

HUBUNGAN DINAMIS ANTARA INDEKS HARGA SAHAM DAN NILAI TUKAR DALAM MASA KRISIS EKONOMI DI INDONESIA

FIRMAN PRIBADI
JOGIYANTO HARTONO
Universitas Gadjah Mada

This research uses econometric advanced and Error Correction Model (ECM) for testing inter temporal relation between stock price index and exchange rate with using daily data.

ECM is used at two variables for estimating as simultaneous dynamic relation between both financial markets. The result of ECM estimation showing the existing two direction or relationship mutual influence between both financial markets. In the short time stock price aggregate has negative effect at exchange rate and exchange rate has positive and negative effect at aggregate to stock price. In the long term stock price has negative effect to exchange rate and exchange rate has positive effect at stock market.

By this research can be concluded that at this crisis time rupiah exchange rate has influence more bigger at stock price index compare stock price index toward rupiah. This case can be see from the big of EC-term at both level.

Keyword : Error Correction Model (ECM), Stock index, Exchange rate

PENGANTAR

Latar Belakang

Krisis moneter yang terjadi di Indonesia dianggap sebagai faktor utama yang mampu menjelaskan mengapa investor asing (diikuti investor lokal) lari dari bursa. Larinya para investor ini menyebabkan Indeks Harga Saham Gabungan di Bursa Efek Jakarta menjadi terpankask cukup dalam hingga mencapai titik terendah sebesar 256,844 poin pada tanggal 21 September 1998 (data BEJ).

Anggapan bahwa fluktuasi yang besar pada nilai tukar sebagai faktor utama yang mampu menjelaskan fluktuasi yang besar pada pasar modal menunjukkan bahwa fluktuasi yang terlalu besar di pasar modal Indonesia pada saat krisis ekonomi bukan disebabkan oleh faktor fundamental semata.

Banyak ahli ekonomi dan keuangan yang percaya bahwa fluktuasi harga saham yang terlalu besar tidak dapat dijelaskan secara fundamental. Studi yang mempelajari fluktuasi pada harga saham ini dikenal sebagai "*volatility study*". *Volatility study* merupakan studi yang menguji fluktuasi harga saham dengan variabel-variabel fundamental yang mempengaruhi atau berakibat pada harga saham, di sini pasar akan terlihat menjadi irasional jika penyimpangan atau selisih harga saham menjadi sangat besar melebihi varian dari variabel-variabel fundamental yang mempengaruhi harga saham tersebut. Faktor-faktor di luar fundamental yang mempengaruhi fluktuasi yang besar tersebut seperti: sosial, politik, ekonomi, ataupun gangguan psikologis (Shiller dalam Wu 1997; Le Roy dan Porter dalam Wu 1997; Wu 1997; Anggarwal, Inchan dan Leal 1993).

Sebagai bagian dari diversifikasi internasional portofolio investasi investor asing, maka para investor asing ini tentunya akan mengharapkan *return* atas investasinya dalam dua hal yaitu: saham dan valas. Para investor asing ini cenderung lebih menyukai jika nilai tukar rupiah menguat terhadap dolar Amerika, karena dengan menguatnya nilai tukar rupiah mereka akan mendapatkan keuntungan yang besar. Penelitian Raymond dan Weil (1989) mendukung hal ini bahwa di bawah sistem nilai tukar tetap (*pegged*) diversifikasi internasional memberikan hasil yang lebih baik dibandingkan di bawah sistem nilai tukar mengambang. Hal sebaliknya akan terjadi jika nilai tukar rupiah melemah maka investor asing ini akan mengharapkan *return* yang besar dari saham sebagai kompensasi kerugian mereka atas valas, jika emiten tidak mampu memberikan kompensasi kerugian ini maka mereka akan mendiskon harga sahamnya dan keluar dari bursa. Uraian ini menjelaskan bahwa fluktuasi yang besar pada pasar valas dan fluktuasi yang besar pada pasar modal merupakan hal yang menarik untuk dicermati guna melihat apakah betul bahwa fluktuasi pada nilai tukar rupiah merupakan faktor utama yang dapat menjelaskan fluktuasi yang besar pada indeks harga saham, dan apakah keduanya berkointegrasi.

