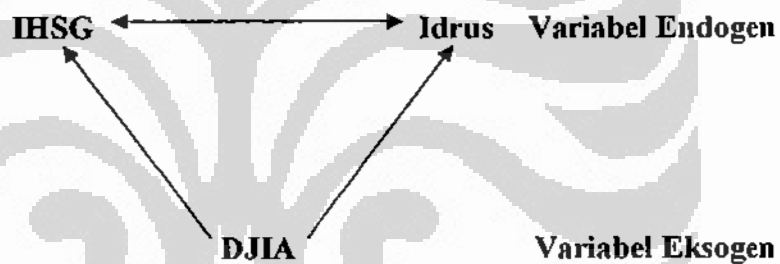
Pasar saham Amerika Serikat merupakan *dominant world market force* berkenaan dengan ukurannya yang besar dan penting bagi ekonomi dunia dan mempunyai pengaruh potensial terhadap pasar-pasar saham lain yang menunjukkan adanya hubungan sosio-ekonomi. Mougue dan Bond (1991) meneliti hubungan antara sembilan pasar saham nasional, salah satunya adalah pasar saham Amerika Serikat. Mereka menemukan tidak ada satupun pasar saham nasional mempengaruhi pasar saham Amerika Serikat. Eun dan Shim(1989) juga meneliti kesembilan pasar saham yang sama. Mereka menemukan bahwa *inovasi shock* di Amerika Serikat dengan cepat disebarkan ke pasar-pasar saham

lainnya (Indrawati 2002, 81-82). Dengan demikian, indeks saham Dow Jones lebih cocok sebagai variabel eksogen.

Selain itu, Wu (2000) menemukan adanya pengaruh yang positif dari indeks saham Dow Jones terhadap indeks *Strait Time* Singapura dan Dwitanto (2003) menemukan adanya pengaruh yang positif dari *New York Composite Index* terhadap IHSG.

Hipotesis 5: Indeks Saham Dow Jones mempengaruhi IHSG secara positif

Berdasarkan penjelasan pada Sub Bab 2.1.1, 2.1.2, dan 2.1.3, maka dapat disimpulkan bahwa IHSG mempengaruhi Idrus, Idrus mempengaruhi IHSG, DJIA mempengaruhi IHSG, dan DJIA mempengaruhi Idrus seperti yang diperlihatkan pada Gambar 2.1.



Gambar 2.1 Bagan Kerangka Pemikiran

2.2. Kajian Penelitian-Penelitian Sebelumnya

Penelitian Wu (2000, 267-270) mempelajari hubungan antara Indeks Pasar Saham Singapura, *Stratts Times price index of Singapore* (STI) dan nilai tukar dolar Singapura (S\$) terhadap empat mata uang asing, yaitu S\$/US\$, S\$/ringgit, S\$/rupiah, dan S\$/yen pada empat periode yaitu, periode *high growth*, periode *pre-crisis*, periode *crisis*, dan periode *recovery*, dan memasukkan indeks saham Dow Jones (DJIA) sebagai variabel

eksogen. Data yang digunakan adalah data mingguan dengan periode 3 April 1991 – 31 Mei 2000. Metode analisis data yang digunakan adalah uji kausalitas Granger, analisis kointegrasi, estimasi VEC, dan *innovation accounting*. Hasil penelitiannya adalah sebagai berikut:

- 1) adanya hubungan *unidirectional*, yaitu nilai tukar mempengaruhi harga-harga saham.
- 2) adanya hubungan linier jangka panjang (kointegrasi) antara nilai tukar dolar Singapura dan STI.
- 3) STI adalah variabel endogen bereaksi terhadap *past-error* dan menyesuaikan untuk memperbaiki hubungan relasional jangka panjang.
- 4) Pengaruh positif DJIA terhadap STI signifikan dan konsisten pada keempat periode.
- 5) Pengaruh keempat nilai tukar tersebut terhadap STI bervariasi, positif dan negatif, pada keempat periode.

Dwitanto (2003, 47-52) mempelajari hubungan antara IHSG dan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat (Rp/US\$) dan memasukkan *New York Stock Exchange Composite Index* (NYA) sebagai variabel eksogen. Data yang digunakan adalah data mingguan dari tanggal 19 Mei 1996 sampai dengan 9 September 2001. Metode analisis data yang diterapkan adalah uji kausalitas Granger dan estimasi *Vector autoregressive*(VAR). Hasil penelitian dari Dwitanto (2003, 47-52) adalah sebagai berikut, yaitu:

- 1) adanya hubungan *bidirectional* antara IHSG dan Rp/US\$.

- 2) adanya pengaruh positif NYA terhadap IHSG dan pengaruh negatif NYA terhadap Rp/US\$.
- 3) Rp/US\$ mempengaruhi IHSG secara positif.
- 4) IHSG mempengaruhi Rp/US\$ secara negatif.

Sulistiyo (2002) mempelajari hubungan antara IHSG dan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat, Yen Jepang, Ringgit Malaysia, dan Baht Thailand pada dua periode, yaitu periode sebelum krisis (5 Januari 1996 – 8 Agustus 1997) dan periode krisis (15 Agustus 1997 – 7 Desember 2001). Data yang digunakan adalah data mingguan. Metode analisis data yang digunakan adalah analisis kointegrasi, estimasi VEC, dan *innovation accounting*. Hasil penelitiannya adalah sebagai berikut:

- 1) Adanya hubungan kointegrasi antara IHSG dan nilai tukar rupiah terhadap keempat mata uang tersebut pada sebelum krisis dan selama krisis.
- 2) Dalam jangka panjang, ditemukan adanya *sign reversal effects* (pergantian arah pengaruh) nilai tukar yen dan nilai tukar dolar Amerika Serikat terhadap IHSG, yaitu negatif ke positif dan adanya *sign reversal effects* nilai tukar bath terhadap IHSG yaitu positif ke negatif.
- 3) Dalam jangka pendek, adanya arah pengaruh keempat nilai tukar tersebut terhadap IHSG yang berbeda-beda tergantung dengan periode pengamatan.
- 4) IHSG adalah *weak exogenous*, sedangkan keempat nilai tukar adalah variabel-variabel endogenus bereaksi terhadap *past-error* dan menyesuaikan untuk memperbaiki hubungan relasional jangka panjang.

Grambovas (2003) menganalisis hubungan antara fluktuasi nilai tukar dan harga-harga saham untuk kasus di tiga negara Eropa yang bursa-bursa sahamnya sedang

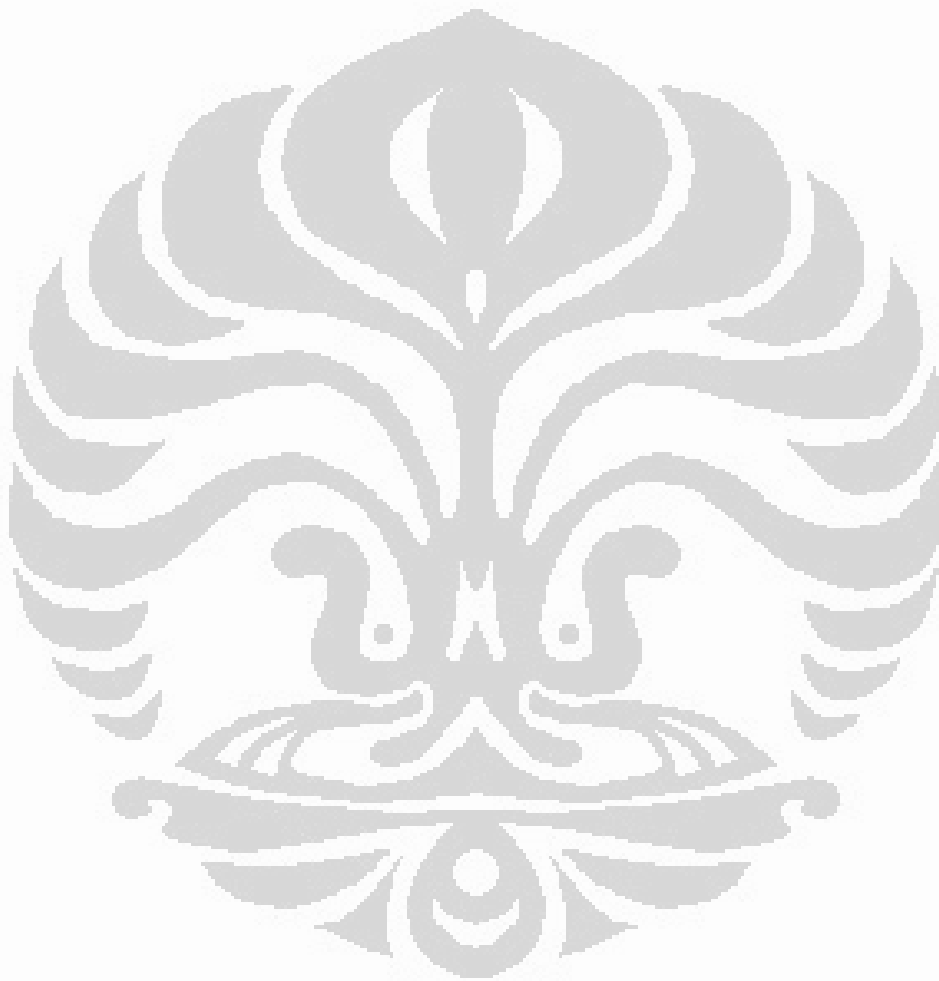
berkembang, yaitu Yunani, Republik Ceko, dan Hungaria. Grambovas (2003) menemukan adanya hubungan kointegrasi yang kuat antara nilai tukar dan bursa modal untuk kasus Hungaria dan Yunani.

Malliaropulos (1998) mempelajari hubungan antara selisih imbal hasil indeks saham di keempat negara yang tergabung dalam OECD (tidak disebutkan kepanjangannya) dengan imbal hasil indeks saham di Amerika Serikat dan perubahan nilai tukar riil dari masing-masing negara tersebut terhadap dolar Amerika Serikat. Malliaropulos (1998) menemukan adanya pengaruh negatif perubahan nilai tukar riil terhadap selisih imbal hasil relatif terhadap Amerika Serikat.

Bahmani-Oskooee dan Mohsen (1992) menggunakan uji kausalitas Granger untuk menyelidiki apakah terdapat hubungan dua arah (simultan) antara indeks S&P 500 dan nilai tukar efektif dolar Amerika Serikat. Hubungan dua arah antara indeks S&P 500 dan nilai tukar efektif dolar Amerika Serikat ditemukan, namun hubungan kointegrasi tidak ditemukan.

Andrangi dan Ghazanfari (1996,179) mempelajari hubungan bilateral antara nilai tukar dolar Amerika Serikat terhadap mark Jerman dan selisih imbal hasil indeks bursa saham Amerika Serikat dengan indeks bursa saham Jerman, dan mempelajari hubungan bilateral antara nilai tukar dolar Amerika Serikat terhadap yen Jepang dan selisih imbal hasil indeks bursa saham Amerika Serikat dengan indeks bursa saham Jepang. Mereka menggunakan uji kausalitas Granger dan tidak menemukan adanya hubungan dua arah, namun ditemukan bahwa selisih imbal hasil indeks bursa Amerika Serikat dan indeks bursa saham Jerman mempengaruhi nilai tukar dolar Amerika Serikat terhadap mark Jerman.

Caporale, Pittis, dan Spagnolo (2002, 241-245) menyelidiki apakah ada hubungan simultan antara harga-harga saham dan nilai tukar untuk kasus Indonesia, Korea Selatan, Jepang, dan Thailand. Caporale, Pittis, dan Spagnolo menggunakan model BEKK-GARCH (1,1) untuk menguji kausalitas antara harga-harga saham dan nilai tukar. Hubungan simultan antara harga-harga saham dan nilai tukar ditemukan untuk kasus Indonesia dan Thailand.



Tabel 2.1 Rangkuman Hasil-Hasil Penelitian yang Menggunakan VAR dan VEC

Penelitian	Variabel endogenus	Variabel eksogen	Data	Hasil Penelitian
Wu (2000)	Indeks saham Strait Time Singapura (STI) nilai tukar dolar AS, nilai tukar ringgit, nilai tukar yen, dan nilai tukar rupiah	indeks saham Dow Jones	<ol style="list-style-type: none"> 1) Periode <i>high growth</i> (3 April 1991-25 Januari 1995) 2) Periode sebelum krisis (1 Februari 1995-25 Juni 1997) 3) Periode selama krisis (2 Juli 1997-30 Desember 1998) 4) Periode pemulihan (6 Januari 1999-31 Mei 2000) 	<ol style="list-style-type: none"> 1) adanya hubungan <i>unidirectional</i>, yaitu nilai tukar mempengaruhi harga-harga saham. 2) adanya hubungan linier jangka panjang (kointegrasi) antara nilai tukar dolar Singapura terhadap keempat mata uang asing tersebut dengan STI 3) STI merupakan variabel endogenus beraksi terhadap <i>past-error</i> dan menyesuaikan untuk memperbaiki hubungan jangka panjang 4) Pengaruh positif DJIA terhadap STI signifikan dan konsisten pada keempat periode. 5) Pengaruh keempat nilai tukar tersebut terhadap STI bervariasi, positif dan negatif, pada keempat periode.
Dwitanto(2003)	IHSG nilai tukar dolar AS	indeks saham gabungan New York	19 Mei 1996 - 9 September 2001	<ol style="list-style-type: none"> 1) adanya hubungan <i>bidirectional</i> antara IHSG dan nilai tukar dolar AS 2) adanya pengaruh positif NYA terhadap IHSG dan pengaruh negatif NYA terhadap Rp/US\$. 3) Rp/US\$ mempengaruhi IHSG secara positif. 4) IHSG mempengaruhi Rp/US\$ secara negatif.
Sulistiyono(2002)	IHSG nilai tukar dolar AS nilai tukar bath nilai tukar yen nilai tukar ringgit		<ol style="list-style-type: none"> 1) periode sebelum krisis 5 Januari 1996 - 8 Agustus 1997 2) periode selama krisis 15 Agustus 1997- 7Des 2001 	<ol style="list-style-type: none"> 1) adanya hubungan kointegrasi antara IHSG dan keempat nilai tukar tersebut. 2) Persamaan kointegrasi pada kedua periode menunjukkan arah yang berbeda (<i>sign reversal</i>) 3) Dalam jangka pendek, arah pengaruh keempat nilai tukar tersebut terhadap IHSG berbeda-beda untuk masing-masing periode 4) IHSG adalah <i>weak exogenous</i> dan keempat nilai tukar tersebut adalah variabel-variabel endogenus bereaksi terhadap <i>past-error</i> dan memperbaiki hubungan jangka panjang.

BAB III

METODOLOGI PENELITIAN

Langkah-langkah penelitian akan dijelaskan secara detail agar penelitian ini dapat direplikasikan oleh peneliti-peneliti selanjutnya.

3.1 Sampel Penelitian

Penelitian ini dibagi menjadi dua periode, yaitu:

- 1) periode sebelum krisis ekonomi (19 Mei 1996- 29 Juni 1997)
- 2) periode selama krisis ekonomi (4 Januari 1998 – 9 September 2001)

Periode 6 Juli 1997 – 28 Desember 1997 diabaikan karena jumlah pengamatannya terlalu sedikit, yakni 26 pengamatan.

Data yang digunakan adalah data mingguan, yaitu data yang diambil pada transaksi di hari terakhir dalam suatu minggu. Sumber data untuk IHSG dan Idrus adalah PT. Reuters Services Indonesia, sedangkan sumber data DJIA adalah www.finance.yahoo.com.

Data yang dikumpulkan akan ditransformasikan ke dalam nilai logaritma natural (\ln), sehingga untuk selanjutnya notasi yang digunakan untuk IHSG adalah $\ln\text{IHSG}$, untuk Idrus adalah $\ln\text{Idrus}$, dan untuk DJIA adalah $\ln\text{DJIA}$. Koefisien-koefisien estimasi yang akan diperoleh dari data yang merupakan transformasi ke nilai logaritma natural diterjemahkan sebagai elastisitas. Misalnya, di bawah ini terdapat persamaan suatu model regresi dalam logaritma natural:

$$\ln Y = a + b \ln X + e \dots\dots\dots (3.1)$$

maka, koefisien regresi yang diestimasi (diterjemahkan sebagai elastisitas):

$$\frac{d \ln Y}{d \ln X} = \frac{dY/Y}{dX/X} = b \dots\dots\dots (3.2)$$

3.2 Metode Analisis Data

Secara keseluruhan, langkah-langkah dalam analisis data adalah sebagai berikut:

- 1) Uji simultanitas
- 2) Pra-uji untuk menentukan order integrasi
- 3) Penentuan panjang *lag* dalam *Vector autoregressive in Level* (VARL)
- 4) Uji kointegrasi dengan metode Johansen
- 5) Analisis hasil estimasi, meliputi analisis *normalized cointegration coefficient*, dan analisis *speed of adjustment*.
- 6) Uji kausalitas Granger
- 7) *Innovation accounting*, meliputi *impulse response function* dan *variance decomposition*.

Analisis data menggunakan perangkat lunak statistik Eviews 4.1.

3.2.1 Uji Simultanitas

Pindyck dan Rubinfeld (1998, 353-355) memberikan ulasan tentang cara dan tujuan uji simultanitas. Simultanitas timbul karena beberapa regressor adalah endogen dan karenanya berkorelasi dengan *disturbance* atau *error term*. Yang utama dalam uji simultanitas adalah menguji apakah regressor yang endogen berkorelasi dengan *error*

term. Jika berkorelasi berarti terdapat simultanitas. Menganut uji spesifikasi dari Hausman, pengujian meliputi dua langkah sebagai berikut:

Langkah 1:

Regresikan LnIIdrus_t (variabel endogen) pada LnDJIA_t (variabel eksogen) untuk memperoleh estimasi residual V_t

$$\text{LnIIdrust} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnDJIA}_t \dots\dots\dots (3.3)$$

Oleh karena itu,

$$\text{LnIIdrust} = \text{LnIIdrus}_t + V_t = \text{estimasi LnIIdrus}_t + \text{estimasi residual} \dots\dots\dots (3.4)$$

Langkah 2:

Substitusikan persamaan (3.4) ke dalam persamaan $\text{LnIHSG}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{LnIIdrust} + \epsilon_t$, maka diperoleh persamaan

$$\text{LnIHSG}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{LnIIdrust} + \beta_2 V_t + \epsilon_t \dots\dots\dots (3.5)$$

Langkah 3:

Lakukan uji t untuk koefisien β_2 pada persamaan 3.5. Hipotesis nol adalah $\beta_2 = 0$, artinya tidak ada simultanitas antara LnIHSG dan LnIIdrus . Sedangkan hipotesis alternatifnya adalah β_2 tidak sama dengan nol, artinya ada simultanitas antara LnIHSG dan LnIIdrus . Jika ditemukan adanya simultanitas antara LnIHSG dan LnIIdrus , maka model yang paling cocok adalah VAR (Pindyck dan Rubinfeld 1998, 400).

3.2.2 Uji Unit Root

Permasalahan yang dihadapi dalam data *time series* adalah non stasionaritas. Data yang tidak stasioner akan dapat menyebabkan suatu model regresi dapat memberikan peramalan yang keliru (Pindyck dan Rubinfeld 1998, 507). Selain itu, data yang tidak

stasioner membuat perilaku data runtun waktu tersebut hanya dapat dipelajari pada periode waktu yang diketahui, sehingga setiap data runtun waktu merupakan peristiwa khusus. Konsekuensinya, data runtun waktu tersebut tidak dapat digeneralisasikan ke periode waktu lainnya.

Data runtun waktu dapat dikatakan stasioner jika rata-ratanya dan variansnya senantiasa tetap dan nilai kovarians di antara dua periode waktu hanya bergantung kepada jarak atau *lag* di antara dua periode waktu tersebut dan bukan kepada nilai aktualnya yang di mana kovariansnya dihitung. Cara yang umumnya ditempuh untuk membuat data runtun waktu yang tidak stasioner menjadi stasioner adalah *first-differencing* (Pindyck dan Rubinfeld 1998, 507).

Ada berbagai metode statistik untuk mendeteksi adanya non stasionaritas di dalam data runtun waktu, diantaranya adalah uji *unit root*. Uji *unit root* yang lazim dipakai dalam berbagai penelitian adalah uji *augmented* Dickey-Fuller dan uji *unit root* Philip Perron. Berhubung masing-masing uji *unit root* tersebut mempunyai keunggulan dan kelemahan masing-masing, maka keduanya digunakan dalam penelitian ini.

Uji *augmented* Dickey-Fuller (ADF) diperkenalkan oleh David Dickey dan Wayne Fuller pada tahun 1981. Asumsi yang digunakan adalah *error* dari masing-masing pengamatan tidak berkolerasi, mempunyai varians yang konstan, dan distribusi *error*-nya adalah normal. Uji ADF dijalankan dengan menambahkan nilai- nilai *lag* dari masing-masing variabel. Jumlah *lag difference terms* (m) yang dimasukkan ke dalam RWM (*Random Walk Model*) membuat *error term* menjadi tidak berkorelasi secara serial (*serially uncorelated*). Tiga model yang dijadikan pilihan dalam uji ADF adalah sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = \delta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i+1} + U_{1t} \dots\dots\dots 3.6$$

$$\Delta Y_t = \beta_{20} + \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta Y_{t-i+1} + U_{2t} \dots\dots\dots 3.7$$

$$\Delta Y_t = \beta_{30} + \mu t + \delta_3 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{3i} \Delta Y_{t-i+1} + U_{3t} \dots\dots\dots 3.8$$

Persamaan 3.6 tidak memasukkan tren dan intersep sebagai variabel eksogen. Persamaan 3.7 memasukkan intersep saja sebagai variabel eksogen. Persamaan 3.8 memasukkan tren dan intersep sebagai variabel eksogen.

Langkah-langkah dalam uji ADF ini adalah sebagai berikut:

- 1) inspeksi visual berupa grafik dari masing-masing variabel untuk melihat apakah ada tren dan intersep. Jika ditemukan adanya intersep saja, maka menggunakan persamaan 3.7. Jika ditemukan adanya intersep dan tren, maka menggunakan persamaan 3.8. Jika tidak ditemukan adanya tren dan intersep, maka menggunakan persamaan 3.6.
- 2) Menentukan panjang *lag* (*m*) dalam model yang digunakan dengan pendekatan *Akaike Information Criteria* (AIC) minimum dan *Schwarz Information Criteria* (SIC) minimum. Horison panjang *lag* yang digunakan adalah 10 minggu. Jika AIC minimum dan SIC minimum tidak menunjukkan hasil yang sama, maka digunakan pendekatan *likelihood ratio* (LR) minimum.
- 3) Menguji hipotesis $H_0: \delta_i = 0$, yaitu ada *unit root*, berarti data tidak stasioner melawan $H_a: \delta_i \neq 0$ yaitu tidak ada *unit root*, berarti data stasioner. Dickey-Fuller membuat sendiri tabel statistik untuk uji t ini. Eviews 4 menampilkan nilai kritis Mc-Kinnon.

Uji *unit root* yang berikutnya adalah uji Philips Perron (PP) yang diperkenalkan pada tahun 1988. Perbedaan dengan uji ADF adalah uji PP mengasumsikan adanya korelasi yang rendah antar *error term* dan *error term* terdistribusi secara heterogen (Enders 1995, 239). Philips-Perron memodifikasi tabel statistik t yang dikembangkan oleh Dickey-Fuller untuk memenuhi asumsi-asumsi tersebut. Keunggulan dari uji ini adalah tidak memerlukan penentuan panjang *lag*. Oleh karena itu, langkah-langkah uji PP mengikuti uji ADF, kecuali penentuan panjang *lag*.

3.2.3 Penentuan Panjang *Lag* dalam VARL

Penentuan panjang *lag* menggunakan pendekatan *Akaike Information Criterion* (AIC) minimum dan *Schwarz Information Criterion* (SIC) minimum. Jika hasil AIC minimum dan SIC minimum tidak sama, maka pendekatan *Likelihood Ratio* (LR) minimum digunakan. Kemungkinan perbedaan hasil AIC minimum dan SIC minimum disebabkan karena dengan AIC jumlah *lag* sering terlalu panjang dan dengan SIC sering terlalu pendek (Indrawati 2002, 145). Hal ini terjadi karena SIC memberikan penalti yang lebih keras terhadap penambahan jumlah regresor dibandingkan dengan AIC. AIC dan SIC memberikan penalti yang lebih keras terhadap penambahan jumlah regresor dibandingkan dengan *adjusted R²*. Horison penentuan panjang *lag* adalah 10 minggu.

Perhitungan untuk AIC (*Akaike Information Criterion*) dan SIC (*Schwarz Information Criterion*) adalah

$$\text{AIC} = -2 l / T + 2 k / T \dots\dots\dots 3.9$$

$$\text{SIC} = -2 l / T + k \log n / T \dots\dots\dots 3.10$$

di mana, *l* adalah *log likelihood*, *k* adalah jumlah regresor dan *T* adalah jumlah observasi.

Sedangkan perhitungan untuk nilai statistik *Likelihood Ratio* adalah:

$$LR = -2(l^r - l^u) \dots\dots\dots 3.11$$

dimana l^r adalah *log likelihood* pada *restrictive regression*, sedangkan l^u adalah *log likelihood* pada *unrestrictive regression*.

3.2.4 Uji Kointegrasi

Jika dua variabel terintegrasi pada orde yang sama, maka ada kemungkinan kedua variabel tersebut terkointegrasi. Uji kointegrasi yang digunakan dalam penelitian ini adalah uji kointegrasi Johansen.

Jika terdapat model VAR dengan panjang *lag* p :

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots 3.12$$

Keterangan: Y_t = vektor- k dari variabel-variabel endogen $I(1)$

A_i = matriks dari koefisien-koefisien variabel endogen yang akan diestimasi

B = matriks dari koefisien-koefisien variabel eksogen yang akan diestimasi

ε_t = vektor- k dari Gaussian *errors*

Menurut Wu (2000, 261), persamaan 3.12 dapat direformulasikan menjadi ECM, yaitu:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots 3.13$$

Keterangan: $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, p-1$)

$$\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_p)$$

I = matriks identitas

Perbedaan mendasar antara persamaan 3.12 dan 3.13 adalah jalur waktu dari *co-integrated variables* dipengaruhi oleh besarnya penyimpangan dari keseimbangan jangka panjang sama halnya oleh pola penyesuaian sendiri yang terpisah ditambah dengan

stochastic shocks dan variabel eksogen. Berdasarkan teorema Granger, jika Π mempunyai *reduced rank* $r < k$, maka terdapat matriks ukuran $k \times r$ seperti $\Pi = \alpha\beta'$, di mana α merupakan kecepatan penyesuaian terhadap ketidakseimbangan, sedangkan β adalah koefisien-koefisien dari persamaan kointegrasi. Jadi, $\beta'Y_{t-1}$ sama dengan *error-correction term*. Pendekatan Johansen memusatkan pada estimasi matriks Π dalam bentuk *unrestricted*, lalu menguji apakah *restrictions* tersebut yang dinyatakan oleh *reduced rank* dari Π dapat ditolak.

Jumlah dari vektor-vektor independen kointegrasi tergantung pada *rank* Π , yang dimana ditentukan oleh jumlah dari akar-akar karakteristik yang berbeda dari nol. Uji untuk *non-zero* akar-akar karakteristik biasanya menggunakan statistik λ_{trace} dan statistik λ_{max} .

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{j=r+1}^k \ln(1 - \lambda_j) \dots\dots\dots 3.14$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \dots\dots\dots 3.15$$

Keterangan: T = jumlah observasi

Langkah-langkah uji kointegrasi adalah sebagai berikut:

- 1) Penentuan panjang *lag* (k) dalam VARL dengan horizon 10 minggu. Pendekatan yang digunakan adalah AIC minimum dan SIC minimum. Jika hasil AIC dan SIC tidak cocok, maka pendekatan LR minimum digunakan. Eviews 4 meminta panjang *lag* dalam *first differenced* ($k-1$). Misalnya, jika panjang *lag* dalam *level* adalah 4, maka *lag* yang dipakai adalah 3.
- 2) Penentuan model untuk persamaan kointegrasi menggunakan pendekatan AIC minimum, SIC minimum. Ada lima pilihan model, yaitu:

- a) *series* Y tidak punya *deterministic trends* dan persamaan kointegrasi tidak mempunyai intersep
 - b) *series* Y tidak punya *deterministic trends* dan persamaan kointegrasi punya intersep
 - c) *series* Y tidak punya *linier trends* dan persamaan kointegrasi hanya punya intersep
 - d) *series* Y dan persamaan kointegrasi punya *linier trend*
 - e) *series* Y punya *quadratic trends* dan persamaan kointegrasi punya *linier trends*.
- 3) estimasi *rank* kointegrasi dengan prosedur Johansen mengacu pada Giles & Mirza (1999) (Indrawati 2002, 104):
- a) jika $r = 0$, maka estimasi dengan model VARD(k-1)
 - b) jika $0 < r < n$, estimasi dengan VECM(k-1)
 - c) jika $r = n$, estimasi dengan VARL(k)

3.2.5 Analisis Hasil Estimasi

Tahap ini meliputi analisis koefisien *normalized cointegration* dan analisis *speed of adjustment*.