Adanya kointegrasi menunjukkan hubungan dinamis dan saling mempengaruhi dari waktu ke waktu dalam jangka panjang antara kedua pasar, memberikan indikasi kemungkinan adanya pengaruh searah (nilai tukar mempengaruhi indeks harga saham atau sebaliknya) ataupun pengaruh dua arah (nilai tukar dan indeks harga saham saling mempengaruhi). Hubungan dinamis tersebut akan tercermin pada hubungan saling mempengaruhi di antara kedua pasar. Ajayi dan Mougoue (1996) dengan sampel delapan negara maju untuk data April 1985 hingga Juli 1991 menemukan hubungan kointegrasi antara kedua variabel tersebut. Temuan mereka menjelaskan adanya hubungan saling mempengaruhi (pengaruh dua arah) antara nilai tukar dan indeks harga saham. Temuan Ajayi dan Mougoue (1996) ini memperkuat teori penelitian-penelitian sebelumnya mengenai hubungan antara pasar valas dan pasar modal (lihat misalnya: Downbursch dan Fisher 1980; Fama 1981; Solnik 1987; Ma dan Kao 1990; Jorion 1990). Sedangkan untuk pengaruh searah ditemukan pada pasar modal yang masih emerging seperti pasar modal Singapura (Wu 1990), Korea

Selatan dan Philipina (Granger, Huang, Yang 2000). Namun penelitian Granger, Huang dan Yang ini tidak menemukan hubungan yang signifikan antara nilai tukar dan indeks harga saham untuk pasar modal Indonesia.

Hubungan saling mempengaruhi antara kedua pasar keuangan dapat dijelaskan melalui teori ekonomi makro dengan pendekatan tradisional atau pendekatan portofolio melalui apresiasi atau depresiasi dari mata uang domestik, gangguan riil suku bunga, *interest parity*, dan inflasi (Kruger dan Obstfeld 1997; Wu, 2000; Granger, Huang dan Yang 2000). Pendekatan tradisional menjelaskan bahwa apresiasi atau depresiasi akan menaikkan atau menurunkan harga saham tergantung dari kegiatan perusahaan tersebut apakah hasil produksinya berorientasi ekspor atautkah pemakai bahan baku impor yang tinggi, sehingga pergerakan harga saham ditentukan dari aktivitas tersebut. Sedangkan pada pendekatan portofolio harga saham diharapkan mempengaruhi nilai tukar dalam bentuk korelasi negatif, namun tanda korelasi ini bisa berubah-ubah (positif atau negatif) jika pasar yang menjadi subjek dipengaruhi oleh kedua pendekatan secara simultan.

Pendekatan kointegrasi dan model koreksi kesalahan (*Error Correction Model*) dapat digunakan untuk melihat bagaimana pengaruh nilai tukar (pasar valas) terhadap indeks harga saham gabungan (pasar modal) baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang. Dalam penelitian ini dihipotesiskan bahwa pada saat krisis ekonomi di Indonesia nilai tukar dan indeks harga saham berkointegrasi dua arah, yaitu nilai tukar mempengaruhi dan dipengaruhi oleh indeks harga saham.

METODOLOGI

Data dan Periode Sampel

Data dari penelitian ini terdiri dari data Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) harian yang perhitungannya meliputi seluruh efek yang diperdagangkan di Bursa Efek Jakarta dan data nilai tukar yaitu data nilai tukar rupiah terhadap Dolar Amerika (Rp./US\$ 1) harian. Data IHSG harian diambil dari *data base* MM UGM Yogyakarta dan Harian Bisnis Indonesia, sedangkan data nilai tukar diambil dari data kurs rata-rata harian yang dipublikasikan oleh Info Financial LKBN Antara, harian Bisnis Indonesia, dan Kompas. Periode sampel yang digunakan adalah periode 1 Agustus 1997 sampai dengan 31 Agustus 2001. Periode ini dipilih karena pada bulan Agustus 1997 merupakan awal krisis ekonomi yang terjadi di Indonesia serta awal dari diberlakukannya nilai tukar mengambang (*free floating exchange rate*) hingga dilakukannya penelitian ini.