Analisis koefisien *normalized cointegration* dijalankan dengan asumsi hubungan kointegrasi (r) sama dengan 1. Normalisasi hubungan kointegrasi dengan cara *series* pertama dalam vektor Y_t diubah menjadi matriks identitas. Hal ini akan secara otomatis di-*run* oleh *Eviews* 4.1. Selanjutnya, uji t untuk masing-masing koefisien dalam persamaan kointegrasi. Jika koefisien-koefisien tersebut tidak signifikan berarti variabel

yang bersangkutan tidak mempunyai kontribusi dalam hubungan relasional jangka panjang.

Selain itu, analisis *speed of adjustment* juga dilakukan. Tujuan dari analisis ini adalah menguji apakah variabel-variabel endogenus merupakan variabel *weak exogenous* memicu *co-movement* atau variabel-variabel endogenus yang bereaksi terhadap *past-error* dan menyesuaikan untuk memperbaiki hubungan relasional jangka panjang. Adapun langkah-langkah analisis *speed of adjustment* adalah sebagai berikut:

- 1) estimasi dalam model VECM
- 2) uji t pada koefisien persamaan kointegrasi. Hipotesis nol adalah $\alpha = 0$ melawan hipotesis alternatif adalah $\alpha \neq 0$. Jika α tidak signifikan, maka variabel *weak exogenous* memicu *co-movement*. Jika α signifikan, maka variabel endogenus bereaksi terhadap *past-error* dan menyesuaikan untuk memperbaiki hubungan relasional jangka panjang.

3.2.6 Uji Kausalitas Granger

Konsep kausalitas Granger pertama kali diperkenalkan oleh C. W. J. Granger pada tahun 1969 dan C. A. Sims pada tahun 1972. Munculnya pendekatan ini dilatarbelakangi oleh para ahli ekonomi kadang-kadang sulit untuk menentukan hubungan antar-variabel dalam ekonomi.

Konsep dasar kausalitas ini sederhana, yaitu jika X mempengaruhi Y, maka perubahan X terjadi terlebih dahulu dibandingkan perubahan Y. Pernyataan “ X mempengaruhi Y” harus memenuhi dua kondisi, yaitu (Pindyck dan Rubinfeld 1998, 243):

- 1) X harus memprediksi Y, misalnya model regresi Y dengan variabel-variabel *lag* dari X dan Y sebagai variabel penjelas. Variabel-variabel *lag* X harus signifikan dalam menjelaskan Y.
- 2) Y tidak memprediksi X.

Hubungan antara X dan Y dapat dilihat dengan memasukkan variabel-variabel *lag* X dan variabel-variabel *lag* Y ke dalam model *Vector autoregressive in Level*(VARL). Model VARL berguna untuk memperoleh parameter-parameter estimasi dari masing-masing variabel endogenus, dan selanjutnya dimasukkan ke dalam dua persamaan *least square* (LS) untuk X dan Y, lalu uji seluruh parameter yang diinginkan secara bersamaan dengan pendekatan statistik Wald. Jika X tidak *granger cause* Y, maka nilai statistik *chi-square* untuk *join significance* dari parameter-parameter estimasi variabel-variabel *lag* X pada persamaan Y sama dengan nol. Jika Y tidak *granger cause* X, maka nilai statistik *chi-square* untuk *join significance* dari parameter-parameter estimasi variabel-variabel *lag* Y pada persamaan X sama dengan nol.

Namun, di balik kesederhanaan konsep ini terdapat beberapa kelemahan. Salah satunya adalah hasil ujinya sangat tergantung pada panjang *lag*. Tidak ada ketentuan baku dalam menentukan panjang *lag*, sehingga panjang *lag* ditentukan oleh *judgement* dari masing-masing peneliti. Dengan demikian, perlu ada ketentuan untuk panjang *lag* model VAR. Penelitian ini menggunakan pendekatan AIC minimum, SIC minimum, dan LR minimum dalam menentukan panjang *lag* dalam VARL.

Jika terdapat nonstasionaritas pada *series*, maka uji kausalitas dilakukan dengan model VARD(k-d), dimana d adalah order integrasi dari *series* dan k adalah panjang *lag* dalam VARL.

Toda dan Philips (1993; 1994) mengatakan bahwa jika ada hubungan kointegrasi antara *series* (misalnya X dan Y), dan non-stasionaritas pada *series*, maka model VARL tidak dapat digunakan untuk uji kausalitas, karena nonstasionaritas dapat menimbulkan keanehan pada *asymptotic distribution* dari parameter-parameter *least square* (LS). Dengan demikian, model VARL perlu direformulasikan menjadi VECM. Namun, Giles dan Mirza(1999) mengatakan bahwa penerapan pra-uji kointegrasi kerap kali dapat mengakibatkan *over-rejections of the noncausal null* (Giles 2001, 6).

Oleh karena itu, Toda dan Yamamoto(1995) dan Dolado dan Lukepohl(1996) mengembangkan metode *augmented lags* yang dapat menghasilkan *asymptotic χ^2 null distribution* untuk statistik Wald terlepas dari urusan kointegrasi dan nonstasionaritas (Giles 2001, 7). Mereka menambahkan beberapa *lag* ke dalam model VAR dalam *level*(VARL) sesuai dengan order integrasi dari *series*. Misalnya, X dan Y terintegrasi pada order satu atau I(1), maka model yang digunakan adalah VARL (k + 1), dimana k adalah panjang *lag*. *Augmented VARL* ini dapat mengatasi masalah *covariance matrix singularity*.

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \Pi_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^{k+i} \Gamma_{k+i} Y_{t-k+i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots 3.16$$

dimana, d = order integrasi

Π = matriks koefisien estimasi dari variabel-variabel *lag* Y

k = panjang *lag* dalam VARL

Kelemahan dari pendekatan *augmented VARL* adalah dapat menghasilkan *loss in power* selama model tersebut mengandung *superfluous lags* dan mengabaikan beberapa koefisien estimasi, diantaranya koefisien persamaan kointegrasi. Namun, hasil uji

kausalitas Granger dengan model ini lebih akurat dibandingkan dengan VECM (Giles 2001, 7).

3.2.7 *Inovation Accounting*

Inovation accounting meliputi *impulse response function* dan *variance decomposition*. *Impulse response function* mempelajari tanggapan dinamis dari setiap variabel endogenus terhadap satu deviasi standar berbagai *shock* (*shock*nya sendiri dan *shock* variabel endogenus lain dalam sistem).

Variance decomposition (VDCs) menunjukkan proporsi peramalan *error variance* setiap variabel endogenus yang dijelaskan oleh *shock*nya sendiri atau *shock* variabel endogenus lain dalam sistem. Menurut Sims (1982), VDCs menunjukkan kekuatan hubungan relasional *Granger Causality* antara dua variabel endogenus sambil memperbolehkan adanya pengaruh dari variabel-variabel endogenus lainnya (Indrawati 2002, 110).

BAB IV

ANALISIS HASIL PENELITIAN

Hasil-hasil dari analisis data akan dirangkumkan dalam tabel-tabel dan grafik-grafik untuk memudahkan pemahaman hasil pengolahan data. Selain itu, penjelasan atas hasil pengolahan data sangat penting bagi penelitian ini agar dapat mencapai manfaat-manfaatnya.

4.1 Hasil Uji Simultanitas

Tabel 4.1 menampilkan ringkasan hasil uji simultanitas untuk kedua periode, yaitu periode sebelum krisis ekonomi dan periode selama krisis ekonomi. Variabel-variabel endogen yang dimasukkan ke dalam uji ini adalah LnIHSG dan LnIdrus. Sedangkan, LnDJIA dimasukkan sebagai variabel eksogen.

Tabel 4.1 Hasil Uji Simultanitas Antara LnIHSG dan LnIdrus

Periode	nilai uji t	Keterangan
Sebelum krisis ekonomi	-5.826794	simultan signifikan
Selama krisis ekonomi	6.541368	simultan signifikan

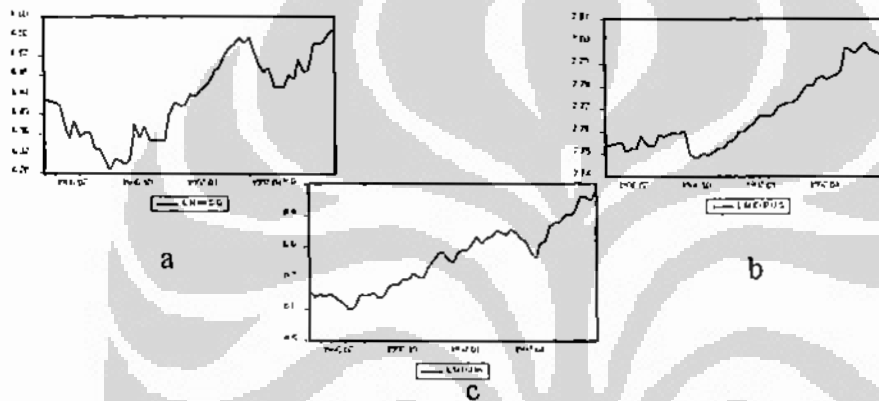
Sumber: *Eviews 4.1* (diolah)

Berdasarkan Tabel 4.1, terdapat hubungan simultan antara LnIHSG dan LnIdrus pada periode sebelum krisis ekonomi dan pada periode selama krisis ekonomi. Oleh karena itu, hubungan antara LnIHSG dan LnIdrus dapat dirumuskan ke dalam model *Vector autoregressive* (VAR) dan LnDJIA dimasukkan sebagai variabel eksogen.

4.2. Penyajian Grafik Level maupun *First Difference Time Series*

Penyajian grafik tidak dimaksudkan untuk uji stasionaritas, melainkan untuk menemukan ada atau tidaknya kecenderungan menaik atau menurun dan intersep.

Gambar 4.1(a), 4.1(b), dan 4.1(c) menampilkan grafik LnIHSG, LnIldrus, dan LnDJIA pada periode sebelum krisis ekonomi. Gambar-gambar tersebut memperlihatkan adanya tren dan intersep pada ketiga variabel tersebut. Oleh karena itu, model *random walk* pada persamaan 3.8 dipilih dalam menjalankan kedua uji *unit root* yaitu, *augmented Dickey-Fuller*(ADF) dan *Philipp-Perron*(PP), untuk ketiga *series* tersebut.

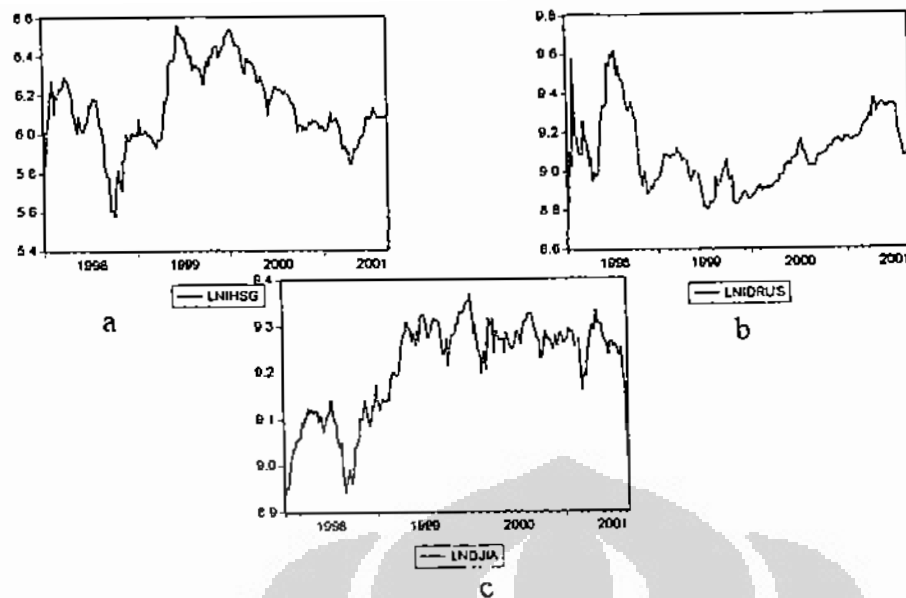


Gambar 4.1 Perbandingan Grafik LnIHSG, LnIldrus, dan LnDJIA dalam Level pada Periode Sebelum Krisis Ekonomi.

Keterangan: (a) grafik LnIHSG, (b) grafik LnIldrus, dan (c) grafik LnDJIA

Sumber: *Eviews 4.1*

Gambar 4.2(a), 4.2(b), dan 4.2(c) menampilkan grafik LnIHSG, LnIldrus, dan LnDJIA pada periode selama krisis ekonomi. Gambar 4.2a tidak memperlihatkan adanya tren, namun memperlihatkan adanya intersep pada LnIHSG. Sedangkan Gambar 4.2b dan 4.2c, memperlihatkan adanya tren dan intersep pada LnDJIA dan LnIldrus. Oleh karena itu, model *random walk* seperti pada persamaan 3.8 dipilih dalam melakukan uji ADF dan uji PP untuk LnIldrus dan LnDJIA, dan model *random walk* pada persamaan 3.7 dipilih untuk uji ADF dan uji PP pada LnIHSG.



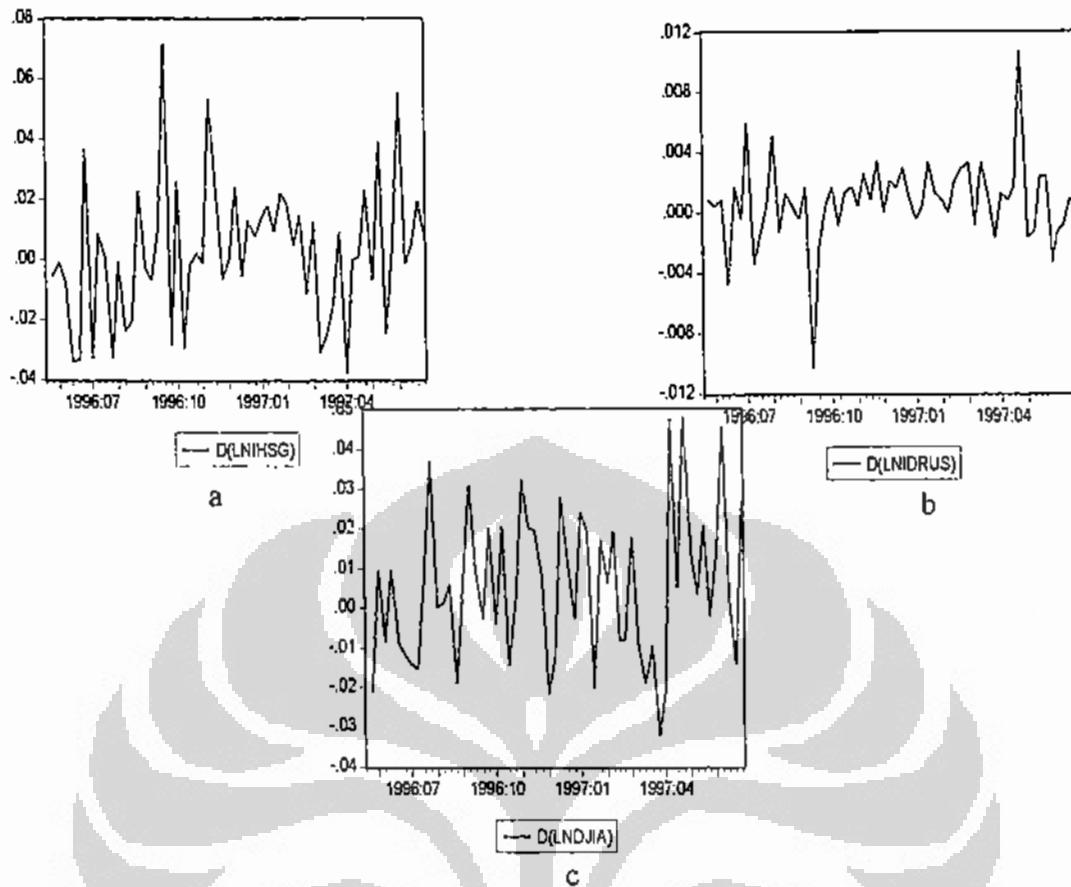
Gambar 4.2 Perbandingan Grafik LnIHSG, LnIDRUS, dan LnDJIA dalam Level pada periode Selama Krisis Ekonomi.

Keterangan: (a) grafik LnIHSG, (b) grafik LnIDRUS, dan (c) grafik LnDJIA.

Sumber: *Eviews 4.1*

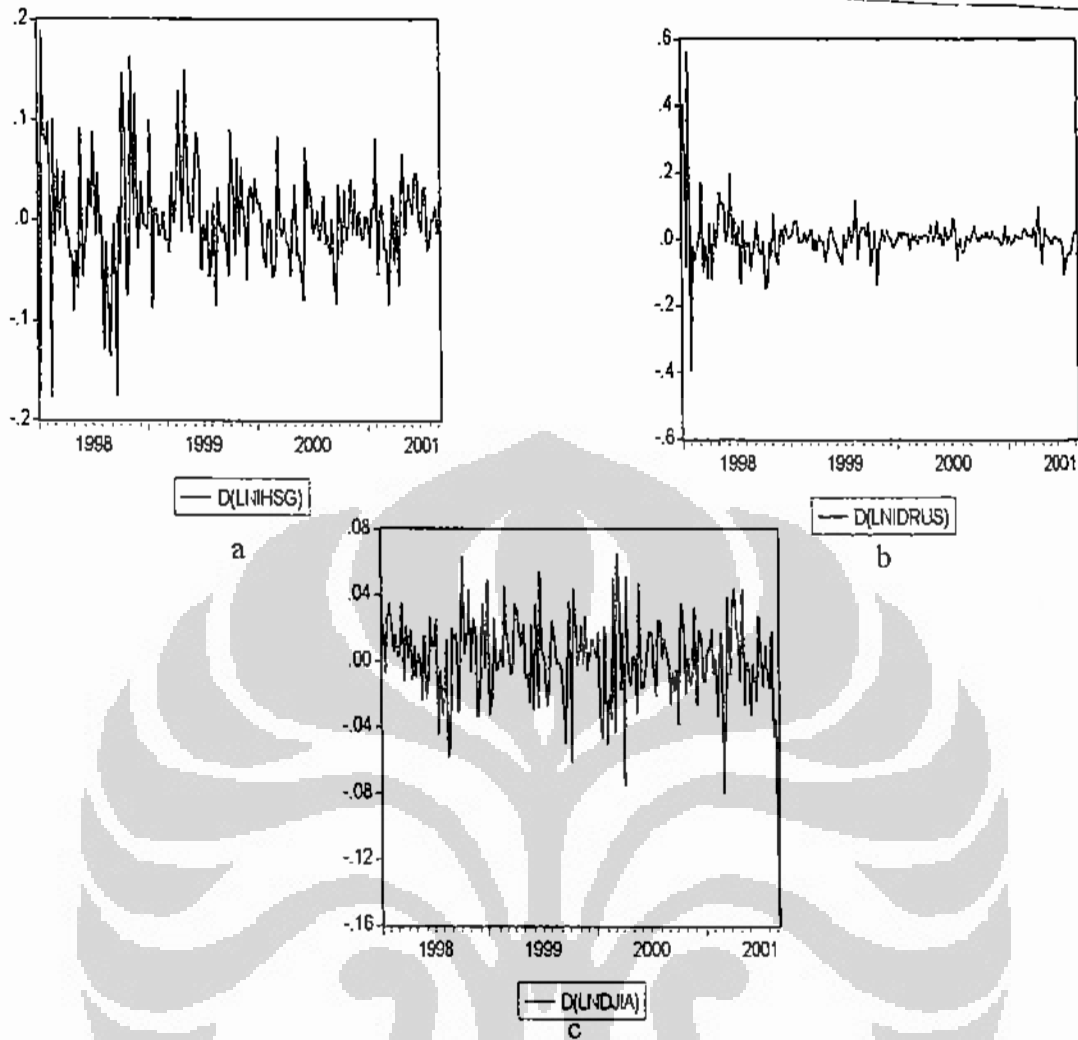
Gambar 4.3 menampilkan grafik LnIHSG, grafik LnIDRUS, dan grafik LnDJIA pada periode sebelum krisis ekonomi dalam *first differenced* secara terpisah. Gambar 4.3 memperlihatkan bahwa grafik LnIHSG, LnIDRUS, dan LnDJIA tidak menunjukkan tren. Dengan demikian, data LnIHSG, LnIDRUS, dan LnDJIA mungkin stasioner pada tingkat *first differenced*.

Gambar 4.4 menampilkan grafik LnIHSG, LnIDRUS, dan LnDJIA pada periode selama krisis ekonomi dalam *first differenced* secara terpisah. Gambar 4.4 memperlihatkan bahwa grafik LnIHSG, LnIDRUS, dan LnDJIA tidak memperlihatkan adanya tren. Dengan demikian, data LnIHSG, data LnIDRUS, dan data LnDJIA pada periode selama krisis ekonomi mungkin stasioner pada tingkat *first differenced*.



Gambar 4.3. Perbandingan Grafik LnIHSG, LnIDRUS, dan LnDJIA dalam *First Differenced* pada Periode Sebelum Krisis Ekonomi.

Keterangan: (a) grafik LnIHSG, (b) grafik LnIDRUS, (c) grafik LnDJIA
 Sumber: *Eviews 4.1*



Gambar 4.4. Perbandingan Grafik LnIHSG, LnIDRUS, dan LnDJIA dalam *First Differenced* pada Periode Selama Krisis Ekonomi.

Keterangan: (a) grafik LnIHSG, (b) grafik LnIDRUS, (c) grafik LnDJIA

Sumber: *Eviews 4.1*

4.3 Hasil Uji *Unit Root*

Model yang digunakan untuk uji ADF dan PP untuk LnIHSG, LnIdrus, dan LnDJIA pada periode sebelum krisis ekonomi adalah model pada persamaan 3.8. Panjang *lag* yang ditentukan untuk uji ADF adalah 1 berdasarkan AIC minimum dan SIC minimum baik pada tingkat *level* maupun *first differenced*. Rangkuman hasil uji ADF dan PP untuk LnIHSG, LnIdrus, dan LnDJIA pada periode sebelum krisis ekonomi diperlihatkan dalam Tabel 4.2

Tabel 4.2 Rangkuman Hasil Uji ADF dan Uji PP pada Periode Sebelum Krisis Ekonomi

Variabel	ADF <i>p-value</i>	PP <i>p-value</i>	Order Integrasi
LnIHSG	0.4138	0.3718	
D(LnIHSG)	0.0008	0.0000	I(1)
LnIdrus	0.6147	0.6195	
D(LnIdrus)	0.0001	0.0000	I(1)
LnDJIA	0.3500	0.6519	
D(LnDJIA)	0.0001	0.0000	I(1)

Sumber: *Eviews 4.1* (diolah)

Model yang digunakan untuk uji ADF dan PP untuk LnIHSG pada periode selama krisis ekonomi adalah model pada persamaan 3.7. Sedangkan model yang digunakan untuk LnIdrus, dan LnDJIA pada periode selama krisis ekonomi adalah model pada persamaan 3.8. Panjang *lag* yang dipilih untuk LnIHSG dalam model ADF berdasarkan LR minimum adalah 7 untuk tingkat *level* dan 6 untuk tingkat *first differenced*. Panjang *lag* yang dipilih untuk dalam model ADF untuk LnIdrus berdasarkan AIC minimum dan SIC minimum adalah 2 untuk tingkat *level* dan 1 untuk tingkat *first differenced*. Sedangkan, panjang *lag* dalam model ADF untuk LnDJIA berdasarkan AIC minimum dan SIC minimum adalah 1(satu), baik untuk *level* maupun *first differenced*. Rangkuman

hasil uji ADF dan uji PP untuk LnIHSG, LnIdrus, dan LnDJIA pada periode selama krisis ekonomi terdapat pada Tabel 4.3.

Tabel 4.3 Rangkuman Hasil Uji ADF dan Uji PP pada Periode Selama Krisis Ekonomi

Variabel	ADF	PP	Order Integrasi
	<i>p-value</i>	<i>p-value</i>	
LnIHSG	0.2248	0.2218	
D(LnIHSG)	0.0000	0.0000	I(1)
LnIdrus	0.0643	0.0117	
D(LnIdrus)	0.0000	0.0000	I(1)
LnDJIA	0.9384	0.9001	
D(LnDJIA)	0.0000	0.0000	I(1)

Sumber: *Eviews 4.1* (diolah)

Tabel 4.3 menunjukkan bahwa LnIHSG, LnIdrus, dan LnDJIA terintegrasi pada order satu atau I(1). Dengan demikian, notasi yang digunakan selanjutnya adalah D(LnIHSG), D(LnIdrus), dan D(LnDJIA).

4.4 Penentuan Panjang *Lag* dalam VARL

Panjang *lag* dalam VARL pada periode sebelum krisis ekonomi berdasarkan AIC minimum jatuh pada *lag* 4 dan berdasarkan SIC minimum jatuh pada *lag* 1. Oleh karena itu, pendekatan LR minimum digunakan dan jatuh pada *lag* 4 (lihat Tabel 4.4).

Panjang *lag* dalam VARL pada periode selama krisis ekonomi berdasarkan AIC minimum jatuh pada *lag* 6 dan berdasarkan SIC minimum jatuh pada *lag* 1. Oleh karena itu, pendekatan LR minimum digunakan dan jatuh pada *lag* 8 (lihat Tabel 4.5).

Tabel 4.4 Hasil Perhitungan Kriteria Informasi AIC, SIC, dan LR pada Periode Sebelum Krisis Ekonomi

Lag	AIC	SC	LogL	LR
0	-8.28528	-8.20806	204.9893	267.2392
1	-13.5759	-13.34422*	338.6089	5.311
2	-13.521	-13.13491	341.2644	6.085
3	-13.4819	-12.94139	344.3069	13.8538
4	-13.60138*	-12.90643	351.2338	*2.621
5	-13.4916	-12.64221	352.5443	2.8232
6	-13.386	-12.38213	353.9559	4.5458
7	-13.3155	-12.1572	356.2288	9.6942
8	-13.35	-12.03734	361.0759	10.8248
9	-13.4077	-11.94056	366.4883	3.6394
10	-13.3187	-11.69713	368.308	

Keterangan: *nilai minimum

Sumber: *Eviews 4.1*

Tabel 4.5 Hasil Perhitungan Kriteria Informasi AIC, SIC, dan LR pada Periode Selama Krisis Ekonomi

Lag	AIC	SC	LogL	LR
0	-1.323059	-1.287983	123.0599	965.7362
1	-6.55659	-6.451361*	605.928	2.083
2	-6.524257	-6.348875	606.9695	19.7388
3	-6.588403	-6.342868	616.8389	9.113
4	-6.594485	-6.278798	621.3954	17.1642
5	-6.644563	-6.258723	629.9775	12.0486
6	-6.666686*	-6.210694	636.0018	5.594
7	-6.653539	-6.127393	638.7988	9.7064
8	-6.662863	-6.066565	643.652	*0.5628
9	-6.622223	-5.955773	643.9334	8.7166
10	-6.626139	-5.889536	648.2917	

Keterangan: *nilai minimum

Sumber: *Eviews 4.1*

4.5 Hasil Uji Kointegrasi

Eviews 4.1 menampilkan rangkuman hasil uji kointegrasi untuk periode sebelum krisis ekonomi dengan panjang *lag* 3 untuk seluruh pilihan model persamaan kointegrasi pada Tabel 4.6. Hasil uji statistik λ_{trace} dan λ_{max} untuk segala kemungkinan model dominan mengindikasikan bahwa tidak adanya *rank* kointegrasi ($r = 0$).

Tabel 4.6. Rangkuman Hasil Uji Kointegrasi untuk Periode Sebelum Krisis Ekonomi

<i>Data Trend:</i>	<i>None</i>	<i>None</i>	<i>Linear</i>	<i>Linear</i>	<i>Quadratic</i>
<i>Rank or No. of CEs</i>	<i>No Intercept No Trend</i>	<i>Intercept No Trend</i>	<i>Intercept No Trend</i>	<i>Intercept Trend</i>	<i>Intercept Trend</i>
<i>Trace</i>	0	0	0	0	2
<i>Max-Eig</i>	0	0	0	0	0

Keterangan: level signifikansi 5%

Sumber: *Eviews 4.1*

Dengan demikian, model yang digunakan untuk periode sebelum krisis ekonomi adalah VARD(k-1), yaitu VAR dalam *first differenced* dengan panjang *lag 3*.

Eviews 4.1 menampilkan rangkuman hasil uji kointegrasi untuk periode selama krisis ekonomi dengan panjang *lag 7* untuk seluruh pilihan model persamaan kointegrasi beserta nilai AIC, SIC, dan *log likelihood* (lihat lampiran A). Berdasarkan pendekatan AIC minimum dan SIC minimum pada Lampiran A, maka model 2 yang memenuhi kriteria, yaitu *series Y* tidak punya *deterministic trends* dan persamaan kointegrasi punya intersep. Selanjutnya, Tabel 4.7 dan 4.8, hasil nilai hitung statistik λ_{trace} dan λ_{max} dengan menunjukkan bahwa ada satu *rank* kointegrasi ($r = 1$). Berhubung jumlah variabel endogenus (n) adalah 2, sehingga memenuhi persyaratan $0 < r < n$. Dengan demikian, model estimasi VECM *lag 7* dipilih untuk periode selama krisis ekonomi.