Model Dasar

Model dasar antara nilai tukar dan indeks harga saham yang akan digunakan dalam penelitian ini adalah :

$$F_t = f(S)$$

$$S_t = f(F)$$

Notasi : F_t adalah nilai tukar dan S_t adalah Indeks Harga Saham.

Model Empiris

Metoda pengujian terdiri dari pengujian multi langkah terhadap data runtun waktu dari data IHSG harian Bursa Efek Jakarta dan data kurs nilai tukar rupiah. Langkah pertama pengujian untuk menguji apakah data runtun waktu nilai tukar dan indeks harga saham stasioner, jika data runtun waktu stasioner mungkin terdapat hubungan jangka panjang di antara kedua variabel tersebut maka pengujian yang cocok adalah dengan menggunakan teknik OLS (*Ordinary Least Squares*). Langkah kedua berupa uji kointegrasi, ketika data runtun waktu dari harga berintegrasi dengan derajat yang sama dan beberapa kombinasi linier dari data runtun waktu stasioner maka terdapat hubungan jangka panjang di antara data runtun waktu tersebut maka kedua variabel dikatakan berkointegrasi. Langkah ketiga merupakan uji *error correction representation* dan *causality* untuk data runtun waktu yang berkointegrasi dengan menggunakan ECM. Engle dan Granger (1987) menyatakan bahwa ECM dapat digunakan untuk variabel-variabel yang berkointegrasi untuk melihat penyesuaian parsial (*partial adjustment*), bahwa satu variabel menjadi syok bagi variabel lainnya Langkah-langkah pengujian tersebut dapat dijabarkan seperti berikut.

Uji Akar-akar Unit dan Derajat Integrasi

Uji akar-akar unit dapat dipandang sebagai uji stasionaritas. Uji akar-akar unit dalam langkah pertama dalam penelitian ini adalah uji ADF (Augmented Dickey-Fuller 1979) didasarkan pada model otoregresif berikut ini dengan OLS:

$$\Delta y_{1t} = \alpha + \beta y_{1,t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \gamma_j \Delta y_{1,t-j} + \varepsilon_{1t} \quad 1$$

Notasi : $\Delta y = y_t - y_{t-1}$, $\beta y_{t-1} = y_{t-1}$ dan y variabel adalah time series (data runtun waktu) yang diamati pada periode t , dan b merupakan operasi kelambanan waktu ke udik (*backward lag operator*).

Selanjutnya dihitung nilai statistik ADF. Nilai ADF untuk uji hipotesa bahwa $\beta = 0$ ditunjukkan oleh variabel t pada koefisien regresi βy_{t-1} pada persamaan (1). Besarnya waktu kelambanan k ditentukan oleh $k = N^{1/3}$, dan N adalah jumlah pengamatan (Insukindro 1995).

Bersamaan dengan uji akar-akar unit dapat pula dilakukan uji derajat integrasi untuk mengetahui pada derajat atau order diferensi keberapa data yang diamati akan stasioner. Uji ini dilakukan bila pada uji akar-akar unit di atas data yang diamati ternyata tidak stasioner. Untuk dapat melakukan uji derajat integrasi ini perlu ditaksir model otoregresif berikut ini dengan OLS:

$$\Delta 2y_t = \alpha + \beta \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta 2y_{t-j} + \varepsilon_t \quad 2$$

Mirip dengan uji akar-akar unit, nilai statistik ADF untuk uji ini dapat diketahui dengan melihat nilai statistik t pada koefisien regresi $\beta \Delta y_{t-1}$. Jika $\beta = 1$, maka variabel y_t dikatakan stasioner pada diferensi pertama atau terintegrasi pada derajat satu atau I(1). Sebaliknya jika β tidak berbeda dengan nol ($\beta = 0$), maka variabel y belum stasioner pada diferensi pertama, sehingga uji derajat integrasi ini perlu dilanjutkan hingga diperoleh suatu kondisi stasioner, karena data y mungkin akan stasioner pada diferensi kedua, ketiga dan seterusnya.

Uji Kointegrasi

Uji kointegrasi merupakan kelanjutan dari uji akar-akar unit dan uji derajat integrasi di atas. Hal ini karena untuk dapat melakukan uji kointegrasi harus diyakini terlebih dulu bahwa variabel terkait dalam pendekatan ini mempunyai derajat integrasi yang sama atau tidak. Pada umumnya sebagian besar diskusi mengenai isu terkait lebih memusatkan perhatiannya pada variabel yang berintegrasi nol [I(0)] atau satu [I(1)]. Uji kointegrasi digunakan untuk mendeteksi hubungan yang stabil dalam jangka panjang di antara kedua variabel.

Nilai tukar (F) dan Indeks harga saham (S) dikatakan berkointegrasi jika diferensi $Z_t = S_t - bF_t$ adalah I(0). Z_t merupakan *equilibrium error term* yang ditaksir dari persamaan regresi berikut ini:

$$S_t = \alpha + \beta F_t + \zeta_t \quad (3)$$

Notasi β adalah perkiraan estimasi dari b dan $(\alpha + \zeta_t)$ memberikan perkiraan dari Z_t . Persamaan (3) dapat dimodifikasi untuk memasukkan tren waktu dengan persamaan yang mengacu pada Engle dan Granger (1987) untuk menguji kointegrasi antara *time series* nilai tukar dolar Amerika dan indeks harga saham dengan menerapkan uji ADF residual series (ζ_t) dari persamaan (3). Selanjutnya Uji kointegrasi didasarkan pada persamaan regresi.

$$\Delta \zeta_t = \theta \zeta_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta \zeta_{t-j} + \Psi_t \quad (4)$$

Notasi $\Delta \zeta_t = \zeta_t - \zeta_{t-1}$, $\theta \zeta_t = \zeta_{t-1}$. Nilai statistik ADF ditunjukkan oleh nisbah t pada koefisien $\theta \zeta_{t-1}$ pada persamaan (4), nilai kritis untuk uji ini dapat dilihat pada Engle dan Yoo (1987).

Uji Error Corection dan Causality

Granger Representation Theorm menyatakan apabila variabel-variabel yang diamati membentuk suatu himpunan yang berkointegrasi, maka hubungan dinamis di antara variabel tersebut harus diuji dalam kerangka ECM. ECM dapat menangkap hubungan dinamis dalam jangka pendek dan hubungan keseimbangan dalam jangka panjang di antara variabel-variabel tersebut.

Sejalan dengan *Granger Representation Theorm* jika kedua variabel pasar keuangan berkointegrasi maka hubungan dinamis antara kedua varibel tersebut akan diuji dengan persamaan berikut ini:

$$\Delta S_t = v_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_1} \lambda_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^{m_2} \delta_j \Delta F_{t-j} + \varepsilon_t \tag{5}$$

$$\Delta F_t = v_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_1} \xi_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^{m_2} \phi_j \Delta F_{t-j} + \eta_t \tag{6}$$