Tabel 4.7 Hasil Uji Statistik λ_{trace} untuk Periode Selama Krisis Ekonomi

<i>Hypothesized</i>		<i>Trace</i>	<i>5 Percent</i>	<i>1 Percent</i>
<i>No. of CE(s)</i>	<i>Eigenvalue</i>	<i>Statistic</i>	<i>Critical Value</i>	<i>Critical Value</i>
<i>None **</i>	0.112785	27.55391	19.96	24.6
<i>At most 1</i>	0.028847	5.415239	9.24	12.97

Keterangan: **hipotesis ditolak pada tingkat signifikansi 1%

No. of CE(s): jumlah *rank* kointegrasi

Sumber: *Eviews 4.1*

Tabel 4.8 Hasil Uji Statistik λ_{max} untuk Periode Selama Krisis Ekonomi

<i>Hypothesized</i>		<i>Max-Eigen</i>	<i>5 Percent</i>	<i>1 Percent</i>
<i>No. of CE(s)</i>	<i>Eigenvalue</i>	<i>Statistic</i>	<i>Critical Value</i>	<i>Critical Value</i>
<i>None**</i>	0.112785	22.13867	15.67	20.2
<i>At most 1</i>	0.028847	5.415239	9.24	12.97

Keterangan: **hipotesis ditolak pada tingkat signifikansi 1%

No. of CE(s): jumlah *rank* kointegrasi

Sumber: *Eviews* 4.1

4.6 Analisis Hasil Estimasi untuk Periode Sebelum Krisis Ekonomi

Tabel 4.9 memperlihatkan estimasi parameter dalam VARD *lag* 3 atau VARD(3) untuk periode sebelum krisis ekonomi.

Koefesien-koefesien estimasi dari variabel-variabel *lag* D(LnIHSG) tidak ada yang signifikan pada persamaan D(LnIHSG). Hal ini mengindikasikan bahwa para investor di BEJ langsung merespon pergerakan IHSG dan tidak mengkaji waktu yang tepat untuk membeli saham-saham atau menjual saham-sahamnya.

Koefesien-koefesien estimasi dari variabel-variabel *lag* D(LnIdrus) tidak ada yang signifikan pada persamaan D(LnIdrus). Hal ini mengindikasikan bahwa kebijakan Bank Indonesia dalam mengendalikan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat direspon oleh pasar valuta asing tidak dalam mingguan, melainkan mungkin dalam harian.

Koefesien-koefesien estimasi dari variabel-variabel *lag* D(LnIdrus) tidak ada yang signifikan pada persamaan D(LnIHSG). Hal ini terjadi karena sistem mengambang terkendali yang diberlakukan pada periode sebelum krisis ekonomi oleh Presiden Suharto membuat espektasi aliran pendapatan dari perusahaan-perusahaan di Indonesia tidak terpengaruh oleh fluktuasi nilai tukar.

Tabel 4.9 Estimasi Parameter-Parameter VARD(3)

Variabel Endogenus	Persamaan	
	D(LNIHSG)	D(LNIDRUS)
D(LNIHSG(-1))	-0.142369 [-0.94457]	0.005716 [0.30092]
D(LNIHSG(-2))	0.130566 [0.93897]	0.008861 [0.50562]
D(LNIHSG(-3))	0.216251 [1.52214]	-0.022931 [-1.28073]
D(LNIDRUS(-1))	-1.037918 [-0.91039]	-0.039482 [-0.27478]
D(LNIDRUS(-2))	1.42859 [1.25317]	-0.025471 [-0.17729]
D(LNIDRUS(-3))	-1.313005 [-1.12804]	-0.078239 [-0.53335]
Konstanta	0.002162 [0.58273]	0.000839 [1.79426]*
D(LNDJIA)	0.173042 [0.91519]	0.00352 [0.14772]

Keterangan: [] nilai statistik t

* signifikan pada level 10%; ** signifikan pada level 5%; ***signifikan pada level 1%

Sumber: Eviews 4.1

Koefesien-koefesien estimasi dari variabel-variabel *lag* D(LnIHSG) dan D(LnDJIA) tidak ada yang signifikan pada persamaan D(LnIdrus), karena nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dikendalikan, sedangkan IHSG dan DJIA digerakkan oleh espektasi pasar.

Koefisien estimasi dari $D(\text{LnDJIA})$ pun tidak signifikan pada persamaan $D(\text{LnIHSG})$. Hal ini mungkin disebabkan oleh perhitungan indeks DJIA yang berbasis pada *price weighted* berbeda dengan perhitungan IHSG yang berbasis pada *value weighted*.

Berhubung, tidak ada satu pun koefisien estimasi yang signifikan kecuali konstanta pada persamaan $D(\text{LnIdrus})$, maka *innovation accounting* tidak dilakukan untuk periode sebelum krisis ekonomi.

4.7 Uji Kausalitas Granger untuk Periode Sebelum Krisis Ekonomi

Uji kausalitas untuk periode sebelum krisis ekonomi menggunakan model $\text{VAR}(3)$.

Tabel 4.10 Hasil Uji Kausalitas Granger Antara $D(\text{LnIdrus})$ dan $D(\text{LnIHSG})$ Sebelum Krisis Ekonomi

Hipotesis nol: $D(\text{LnIdrus})$ tidak mempengaruhi $D(\text{LnIHSG})$			
<i>Chi-square</i>	<i>Df</i>	<i>Probability</i>	
3.927773	3		0.2694

Sumber: *Eviews 4.1*

Tabel 4.10 menampilkan nilai statistik *chi-square* untuk *join significance* dari variabel-variabel *lag* $D(\text{LnIdrus})$ pada persamaan $D(\text{LnIHSG})$. Sedangkan, Tabel 4.11 menampilkan nilai statistik *chi-square* untuk *join significance* dari variabel-variabel *lag* $D(\text{LnIHSG})$ pada persamaan $D(\text{LnIdrus})$. Hasil ini uji kausalitas Granger dengan $\text{VAR}(3)$ menemukan dua hal, yaitu:

- 1) $D(\text{LnIdrus})$ tidak mempengaruhi $D(\text{LnIHSG})$
- 2) $D(\text{LnIHSG})$ tidak mempengaruhi $D(\text{LnIdrus})$

Hasil uji kausalitas Granger ini mengindikasikan bahwa nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat tidak mempengaruhi IHSG dalam jangka pendek, begitupun sebaliknya. Hal ini dikarenakan nilai tukar rupiah berdasarkan *managed floating* (mengambang terkendali).

Tabel 4.11 Hasil Uji Kausalitas Granger Antara D(LnIHSG) dan D(LnIdrus) Sebelum Krisis Ekonomi

Hipotesis nol: D(LnIHSG) tidak mempengaruhi D(LnIdrus)		
<i>Chi-square</i>	<i>Df</i>	<i>Probability</i>
2.021421	3	0.5680

Sumber: *Eviews 4.1*

4.8 Analisis Hasil Estimasi untuk Periode Selama Krisis Ekonomi

Tabel 4.12 memperlihatkan hasil estimasi parameter dalam persamaan kointegrasi. Berdasarkan Tabel 4.12, maka persamaan kointegrasinya adalah sebagai berikut:

$$\text{LnIHSG}_{t-1} = 19.26364 - 1.442815\text{LnIdrus}_{t-1} \dots\dots\dots 4.1$$

Pengaruh negatif dari LnIdrus_{t-1} signifikan membuktikan bahwa hubungan antara nilai tukar rupiah terhadap dolar AS dan IHSG dalam jangka panjang lebih dipicu dari guncangan inflasi. Hal ini mendukung pernyataan Mishkin dan Eakins (2000, 338-340).

Koefisien estimasi persamaan kointegrasi signifikan untuk kedua persamaan, yaitu D(LnIHSG) dan D(LnIdrus) masing-masing dengan nilai t-hitung -2,09299000 dan -3.5121. Hal ini menunjukkan D(LnIHSG) dan D(LnIdrus) adalah variabel-variabel endogenus bereaksi terhadap *past-error* dan menyesuaikan untuk memperbaiki hubungan

Tabel 4.12 Estimasi Parameter Persamaan Kointegrasi

Variabel Endogen	Koefesien Estimasi
LnIdrus(-1)	1.442815 [6.46357]***
Konstanta	-19.26364 [9.49192]***

Keterangan: * signifikan pada level 10%; ** signifikan pada level 5%; ***signifikan pada level 1%

Sumber: *Eviews 4.1*

relasional jangka panjang. Hasil ini mengindikasikan bahwa peran spekulator sangat signifikan untuk memperbaiki hubungan relasional jangka panjang antara nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dan IHSG. Ketidakseimbangan hubungan antara nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dan IHSG selalu dimanfaatkan oleh para spekulan untuk memperoleh *abnormal return*. Aksi para spekulan ini akan membuat hubungan antara nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dan IHSG menjadi seimbang kembali.

Tabel 4.13 memperlihatkan hasil estimasi parameter-parameter dalam model VECM dengan panjang *lag* 7 atau VECM(7). Koefesien-koefesien estimasi dari variabel-variabel *lag* $D(\text{LnIHSG})$ yang signifikan pada persamaan $D(\text{LnIHSG})$ adalah $D(\text{LnIHSG})(-4)$, yaitu 0.162982 dan $D(\text{LnIHSG})(-7)$, yaitu -0.152050, artinya kenaikan(penurunan) $D(\text{LnIHSG})$ sebesar 1% akan direspon dengan kenaikan (penurunan) $D(\text{LnIHSG})$ sebesar 16.2982% empat minggu kemudian dan kenaikan (penurunan) $D(\text{LnIHSG})$ sebesar 1% akan direspon dengan penurunan(kenaikan) $D(\text{LnIHSG})$ sebesar 15.2050% tujuh minggu kemudian. Pengaruh yang signifikan dari dua variabel *lag* tersebut mengindikasikan dua hal, yaitu:

Tabel 4.13 Estimasi Parameter-Parameter VECM(7)

Variabel Endogenus	Persamaan	
	D(LnIHSG)	D(LnIdrus)
Persamaan kointegrasi	-0.043437 [-2.09299]**	-0.065757 [-3.51521]***
D(LnIHSG)(-1)	-0.001563 [-0.02041]	-0.04097 [-0.59362]
D(LnIHSG)(-2)	0.119888 [1.60259]	-0.125753 [-1.86497]*
D(LnIHSG)(-3)	0.11398 [1.50890]	0.028734 [0.42202]
D(LnIHSG)(-4)	0.162982 [2.15858]**	0.117894 [1.73232]*
D(LnIHSG)(-5)	0.116228 [1.55284]	-0.106321 [-1.57595]
D(LnIHSG)(-6)	0.003133 [0.04336]	0.093949 [1.44254]
D(LnIHSG)(-7)	-0.15205 [-2.08338]**	0.029057 [0.44171]
D(LnIdrus)(-1)	0.044299 [0.52318]	0.085429 [1.11937]
D(LnIdrus)(-2)	0.091566 [1.09933]	0.196558 [2.61816]*
D(LnIdrus)(-3)	0.111839 [1.34084]	0.097738 [1.30004]
D(LnIdrus)(-4)	0.0876 [1.10286]	0.089436 [1.24920]
D(LnIdrus)(-5)	0.025738 [0.38180]	-0.024902 [-0.40983]
D(LnIdrus)(-6)	-0.010904 [-0.18038]	0.240297 [4.41043]*
D(LnIdrus)(-7)	-0.010699 [-0.17467]	0.093878 [1.70039]*
D(LnDJIA)	0.086415 [0.66356]	-0.198073 [-1.68743]*

Keterangan: []: nilai statistik t

* signifikan pada level 10%; ** signifikan pada level 5%; ***signifikan pada level 1%

Sumber: *Eviews 4.1*

- 1) BEJ tidak langsung menyesuaikan harga-harga terhadap informasi-informasi baru, karena adanya jeda waktu bagi para *uninformed investor* untuk memperoleh keseluruhan informasi.
- 2) Para investor di BEJ menunggu waktu yang tepat untuk membeli saham-saham atau menjual saham-sahamnya. Hal ini mengindikasikan bahwa para investor di BEJ lebih berhati-hati untuk membeli saham-saham atau menjual saham-sahamnya pada periode selama krisis ekonomi.

Koefesien-koefesien estimasi dari variabel-variabel *lag* $D(\text{LnIdrus})$ yang signifikan pada persamaan $D(\text{LnIdrus})$ adalah $D(\text{LnIdrus})(-2)$, yaitu 0.196558, $D(\text{LnIdrus})(-6)$, yaitu 0.240297 dan $D(\text{LnIdrus})(-7)$, yaitu 0.093878. Hal ini berarti tiga hal, yaitu:

- 1) Kenaikan $D(\text{LnIdrus})$ sebesar 1% akan direspon oleh kenaikan $D(\text{LnIdrus})$ sebesar 19.6558% dua minggu kemudian
- 2) Kenaikan $D(\text{LnIdrus})$ sebesar 1% akan direspon oleh kenaikan $D(\text{LnIdrus})$ sebesar 24.0297% enam minggu kemudian
- 3) Kenaikan $D(\text{LnIdrus})$ sebesar 1% akan direspon oleh kenaikan $D(\text{LnIdrus})$ sebesar 9.3878% tujuh minggu kemudian.

Tanda koefesien negatif mengindikasikan intervensi dari Bank Indonesia untuk mengendalikan rupiah terhadap dolar AS, karena Bank Indonesia selalu mengambil posisi-posisi yang melawan pasar dalam mengendalikan nilai tukar rupiah. Pengaruh negatif yang tidak signifikan mengindikasikan bahwa Bank Indonesia tidak sanggup melawan pasar. Selain itu, pengaruh yang signifikan dari variabel-variabel *lag* tersebut

mengindikasikan bahwa pasar valuta asing membutuhkan waktu untuk menyesuaikan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat terhadap informasi-informasi baru.

Tidak ada satu pun koefisien-koefisien estimasi dari variabel-variabel *lag* $D(\text{LnI}drus)$ signifikan pada persamaan $D(\text{LnI}HSG)$. Hal ini menunjukkan bahwa nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat tidak mempunyai pengaruh terhadap IHS G dalam jangka pendek.

Koefisien-koefisien estimasi dari variabel-variabel *lag* $D(\text{LnI}HSG)$ yang signifikan pada persamaan $D(\text{LnI}drus)$ adalah $D(\text{LnI}HSG)(-2)$, yaitu -0.125753 dan $D(\text{LnI}HSG)(-4)$, yaitu 0.117894 , artinya kenaikan(penurunan) $D(\text{LnI}HSG)$ sebesar 1% akan direspon oleh penurunan(kenaikan) $D(\text{LnI}drus)$ sebesar 12.5753% dua minggu kemudian dan kenaikan(penurunan) $D(\text{LnI}HSG)$ sebesar 1% akan direspon oleh kenaikan(penurunan) $D(\text{LnI}drus)$ sebesar 11.7894% empat minggu kemudian.