Notasi *S* dan *F* menunjukkan indeks harga saham dan Nilai tukar kurs dolar Amerika. Koefisien koreksi kesalahan (*EC-term*) Z_{t-1} dihasilkan dari persamaan kointegrasi (3), selanjutnya perubahan dari variabel S_t dan F_t secara parsial digerakkan oleh nilai masa lalu dari Z_t . Δ adalah operator turunan pertama, $v_1, v_2, \lambda_i, \delta_j, \xi_i$, dan ϕ_j adalah parameter yang diestimasi ε dan η adalah proses random stasioner yang diharapkan untuk menangkap informasi lain yang berhubungan bukan yang berisi dengan nilai lag dari F_t dan S_t . Terakhir m_i s ($i = 1, \dots, 4$) adalah *optimal orders* dari satu dimensi proses *autoregressive* untuk variabel tetap. Dari persamaan (5) dan (6) untuk menentukan struktur lag yang optimal dari penelitian ini akan digunakan *Final Prediction Error (FPE)* Akaike dengan metode Hsiao (dalam Ajayi dan Mougoue 1996). Selanjutnya model (5) dan (6) merupakan kerangka kerja untuk menilai hubungan antara nilai tukar dan indeks harga saham. Sama halnya dengan Engle dan Granger penelitian ini mencoba menggabungkan variabel-variabel endogenus secara bersama-sama. Namun struktur model mungkin akan memberikan penjelasan yang bervariasi atas *causality orderings* (derajat kausalitas) dan kondisi-kondisi eksogenus yang kuat dan lemah. Hubungan dinamis dalam jangka pendek antara kedua pasar keuangan akan dijelaskan melalui koefisien δ_j dan koefisien ξ_i . Jika satu (atau lebih) koefisien $\delta_j \neq 0$ dan secara statistik signifikan berarti menunjukkan bahwa fluktuasi nilai tukar akan mempengaruhi indeks harga saham dalam jangka pendek. Sebaliknya jika koefisien $\xi_i \neq 0$, berarti indeks harga saham mempengaruhi nilai tukar dalam jangka pendek. Untuk melihat hubungan saling mempengaruhi dalam jangka panjang dapat dilihat pada signifikansi dari v_1 dan v_2 . Karena F_t dan S_t berkointegrasi, *Z-term* yang merupakan deviasi dari hubungan jangka panjang harus memasukkan kedua variabel, baik v_1 atau v_2 diharapkan tidak sama dengan nol dan secara statistik signifikan. Setelah mengidentifikasi struktur lag yang cocok dilakukan maka dari persamaan (5) dan (6) akan digunakan pendekatan *Seemingly Unrelated Regression (SUR)* untuk mendapatkan efisiensi.

INTERPRETASI HASIL DAN PEMBAHASAN

Hasil Pengujian Akar-akar Unit dan Derajat Integrasi

Hasil pengujian akar-akar unit dan derajat integrasi pada table 1 dan 2 menunjukkan bahwa variable F dan S dengan derajat keyakinan 5% tidak stasioner dan akan menjadi stasioner setelah didiferensi pertama. Dengan demikian kedua variable yang diamati dalam penelitian ini mempunyai derajat integrasi satu atau I(1), sehingga analisis kausalita akan dilakukan dengan bentuk *first difference*.

TABEL 1

Hasil Pengujian Akar-akar Unit Variabel F dan S

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Koefisien	ADF
$\beta_{F_{t-10}}$	-2,6839
$\beta_{S_{t-10}}$	-2,1682

TABEL 2

Hasil Uji Integrasi [I (1)] Variabel F dan S

$$\Delta 2y_t = \alpha + \beta \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta 2y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Koefisien	ADF
$\beta \Delta F_{t-10}$	-11,6739 ***
$\beta \Delta S_{t-10}$	-12,7701 ***

Keterangan :

***) Signifikan pada alfa 1%

TABEL 3

Hasil Uji Kointegrasi dengan Persamaan Regresi $F_1 = \alpha + \beta S_1 + \zeta_t$

$$\Delta \zeta_t = \theta \zeta_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta \zeta_{t-j} + \Psi_t$$

Koefisien	ADF	Lag (k)
$\theta \zeta_{t-1}$	3,841**	1
$\theta \zeta_{t-2}$	-3,195*	2
$\theta \zeta_{t-3}$	-2,839	3
$\theta \zeta_{t-4}$	-2,686	4
$\theta \zeta_{t-5}$	-2,683	5
$\theta \zeta_{t-6}$	-2,710	6
$\theta \zeta_{t-7}$	-2,696	7
$\theta \zeta_{t-8}$	-2,634	8
$\theta \zeta_{t-9}$	-2,623	9
$\theta \zeta_{t-10}$	-2,654	10

Keterangan :

*) Signifikan pada tingkat alfa 10%

**) Signifikan pada tingkat alfa 5%

TABEL 4

Hasil Uji Kointegrasi dengan Persamaan Regresi $S_1 = \alpha + \beta F_1 + \zeta_t$

$$\Delta \zeta_t = \theta \zeta_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta \zeta_{t-j} + \Psi_t$$