Tanda negatif koefisien-koefisien estimasi variabel-variabel *lag* $D(\text{LnI}HSG)$ pada persamaan $D(\text{LnI}drus)$ berarti kenaikan (penurunan) IHS G akan membuat nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat menurun(meningkat) atau rupiah menguat (melemah). Hasil ini mengindikasikan bahwa adanya peranan investor asing yang dominan di Bursa Efek Jakarta. Para investor asing di BEJ dapat menjadi dominan karena kebanyakan dari para investor lokal yakin bahwa para investor asing mempunyai *feeling* yang lebih kuat mengenai keadaan perekonomian Indonesia di masa yang akan datang. Dengan demikian, kebanyakan para investor lokal cenderung mengikuti keputusan-keputusan investasi dari para investor asing di BEJ. Penanaman dana oleh para investor asing di BEJ akan menarik kebanyakan para investor lokal untuk investasi di BEJ, sehingga IHS G meningkat; di lain pihak, penanaman dana asing di BEJ akan

meningkatkan permintaan rupiah, sehingga rupiah menguat. Penarikan dana oleh para investor asing dari BEJ akan diikuti oleh penarikan dana oleh kebanyakan para investor lokal, sehingga IHSG turun; di lain pihak penarikan dana oleh para investor asing dari BEJ membuat penawaran rupiah meningkat, sehingga rupiah melemah. Keberadaan dana asing di BEJ yang sering disebut sebagai “uang panas” karena horizon investasinya yang pendek dapat membuat pergerakan nilai tukar menjadi fluktuatif, sehingga pemerintah perlu membuat kebijakan-kebijakan untuk menarik para investor asing agar mereka menanamkan modalnya dalam jangka waktu yang panjang dalam bentuk *Foreign Direct Investment (FDI)*.

Tanda positif koefisien-koefisien estimasi variabel-variabel *lag* $D(\text{LnIHSG})$ pada persamaan $D(\text{LnIdrus})$ berarti kenaikan(penurunan) IHSG akan mengakibatkan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat meningkat(menurun) atau rupiah melemah(menguat). Hasil ini menunjukkan adanya anomali atau keanehan dari pergerakan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat. Hal ini terjadi karena adanya transaksi-transaksi valuta asing yang melawan transaksi-transaksi valuta asing dari para investor asing di BEJ.

Koefisien estimasi dari $D(\text{LnDJIA})$ tidak signifikan pada persamaan $D(\text{LnIHSG})$, artinya pergerakan $D(\text{LnIHSG})$ tidak mengikuti pergerakan dari $D(\text{LnDJIA})$. Hasil ini konsisten dengan peramalan *VARD lag 3* untuk periode sebelum krisis ekonomi. Hal ini mungkin disebabkan oleh perhitungan indeks DJIA yang berbasis pada *price weighted* berbeda dengan perhitungan IHSG yang berbasis pada *value weighted*.

Koefisien estimasi dari $D(\text{LnDJIA})$ signifikan pada persamaan $D(\text{LnIdrus})$, yaitu 0.198073, artinya jika $D(\text{LnDJIA})$ naik satu persen, maka $D(\text{LnIdrus})$ akan turun 19,8%.

Pengaruh yang cukup besar tersebut menunjukkan bahwa Bursa Saham New York merupakan *dominant world market force*. Selain itu, hasil ini mendukung hipotesis 4, yaitu DJIA mempengaruhi nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat.

4.9 Uji Kausalitas Granger untuk Periode Selama Krisis Ekonomi

Tabel 4.14 dan tabel 4.15 menampilkan hasil uji Wald dengan dalam uji *augmented* VARL. Panjang *lag(k)* dalam VARL berdasarkan pendekatan LR minimum adalah 8 dan LnIHSG dan LnIdrus terintegrasi pada order satu atau I(1), serta ada kointegrasi antara LnIdrus dan LnIHSG, maka model *augmented* VARL dengan panjang *lag* 9 atau VARL(9) dipakai dalam uji kausalitas Granger. Hasilnya adalah LnIdrus tidak *granger cause* LnIHSG dan LnIHSG *granger cause* LnIdrus. Hasil ini konsisten dengan hasil estimasi dengan VECM *lag* 7.

Tabel 4.14 Hasil Uji Kausalitas Granger Antara LnIdrus dan LnIHSG Selama Krisis Ekonomi

Hipotesa nol: LnIdrus tidak *Granger cause* LnIHSG

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.576954	(9, 166)	0.8147
Chi-square	5.19259	9	0.8172

Keterangan: df: *degree of freedom*

Sumber: Eviews 4.1(diolah)

Tabel 4.15 Hasil Uji Kausalitas Granger Antara LnIHSG dan LnIdrus Selama Krisis Ekonomi

Hipotesa nol: LnIHSG tidak *granger cause* LnIdrus

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.752748	(9, 166)	*0.0809
Chi-square	15.77473	9	*0.0717

Keterangan: *menolak hipotesis nol pada tingkat signifikansi 10%

df: *degree of freedom*

Sumber: Eviews 4.1(diolah)

Selain itu, hasil uji kausalitas Granger ini mengindikasikan bahwa nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat tidak berpengaruh terhadap IHSG dalam jangka pendek dan IHSG adalah *leading indicator* dalam jangka pendek.

4.10 Innovation Accounting

Tabel 4.14 dan Tabel 4.15 menampilkan hasil perhitungan *impulse response function* (IRF) dan *variance decomposition* (VCDs) dengan horizon 10 minggu.

Berdasarkan Tabel 4.16, tanggapan dinamis positif dan negatif dari LnIHSG terhadap *shock* dari LnIdrus berimbang. Sedangkan tanggapan dinamis dari LnIHSG terhadap *shock*nya sendiri didominasi dengan respon positif. Tanggapan dinamis dari LnIdrus terhadap *shock* dari LnIHSG didominasi oleh tanggapan negatif. Hal ini mendukung hipotesis 3, yaitu IHSG mempengaruhi nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat secara negatif. Sedangkan, tanggapan dinamis dari LnIdrus terhadap *shock*nya sendiri didominasi oleh tanggapan positif.

Berdasarkan Tabel 4.17, peramalan varians dari LnIdrus dijelaskan oleh *shock* dari LnIHSG hingga 37,82%. Sedangkan peramalan varians dari LnIHSG hanya dijelaskan oleh *shock* LnIdrus hingga 0.55%. Hasil VCDs konsisten dengan uji GNC bahwa LnIHSG *granger cause* LnIdrus.

Tabel 4.16 Impulse Response Function

Response of LNIHSG:

<i>Period</i>	LNIHSG	LNIDRUS
1	0.048252	0
2	0.046307	-0.00077
3	0.04982	0.000481
4	0.052354	0.002326
5	0.05733	0.003429
6	0.060577	0.002184
7	0.060222	-0.0003
8	0.053441	-0.00334
9	0.054502	-0.0061
10	0.053557	-0.00946

Response of LNIDRUS:

<i>Period</i>	LNIHSG	LNIDRUS
1	-0.01231	0.041712
2	-0.01735	0.041318
3	-0.02759	0.045645
4	-0.02982	0.045697
5	-0.02915	0.045501
6	-0.03746	0.03997
7	-0.03797	0.046142
8	-0.04135	0.045226
9	-0.04395	0.043162
10	-0.04557	0.040013

Sumber: *Eviews 4.1*

Tabel 4.17 Variance Decomposition

<i>Variance Decomposition of LNIHSG:</i>			
<i>Period</i>	<i>S.E.</i>	<i>LNIHSG</i>	<i>LNIDRUS</i>
1	0.048252	100	0
2	0.066881	99.98687	0.013131
3	0.083399	99.98824	0.011765
4	0.098497	99.93581	0.064191
5	0.114019	99.86168	0.138323
6	0.12913	99.86356	0.136442
7	0.142483	99.88749	0.112512
8	0.152212	99.85336	0.146643
9	0.16179	99.72809	0.271914
10	0.170687	99.44837	0.551627
<i>Variance Decomposition of LNIDRUS:</i>			
<i>Period</i>	<i>S.E.</i>	<i>LNIHSG</i>	<i>LNIDRUS</i>
1	0.043491	8.016182	91.98382
2	0.062447	11.60503	88.39497
3	0.082122	17.9934	82.0066
4	0.098598	21.6315	78.3685
5	0.112435	23.35535	76.64465
6	0.125069	27.84535	72.15465
7	0.13861	30.17277	69.82723
8	0.151552	32.68428	67.31572
9	0.163594	35.26826	64.73174
10	0.174472	37.82933	62.17067

Keterangan: S.E.: *Standard Error*

Sumber: *Eviews 4.1*

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

Penelitian ini bukanlah suatu penelitian yang sempurna. Ada beberapa kekurangan yang perlu diperhatikan dalam penelitian ini. Berdasarkan itu, beberapa saran dikemukakan untuk penelitian-penelitian selanjutnya guna memajukan penelitian tentang hubungan antara harga-harga saham dan nilai tukar, dan sebaliknya.

5.1 Kesimpulan

Hal-hal yang dapat disimpulkan dari hasil analisis data pada periode sebelum krisis ekonomi adalah sebagai berikut:

- 1) Uji kausalitas Granger dengan model VARD(3) menemukan perubahan IHSG atau $D(\text{LnIHSG})$ tidak mempengaruhi perubahan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat atau $D(\text{LnIdrus})$ dan perubahan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat juga tidak mempengaruhi perubahan IHSG. Hal ini mengindikasikan bahwa tidak adanya hubungan di antara kedua variabel endogenus tersebut dalam jangka pendek, karena perhitungan nilai tukar rupiah berdasarkan *managed floating* (mengambang terkendali).
- 2) Uji kointegrasi dengan metode Johansen tidak menemukan adanya hubungan kointegrasi antara nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dan IHSG. Tidak adanya hubungan kointegrasi di antara kedua variabel endogenus tersebut

juga disebabkan oleh perhitungan nilai tukar rupiah berdasarkan *managed floating* (mengambang terkendali).

- 3) Variabel-variabel *lag* $D(\text{LnIdrus})$ tidak ada yang signifikan pada persamaan $D(\text{LnIdrus})$, begitu pula pengaruh variabel-variabel *lag* $D(\text{LnIHSG})$ tidak ada yang signifikan terhadap $D(\text{LnIHSG})$. Variabel-variabel *lag* $D(\text{LnIdrus})$ tidak ada yang signifikan mempengaruhi $D(\text{LnIHSG})$, karena sistem kurs mengambang terkendali membuat *firms' future cash flows* kebal terhadap pergerakan nilai tukar rupiah terhadap dolar AS. Selain itu, variabel-variabel *lag* $D(\text{LnIHSG})$ juga tidak ada yang signifikan mempengaruhi $D(\text{LnIdrus})$.
- 4) $D(\text{LnDJIA})$ tidak signifikan mempengaruhi $D(\text{LnIHSG})$, karena perhitungan IHSG dan DJIA berbeda. Perhitungan IHSG berbasis pada *value weighted* dan perhitungan DJIA berbasis pada *price weighted*. Selain itu, $D(\text{LnDJIA})$ juga tidak signifikan mempengaruhi $D(\text{LnIdrus})$.

Selain itu, hal-hal yang dapat disimpulkan dari analisis data pada periode selama krisis ekonomi adalah sebagai berikut:

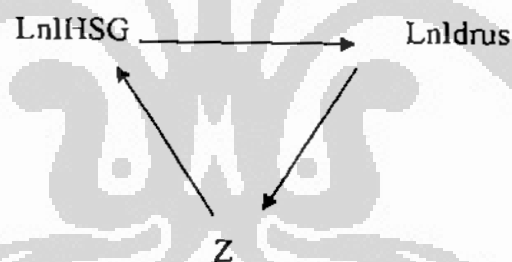
- 1) Uji kausalitas Granger dengan VARL(9) menemukan IHSG mempengaruhi nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dan nilai tukar dolar rupiah terhadap dolar AS tidak mempengaruhi IHSG. Hal ini mengindikasikan bahwa Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) adalah *leading indicator* dalam jangka pendek.
- 2) Uji kointegrasi dengan metode Johansen menemukan adanya kointegrasi antara nilai tukar rupiah terhadap dolar AS dan IHSG, karena perhitungan nilai tukar rupiah terhadap dolar AS berdasarkan *free-floating* (mengambang bebas).

- 3) Analisis parameter persamaan kointegrasi menemukan bahwa nilai tukar rupiah terhadap dolar AS mempengaruhi IHSG secara negatif dalam jangka panjang. Pengaruh negatif dari nilai tukar rupiah terhadap dolar AS yang signifikan menunjukkan bahwa hubungan antara nilai tukar rupiah terhadap dolar AS dan IHSG dalam jangka panjang lebih dipicu dari guncangan inflasi.
- 4) Ditemukan adanya pengaruh negatif dan pengaruh positif variabel-variabel *lag* perubahan IHSG terhadap perubahan IHSG itu sendiri atau $D(\text{LnIHSG})$. Perubahan nilai tukar rupiah terhadap dolar AS atau $D(\text{LnIdrus})$ dipengaruhi secara positif oleh *lagged values*-nya, yaitu $D(\text{LnIdrus})(-2)$, $D(\text{LnIdrus})(-6)$, dan $D(\text{LnIdrus})(-7)$. Variabel-variabel *lag* $D(\text{LnIdrus})$ tidak ada yang signifikan mempengaruhi $D(\text{LnIHSG})$. Namun, ditemukan adanya pengaruh negatif dan pengaruh positif variabel-variabel *lag* $D(\text{LnIHSG})$ terhadap $D(\text{LnIdrus})$. Pengaruh negatif mengindikasikan adanya pengaruh dari transaksi-transaksi valas oleh para investor asing yang ada di BEJ terhadap pergerakan nilai tukar rupiah terhadap dolar AS. Sedangkan, pengaruh positif mengindikasikan adanya transaksi-transaksi valas yang melawan transaksi-transaksi valas para investor asing yang ada di BEJ.
- 5) Pengaruh perubahan indeks saham Dow Jones atau $D(\text{LnDJIA})$ tidak signifikan terhadap $D(\text{LnIHSG})$ karena perhitungan IHSG dan perhitungan DJIA berbeda, yaitu DJIA berbasis pada *price weighted* dan IHSG berbasis pada *value weighted*. Namun, pengaruh negatif $D(\text{LnDJIA})$ signifikan terhadap $D(\text{LnIdrus})$. Hal ini menunjukkan bahwa bursa saham New York merupakan *dominant world market force*.

Tabel 5.1 memperlihatkan perbedaan-perbedaan yang mendasar antara hasil analisis data periode sebelum krisis ekonomi dan hasil analisis data periode selama krisis ekonomi.

5.2 Keterbatasan Penelitian

Penelitian ini hanya memusatkan pada hubungan simultan antara IHSG dan nilai tukar rupiah terhadap dolar AS. Hal ini tidak memperlihatkan peran variabel lain yang mungkin menjadi perantara dalam hubungan antara IHSG dan nilai tukar rupiah terhadap dolar AS. Hasil uji kausalitas Granger pada periode selama krisis ekonomi yang menemukan bahwa LnIHSG *granger cause* LnIdrus dan LnIdrus tidak *granger cause* LnIHSG , belum dapat benar-benar menyimpulkan bahwa LnIdrus tidak *granger cause* LnIHSG , karena mungkin LnIdrus *granger cause* variabel Z yang *granger cause* LnIHSG (lihat gambar 5.1).