Koefisien	ADF	Lag (k)
$\theta \zeta_{t-1}$	3,666**	1
$\theta \zeta_{t-2}$	-3,068*	2
$\theta \zeta_{t-3}$	-2,424	3
$\theta \zeta_{t-4}$	-2,392	4
$\theta \zeta_{t-5}$	-2,621	5
$\theta \zeta_{t-6}$	-2,458	6
$\theta \zeta_{t-7}$	-2,510	7
$\theta \zeta_{t-8}$	-2,531	8
$\theta \zeta_{t-9}$	-2,364	9
$\theta \zeta_{t-10}$	-2,333	10

Keterangan:

*) Signifikan pada tingkat alfa 10%

**) Signifikan pada tingkat alfa 5%

Tabel 3 dan 4 menunjukkan hasil perkiraan uji kointegrasi, karena kedua variabel yang diamati mempunyai derajat integrasi yang sama, maka uji kointegrasi dapat dilakukan. Hasil pengujian kointegrasi ADF dengan panjangnya lag sebesar 5 dan 6 (didapatkan dari hasil pengujian *Final Prediction Error* (FPE)) menunjukkan bahwa untuk kedua variabel tidak berkointegrasi, namun ketika panjangnya lag dikurangi, terlihat bahwa pada lag 1 kedua variabel berkointegrasi dengan derajat keyakinan 5%, dan untuk lag 2 kedua variabel berkointegrasi dengan derajat keyakinan 10%.

Selanjutnya untuk melihat hubungan kointegrasi ini secara bersamaan dilakukan pula uji DF. Hasil pengujian DF pada tabel 5 di bawah ini terlihat bahwa kedua variabel berkointegrasi pada derajat keyakinan 1%.

TABEL 5

Hasil Uji Kointegrasi DF $F_t = \alpha + \beta S_t + \zeta_t$ dan $S_t = \alpha + \beta F_t + \zeta_t$

$$\eta \Delta \zeta_t = \theta \zeta_{t-1}$$

Koefisien	DF
$\theta \zeta_{t-1}$	-5,6064***
$\theta \zeta_{t-1}$	-4,4892***

Keterangan :

***) signifikan pada tingkat alfa 1%

Hasil pengujian kointegrasi yang berbeda pada uji ADF terlihat terletak pada panjangnya lag yang digunakan pada uji tersebut. Masalah berapa besarnya lag yang optimal pada uji ini (uji stationaritas) merupakan titik penting sekaligus menjadi titik lemah uji ini, karena pemilihan waktu kelambanan yang optimal akan membawa resiko serius pada perubahan hasil uji.

Beberapa peneliti memakai cara yang berbeda dalam menentukan lag optimal, berdasarkan pendekatan microfite dengan menggunakan *Akaike Information Criterion* (AIC) dan *Schwartz Bayesian Criterion* (SBC) terbesar (Dimitriou Asterion 2001) dapat ditarik kesimpulan bahwa pada lag 1 (yang memiliki AIC dan SBC terbesar) dan lag 2 serta hasil uji DF menunjukkan bahwa variabel F (nilai tukar) dan variabel S (indeks harga saham) berkointegrasi yang berarti mengindikasikan adanya hubungan keseimbangan yang stabil dalam jangka panjang seperti yang diharapkan oleh teori di antara kedua pasar keuangan.

TABEL 6
Estimasi Error Correction Model untuk Nilai Tukar dan IHSG

$$\Delta F_t = \nu_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_1} \xi_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^{m_1} \Phi_j \Delta F_{t-j} + \eta_t$$

$$\Delta S_t = \nu_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_1} \lambda_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^{m_1} \delta_j \Delta F_{t-j} + \varepsilon_t$$

	C	Z _{t-1}	ΔS _{t-1}	ΔS _{t-2}	ΔF _{t-1}	ΔF _{t-2}
Nilai tukar						
	12,644	-0,032	-2,005	0,0847	1,501	-0,252
	-0,6337	(-3,395)***	(-69,831)***	-0,093	(47,227)***	(-17,105)***
Indeks harga saham						
	-0,88	0,045	-2,222	0,157	1,997	-0,551
	(-0,606)	(2,715)***	(-70,267)***	(2,038)***	(869,124)***	(-8,701)***