Gambar 5.1 Kemungkinan Adanya Variabel Z dalam Hubungan Antara LnIHSG dan LnIdrus

Selain itu, penelitian ini hanya memusatkan pada nilai tukar rupiah terhadap satu mata uang asing, yaitu dolar AS. Hal ini membuat penelitian ini tidak dapat melihat rata-rata *exposure* dari nilai tukar rupiah terhadap mata uang asing lainnya.

TABEL 5.1 PERBEDAAN ANTARA HASIL ANALISIS DATA PERIODE SEBELUM KRISIS EKONOMI DAN SELAMA KRISIS EKONOMI

No	Hal	Sebelum Krisis Ekonomi	Selama Krisis Ekonomi
1	Data Generating Process	Vector autoregressive in Differenced (VAR) lag 3	Vector Error Correction Model (VECM) dengan lag 7
2	Hasil Uji Kausalitas	Uji kausalitas dengan VAR lag 3 menemukan nilai tukar rupiah terhadap dolar AS tidak mempengaruhi IHSG dan IHSG tidak mempengaruhi nilai tukar rupiah terhadap dolar AS	Uji kausalitas dengan VECM lag 9 menemukan IHSG mempengaruhi nilai tukar rupiah terhadap dolar AS dan nilai tukar rupiah terhadap dolar AS tidak mempengaruhi IHSG
3	Kointegrasi	Tidak Ada	Ada
4	Pengaruh Indeks saham DJIA terhadap nilai tukar rupiah terhadap dolar AS	Tidak Signifikan	Signifikan

Uji *unit root* yang digunakan dalam penelitian ini mengabaikan adanya *structural break*. Padahal pada Gambar 4.1 dan 4.2 memperlihatkan adanya *structural break* pada ketiga *series* tersebut.

5.3 Saran

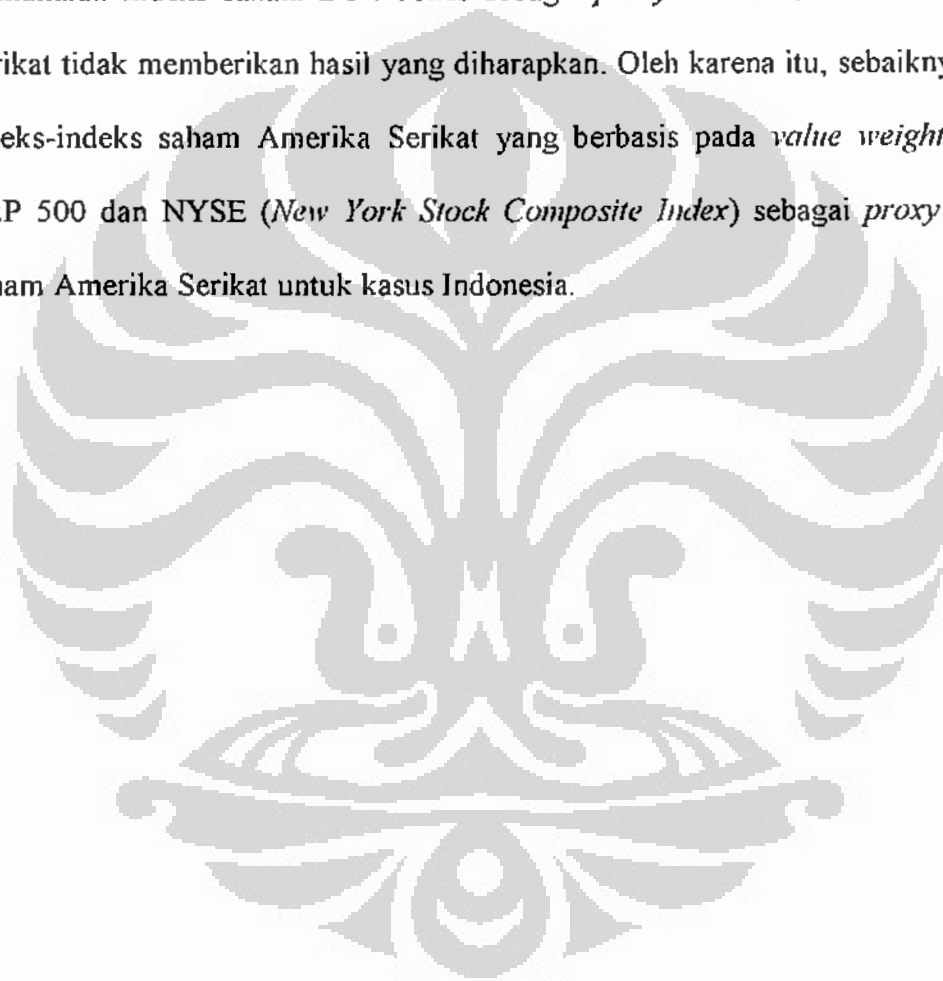
Berdasarkan penelitian ini, ada beberapa saran untuk para investor, Bank Indonesia, BAPEPAM, pemerintah, dan para peneliti selanjutnya.

Adapun saran-saran bagi para investor, BAPEPAM, Bank Indonesia dan pemerintah adalah sebagai berikut:

- 1) Para investor yang mempunyai portofolio yang nilainya mengikuti pergerakan IHSG tidak perlu khawatir terhadap pergerakan indeks saham Dow Jones, karena pergerakan IHSG tidak mengikuti pergerakan DJIA.
- 2) Pemerintah perlu menciptakan iklim investasi yang menarik bagi para investor untuk menanamkan dananya dalam bentuk *Foreign Direct Investment*.
- 3) Badan Pengawas Pasar Modal perlu mengkaji lebih mendalam tentang adanya heterogenitas informasi di kalangan para investor di BEJ guna mewujudkan bursa saham yang efisien.
- 4) Bank Indonesia perlu mempunyai cadangan dolar Amerika Serikat yang sangat besar jika ingin mengintervensi pasar guna mengendalikan nilai tukar rupiah, karena transaksi valas untuk rupiah makin besar karena adanya liberalisasi BEJ, globalisasi, dan pemberlakuan sistem kurs mengambang bebas.

Bagi para peneliti selanjutnya, ada beberapa saran untuk kemajuan penelitian di bidang ini, yaitu:

- 1) Memasukkan variabel-variabel lain seperti inflasi, jumlah uang beredar (M1), suku bunga untuk menyelidiki adanya *auxiliary variables* dalam hubungan antara nilai tukar rupiah dan IHSG.
- 2) Menggunakan indeks nilai tukar rupiah terhadap beberapa mata uang asing untuk melihat rata-rata *exposure* dari IHSG terhadap fluktuasi nilai tukar rupiah.
- 3) Melakukan uji *unit root* PP dengan memperhitungkan *structural break*.
- 4) Pemakaian indeks saham Dow Jones sebagai *proxy* dari bursa saham di Amerika Serikat tidak memberikan hasil yang diharapkan. Oleh karena itu, sebaiknya memilih indeks-indeks saham Amerika Serikat yang berbasis pada *value weighted*, seperti S&P 500 dan NYSE (*New York Stock Composite Index*) sebagai *proxy* dari bursa saham Amerika Serikat untuk kasus Indonesia.



DAFTAR PUSTAKA

- Adrangi, Bahram and Ghazanfari, Farrokh (1996), "Bilateral Exchange rate of the Dollar and Stock Returns," *Atalantic Economic Journal*, 179.
- Apleyard and Field (2000), "*International Economics*", Singapore: McGraw-Hill Companies, 2000.
- Bahmani-Oskoe, Mohsen and Ahmad Sohrabian (1992), "Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar," *Applied Economics*, Vol 24, iss.4, 459-465.
- Bodie, Zvi, Alex Kane and Alan J. Marcus (2005), "Investments", Singapore: McGraw-Hill Companies, 2005.
- Caporale, Pittis, Spagnolo (2002), "Testing for Causality-In-Variance: An Application To The East Asian Markets," *International Journal Finance Economy*, 7, 235-245.
- Dwitanto, Ardo .R. (2003), "Pengaruh Indeks Pasar Saham Amerika Serikat terhadap Interaksi IHSG dan Nilai Tukar Rupiah," *Skripsi FE-UPH* (Tidak dipublikasikan).
- Donnelly, Raymond and Edward Sheehy (1996), "The Share Price Reaction of U.K. Exporters to Exchange Rate Movements: An Empirical Study," *Journal of International Business Studies*, 27, 1; ABI/INFORM Global, 157.
- Enders, Walter (1995), "*Applied Econometric Time Series*", New York: John Wiley& Sons, 1995.
- Eiteman, Stonehill, and Moffet (1995), "*Multinational Business Finance*", New York: Addison Wesley, 1995.

- Friberg, Richard and Stefan Nydahl (1999), "Openness and the Exchange Rate Exposure of National Stock Markets," *International Journal of Finance and Economics*, 4, 1; ABI/INFORM Global, 55
- Grambovas, A, Christos (2003), "Exchange Rate Volatility and Equity Markets: Evidence from Czech Republic, Greece, and Hungary," *Eastern European Economics*, Vol 41, Iss.5
- Giles, A., Judith (2001), "Testing for Two-step Granger Noncausality in Trivariate VAR Models," *Econometrics Working Paper*, EWP0008, ISSN 1485-6441
- Gujarati, Damodar N., "*Basic Econometrics*", New York: The Mc-Graw Hill co., 2003.
- Indrawati, Titik (2002), "Hubungan Dinamis antar Variabel Ekonomi Makro Moneter dan Indeks Pasar Saham dengan Pendekatan Granger Non Causality (GNC) dalam VAR dan VEC," *Disertasi FE-UI* (Tidak dipublikasikan)
- Jones, Charles P (2002), "*Investments: Analysis and Management*", New York: John Wiley&Sons, 2002
- Kim, Ki-Ho (2003), "Dollar Exchange Rate and Stock Price: Evidence From Multivariate Cointegration and Error Correction Model," *Review of Financial Economics*, vol. 12, Iss. 3, 493
- Malliaropulos, Dimitrios (1998), "International Stock Return Differentials and Real Exchange Rate Changes," *Journal of International Money and Finance*. Vol. 17, Iss 3, 493
- Mishkin, Frederic S and Stanley G. Eakins (2000), "*Financial Markets and Institutions*", New York: Addison-Wesley, 2000

- Nasution, D., Asmila (2001), "Analisis Hubungan antara Harga Saham dan Nilai Tukar (Kurs)," *Tesis Pascasarjana Ilmu Manajemen FE-UI* (Tidak dipublikasikan).
- Pindyck, S., Robert and Daniel L. Rubinfeld (1998), "*Econometric Models and Econometric Forecasts*", Singapore: The McGraw- Hill Companies, Inc, 1998
- Rao, B., Bhaskara (1994), "*Cointegration: for the Applied Economist*", New York: St. Martin's Press. 1994
- Sulistiyo. M., Herman (2002), "Analisis Dinamis & Analisis Kointegrasi antara IHSG dengan Nilai Tukar Rupiah terhadap 4 Mata Uang Negara-negara Asia Pasifik (US Dollar Amerika, Yen Jepang, Ringgit Malaysia, Baht Thailand) secara Simultan sebagai Dampak dari Krisis Ekonomi," *Tesis Pascasarjana Ilmu Manajemen FE-UI* (Tidak dipublikasikan)
- Sembel, Roy, (1996), "IPO Anomalies, Truncated Excess Supply, And Heterogeneous Information," *Disertasi Piitsburgh University* (Tidak dipublikasikan).
- Solnik, Bruno (1988), "*International Investments*", Addison-Wesley Publishing Company, Inc.: 1988
- Soenen, Luc, A and Elizabeth Hennigar (1998), "An Analysis of Exchange Rate and Stock Prices – The U.S. Experience Between 1980 and 1986," *Akron Business and Economic Review*, 7
- Wu, Ying (2000), "Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model – The case of Singapore in the 1990s," *Journal of Economic and Finance*, Vol 24, No. 3, 260-274

LAMPIRAN A

Rangkuman Hasil Uji Kointegrasi Johansen untuk Periode Selama Krisis Ekonomi

Date: 02/08/05 Time: 02:15					
Sample: 1/04/1998 9/09/2001					
Included observations: 185					
Series: LNIHSG LNIDRUS					
Lags interval: 1 to 7					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	1	2	1	2
Max-Eig	0	1	2	1	2
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	627.6340	627.6340	627.6346	627.6346	627.6378
1	630.4489	638.7033	638.7036	638.7099	638.7109
2	630.4489	641.4110	641.4110	641.4179	641.4179
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-6.482530	-6.482530	-6.460915	-6.460915	-6.439328
1	-6.469718	-6.548144*	-6.537336	-6.526594	-6.515793
2	-6.426475	-6.523362	-6.523362	-6.501815	-6.501815
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-5.995125*	-5.995125*	-5.938695	-5.938695	-5.882293
1	-5.912683	-5.973702	-5.945487	-5.917337	-5.889129
2	-5.799811	-5.861883	-5.861883	-5.805522	-5.805522

LAMPIRAN B

Hasil Uji Simultanitas untuk Periode Sebelum Krisis Ekonomi

Dependent Variable: LNIHSG				
Method: Least Squares				
Date: 12/20/04 Time: 15:19				
Sample: 5/19/1996 6/29/1997				
Included observations: 59				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-31.90866	2.916342	-10.94133	0.0000
LNIDRUS	4.935741	0.375404	13.14783	0.0000
ERROR2	-4.491408	0.770820	-5.826794	0.0000
R-squared	0.755780	Mean dependent var	6.434840	
Adjusted R-squared	0.747057	S.D. dependent var	0.082637	
S.E. of regression	0.041561	Akaike info criterion	-3.473807	
Sum squared resid	0.096729	Schwarz criterion	-3.368170	
Log likelihood	105.4773	F-statistic	86.65052	
Durbin-Watson stat	0.393642	Prob(F-statistic)	0.000000	

LAMPIRAN C

Hasil Uji Simultanitas untuk Periode Selama Krisis Ekonomi

Dependent Variable: LNIHSG				
Method: Least Squares				
Date: 12/20/04 Time: 15:32				
Sample: 1/04/1998 9/09/2001				
Included observations: 193				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.67880	1.471814	14.04988	0.0000
LNIDRUS	-1.598457	0.161866	-9.875172	0.0000
ERROR	1.140195	0.174305	6.541368	0.0000
R-squared	0.437436	Mean dependent var	6.144791	
Adjusted R-squared	0.431515	S.D. dependent var	0.202287	
S.E. of regression	0.152521	Akaike info criterion	-0.907612	
Sum squared resid	4.419883	Schwarz criterion	-0.856896	
Log likelihood	90.58455	F-statistic	73.86975	
Durbin-Watson stat	0.164140	Prob(F-statistic)	0.000000	

LAMPIRAN D

Data IHSG, Data Idrus, dan Data DJIA Periode 19 Mei 1996- 9 September 2001

obs	DJIA	IDRUS	IHSG
5/19/96	5762.860	2329.000	621.3980
5/26/96	5643.180	2331.000	618.0610
6/02/96	5697.110	2332.000	617.4660
6/09/96	5649.450	2334.000	612.7660
6/16/96	5705.230	2323.000	592.3620
6/23/96	5654.830	2327.000	572.8500
6/30/96	5588.140	2326.000	594.2590
7/07/96	5510.560	2340.000	575.0500
7/14/96	5426.820	2332.000	579.9470
7/21/96	5473.060	2329.000	580.0740
7/28/96	5679.830	2330.000	561.3090
8/04/96	5681.310	2342.000	560.9620
8/11/96	5689.450	2339.000	547.7140
8/18/96	5722.740	2342.000	536.7310
8/25/96	5616.210	2343.000	549.2120
9/01/96	5659.860	2342.000	547.6100
9/08/96	5838.520	2346.000	543.7510
9/15/96	5888.460	2322.000	549.0360
9/22/96	5872.920	2317.000	589.9400
9/29/96	5992.860	2318.000	573.3030
10/06/96	5969.380	2322.000	588.3490
10/13/96	6094.230	2320.000	571.2310
10/20/96	6007.020	2323.000	570.2000
10/27/96	6021.930	2327.000	571.3350
11/03/96	6219.820	2328.000	570.6590
11/10/96	6348.030	2334.000	602.0200
11/17/96	6471.760	2336.000	616.8900
11/24/96	6521.700	2344.000	612.8610
12/01/96	6381.940	2344.000	613.0130
12/08/96	6304.870	2349.000	628.1230
12/15/96	6484.400	2353.000	624.4580
12/22/96	6560.910	2360.000	632.5240
12/29/96	6544.090	2362.000	637.4320
1/05/97	6703.790	2361.000	646.1940
1/12/97	6833.100	2362.000	657.8680
1/19/97	6696.480	2370.000	663.9740
1/26/97	6813.090	2373.000	678.9090
2/02/97	6855.800	2375.000	691.1160
2/09/97	6988.960	2375.000	694.2790
2/16/97	6931.620	2380.000	704.4760
2/23/97	6877.740	2387.000	696.4950
3/02/97	7000.890	2395.000	705.3740
3/09/97	6935.460	2393.000	683.8060
3/16/97	6804.790	2401.000	666.8420
3/23/97	6740.590	2404.000	656.1070
3/30/97	6526.070	2400.000	662.2360
4/06/97	6391.690	2403.000	637.4270
4/13/97	6703.550	2405.000	637.1480
4/20/97	6738.870	2409.000	637.5940
4/27/97	7071.200	2435.000	652.4760
5/04/97	7169.530	2431.000	647.8940
5/11/97	7194.670	2428.000	673.6890
5/18/97	7345.910	2434.000	657.0730
5/25/97	7331.040	2440.000	658.5220
6/01/97	7435.780	2432.000	696.0280

obs	DJIA	IDRUS	IHSG
6/08/97	7782.040	2429.000	695.0160
6/15/97	7796.510	2427.000	698.6200
6/22/97	7687.720	2429.000	712.2240
6/29/97	7895.810	2431.000	716.8290
7/06/97	7921.820	2430.000	736.5970
7/13/97	7890.460	2448.000	723.4160
7/20/97	8113.440	2514.000	724.0000
7/27/97	8194.040	2604.000	710.0580
8/03/97	8031.220	2615.000	721.7720
8/10/97	7694.660	2600.000	675.4360
8/17/97	7887.910	2870.000	617.7060
8/24/97	7622.420	2680.000	574.3950
8/31/97	7822.410	2920.000	493.9620
9/07/97	7742.970	2910.000	594.1130
9/14/97	7917.270	2930.000	546.6370
9/21/97	7922.180	2960.000	531.0790
9/28/97	8038.580	3100.000	549.9200
10/05/97	8045.210	3690.000	515.4770
10/12/97	7847.030	3345.000	534.7520
10/19/97	7715.410	3570.000	520.6850
10/26/97	7442.080	3540.000	490.3970
11/02/97	7581.320	3580.000	500.4180
11/09/97	7572.480	3270.000	466.1160
11/16/97	7881.070	3455.000	436.8430
11/23/97	7823.130	3550.000	391.2580
11/30/97	8149.130	3640.000	401.7080
12/07/97	7838.300	3985.000	414.7780
12/14/97	7756.290	5000.000	365.8530
12/21/97	7679.310	5000.000	378.7960
12/28/97	7965.040	5100.000	396.5310
1/04/98	7580.420	6000.000	410.0110
1/11/98	7753.550	9000.000	342.9700
1/18/98	7700.740	8300.000	413.9200
1/25/98	7906.500	14550.00	450.9840
2/01/98	8189.490	9800.000	485.9380
2/08/98	8370.100	9600.000	535.4290
2/15/98	8413.940	9000.000	448.1580
2/22/98	8545.720	8800.000	495.2320
3/01/98	8569.390	8850.000	482.3780
3/08/98	8602.520	10500.00	512.2310
3/15/98	8906.430	9500.000	506.7330
3/22/98	8796.080	9350.000	516.7310
3/29/98	8983.410	8300.000	542.0980
4/05/98	8994.860	8700.000	533.3000
4/12/98	9167.500	7700.000	527.5850
4/19/98	9064.620	8050.000	507.9020
4/26/98	9147.070	7850.000	490.4810
5/03/98	9055.150	7975.000	448.5250
5/10/98	9096.000	9200.000	434.6550
5/17/98	9114.440	10200.00	405.9370
5/24/98	8899.950	11350.00	445.1430
5/31/98	9037.710	11250.00	420.4650
6/07/98	8834.940	11550.00	409.5160
6/14/98	8712.870	14100.00	408.3720
6/21/98	8944.540	13900.00	425.4530

obs	DJIA	IDRUS	IHSG
6/28/98	9025.260	14800.00	430.8700
7/05/98	9105.740	14500.00	470.5450
7/12/98	9337.970	15100.00	463.5810
7/19/98	8937.360	13200.00	486.2340
7/26/98	8883.290	13950.00	479.5630
8/02/98	8598.020	13000.00	481.7170
8/09/98	8425.000	12900.00	423.6130
8/16/98	8533.650	12750.00	414.6300
8/23/98	8051.680	11650.00	388.3450
8/30/98	7640.250	11100.00	339.0210
9/06/98	7795.500	11000.00	325.5560
9/13/98	7895.660	11600.00	324.0400
9/20/98	8028.770	11200.00	271.6710
9/27/98	7784.690	10700.00	275.2240
10/04/98	7899.520	10650.00	263.2290
10/11/98	8416.760	9200.000	304.8400
10/18/98	8452.290	8000.000	337.5870
10/25/98	8592.100	7900.000	313.4150
11/01/98	8975.460	7500.000	300.7700
11/08/98	8919.590	8100.000	353.9780
11/15/98	9159.550	7750.000	355.5400
11/22/98	9333.080	7200.000	403.6520
11/29/98	9016.140	7275.000	392.3200
12/06/98	8821.760	7500.000	390.3950
12/13/98	8903.630	7400.000	405.5950
12/20/98	9217.990	7725.000	403.9620
12/27/98	9181.430	7750.000	401.8550
1/03/99	9643.320	7800.000	398.0380
1/10/99	9340.550	7925.000	439.4940
1/17/99	9120.670	8350.000	402.4020
1/24/99	9358.830	8825.000	407.1390
1/31/99	9304.240	8800.000	411.9320
2/07/99	9274.890	8700.000	405.5530
2/14/99	9339.950	8650.000	400.5520
2/21/99	9306.580	8825.000	404.0180
2/28/99	9736.080	8750.000	396.0890
3/07/99	9876.350	8860.000	388.6790
3/14/99	9903.550	9150.000	375.9370
3/21/99	9822.240	8850.000	394.2170
3/28/99	9832.510	8850.000	392.9480
4/04/99	10173.84	8550.000	394.4330
4/11/99	10493.89	8650.000	421.2130
4/18/99	10689.67	8600.000	479.5320
4/25/99	10789.04	8550.000	473.5870
5/02/99	11031.59	7980.000	495.2220
5/09/99	10913.32	7700.000	575.1180
5/16/99	10829.28	7850.000	591.6340
5/23/99	10559.74	8125.000	591.6640
5/30/99	10799.84	8095.000	583.6490
6/06/99	10490.51	7970.000	612.3780
6/13/99	10855.56	7650.000	668.2810
6/20/99	10552.56	7250.000	707.8840
6/27/99	11139.24	6725.000	673.1550
7/04/99	11193.70	6805.000	670.5380
7/11/99	11209.84	6620.000	656.6440

obs	DJIA	IDRUS	IHSG
7/18/99	10910.96	6675.000	662.3670
7/25/99	10655.15	6925.000	625.8300
8/01/99	10714.03	6855.000	597.8740
8/08/99	10973.65	7020.000	607.8350
8/15/99	11100.61	7890.000	557.7090
8/22/99	11090.17	7435.000	576.1670
8/29/99	11078.45	7605.000	572.6670
9/05/99	11028.43	7875.000	565.1960
9/12/99	10803.63	8150.000	562.7760
9/19/99	10279.33	8210.000	547.0170
9/26/99	10273.00	8605.000	517.5420
10/03/99	10649.76	7940.000	566.0420
10/10/99	10019.71	7700.000	588.2370
10/17/99	10470.25	7900.000	567.9180
10/24/99	10729.86	6875.000	604.1840
10/31/99	10704.48	6800.000	593.8690
11/07/99	10769.32	6825.000	626.0440
11/14/99	11003.89	7030.000	635.2300
11/21/99	10988.91	6985.000	633.3120
11/28/99	11286.18	7185.000	596.3550
12/05/99	11224.70	7220.000	613.4850
12/12/99	11257.43	7225.000	633.8390
12/19/99	11405.76	7050.000	638.8220
12/26/99	11497.12	6975.000	666.1330
1/02/00	11522.56	6975.000	676.9190
1/09/00	11722.98	7130.000	688.5210
1/16/00	11251.71	7160.000	690.8920
1/23/00	10738.87	7315.000	664.6940
1/30/00	10963.80	7400.000	634.6690
2/06/00	10425.21	7525.000	634.9980
2/13/00	10219.52	7285.000	635.0780
2/20/00	9862.120	7400.000	599.5730
2/27/00	10367.20	7355.000	568.5550
3/05/00	9928.820	7450.000	548.5530
3/12/00	10595.23	7350.000	596.1820
3/19/00	11112.72	7435.000	590.8520
3/26/00	10921.92	7450.000	581.4730
4/02/00	11111.48	7555.000	583.2760
4/09/00	10305.77	7650.000	570.8150
4/16/00	10844.05	7600.000	556.7880
4/23/00	10733.91	7940.000	526.3960
4/30/00	10577.86	7900.000	526.7370
5/07/00	10609.37	7945.000	545.6100
5/14/00	10626.85	8375.000	526.8770
5/21/00	10299.24	8340.000	509.4050
5/28/00	10794.76	8495.000	482.0730
6/04/00	10614.06	8310.000	444.4480
6/11/00	10449.30	8620.000	477.9280
6/18/00	10404.75	8600.000	484.0210
6/25/00	10447.89	8680.000	503.1450
7/02/00	10635.98	8745.000	515.1100
7/09/00	10812.75	9295.000	508.1080
7/16/00	10733.56	9500.000	504.1140
7/23/00	10511.17	8900.000	508.7940
7/30/00	10767.75	8925.000	498.8040

obs	DJIA	IDRUS	IHSG
8/06/00	11027.80	8595.000	494.1600
8/13/00	11046.48	8270.000	505.7910
8/20/00	11192.63	8335.000	494.1880
8/27/00	11238.78	8330.000	486.9070
9/03/00	11220.65	8275.000	470.4150
9/10/00	10927.00	8380.000	470.9250
9/17/00	10847.37	8720.000	442.0910
9/24/00	10650.92	8780.000	406.9150
10/01/00	10596.54	8740.000	421.3360
10/08/00	10192.18	8785.000	421.9960
10/15/00	10226.59	8890.000	408.2000
10/22/00	10590.62	8925.000	420.3310
10/29/00	10817.95	9120.000	411.8430
11/05/00	10602.95	9150.000	409.8340
11/12/00	10629.87	9200.000	426.9700
11/19/00	10470.23	9445.000	421.1430
11/26/00	10373.54	9435.000	434.2110
12/03/00	10712.91	9490.000	427.5520
12/10/00	10434.96	9500.000	431.8080
12/17/00	10635.56	9340.000	423.6840
12/24/00	10787.99	9260.000	416.3210
12/31/00	10662.01	9625.000	417.8150
1/07/01	10525.38	9490.000	418.8200
1/14/01	10587.59	9590.000	407.3650
1/21/01	10659.98	9450.000	411.5580
1/28/01	10864.10	9400.000	416.7880
2/04/01	10781.45	9500.000	451.9790
2/11/01	10799.82	9575.000	427.9140
2/18/01	10441.90	9601.000	432.0790
2/25/01	10466.31	9610.000	438.6460
3/04/01	10644.62	9820.000	426.1270
3/11/01	9823.410	10130.00	414.1060
3/18/01	9504.780	10250.00	380.5150
3/25/01	9878.780	10370.00	371.4720
4/01/01	9791.090	10415.00	381.0500
4/08/01	10126.94	10820.00	364.3430
4/15/01	10579.85	10600.00	365.9830
4/22/01	10810.05	11700.00	342.8580
4/29/01	10951.24	11750.00	351.5620
5/06/01	10821.31	10900.00	375.5580
5/13/01	11301.74	11255.00	370.3590
5/20/01	11005.37	11360.00	376.7960
5/27/01	10990.41	11440.00	390.1240
6/03/01	10977.00	11400.00	396.5140
6/10/01	10623.64	11200.00	398.8110
6/17/01	10604.59	11245.00	417.5620
6/24/01	10502.40	11345.00	437.5950
7/01/01	10252.68	11380.00	437.6200
7/08/01	10539.06	11320.00	432.8780
7/15/01	10576.65	11320.00	446.0128
7/22/01	10416.67	11135.00	460.9080
7/29/01	10512.78	10000.00	447.3810
8/05/01	10416.25	9500.000	435.1500
8/12/01	10240.78	9095.000	435.6740
8/19/01	10423.17	8725.000	435.3190

obs	DJIA	IDRUS	IHSG
8/26/01	9949.750	8685.000	441.2190
9/02/01	9605.850	8850.000	435.5520
9/09/01	8235.810	9085.000	443.9860