Keterangan:

- *) Signifikan pada tingkat alfa 10%
- **) Signifikan pada tingkat alfa 5%
- ***) Signifikan pada tingkat alfa 1%

Tabel 6 menunjukkan hasil pengujian *error correction* dan *causality* dengan memakai pendekatan *seemingly unrelated regression* (SUR). Hasil pengujian estimasi ECM untuk variabel kurs nilai tukar (F) dan variabel indeks harga saham (S) pada tabel 6 ini memperlihatkan bahwa hasil dari V_1 dan V_2 signifikan, menunjukkan adanya hubungan dinamis dalam jangka panjang antara kedua variabel. Hasil ini menjelaskan bahwa perubahan yang terjadi pada nilai tukar akan mempengaruhi perubahan pada indeks harga saham dan begitu pula sebaliknya perubahan yang terjadi pada indeks harga saham akan mempengaruhi perubahan pada nilai tukar. Hal ini mengindikasikan bahwa kedua pasar saling mempengaruhi dalam jangka panjang (terjadi pengaruh dua arah), sehingga hasil estimasi ini mampu menolak hipotesis nol penelitian ini dan menerima hipotesis alternatif yaitu nilai tukar dan indeks harga saham berkointegrasi dua arah bahwa nilai tukar mempengaruhi dan dipengaruhi oleh indeks harga saham.

Positifnya tanda koefisien V_1 menunjukkan bahwa meningkatnya nilai tukar (berarti depresiasi mata uang rupiah) mempunyai efek positif pada pasar modal Indonesia dalam jangka panjang. Secara teori hasil ini mendukung teori ekonomi makro dengan pendekatan tradisional bahwa terdepresiasinya nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika telah menstimuli ekspor dan meningkatkan pendapatan ekspor serta meningkatkan persaingan akan barang-barang impor dari perusahaan-perusahaan di Indonesia yang selanjutnya mendorong naiknya harga saham perusahaan-perusahaan tersebut. Hal ini mendukung kondisi riil yang terjadi di pasar modal mengenai kondisi emiten-emiten di Bursa, bahwa pada saat krisis ini sebenarnya secara fundamental masih banyak emiten yang mempunyai kinerja yang baik (malah diuntungkan), terutama bagi emiten-emiten yang berorientasi ekspor dengan struktur modal yang baik.

Tanda koefisien V_2 negatif menunjukkan bahwa peningkatan harga saham akan mempunyai efek negatif pada nilai tukar dalam jangka panjang (menyebabkan mata uang rupiah terapresiasi yang berarti efek positif pada nilai tukar rupiah). Hasil estimasi ini mendukung teori pendekatan portofolio dan pandangan akan asset atas nilai tukar yang diajukan oleh Bronson, Frankel, dan Gavin (dalam Ajayi dan Mougoue 1996). Pendekatan portofolio menyatakan bahwa harga saham diharapkan akan mempengaruhi nilai tukar dalam bentuk korelasi negatif, dan selanjutnya teori pandangan akan asset atas nilai tukar menyatakan bahwa peningkatan harga saham secara terus menerus akan mendorong apresiasi mata uang domestik pada pasar modal domestik yang mengalami *bullish*. Di sini investor asing akan membeli mata uang domestik untuk diinvestasikan pada pasar modal yang mengalami *bullish* dan tekanan ini akan menyebabkan terapresiasinya mata uang domestik dalam jangka panjang.

Hubungan kausal dalam jangka pendek dapat dilihat pada koefisien ξ pada ΔS_{t-1} yang menunjukkan tanda negatif dan secara statistik signifikan menunjukkan bahwa peningkatan harga saham di pasar modal secara agregat mempunyai efek negatif pada nilai tukar (yang berarti apresiasi mata uang

rupiah). Di sini membaiknya kinerja pasar modal yang merupakan barometer bagi sehatnya perekonomian (Solnik 1987) akan menjadi daya tarik investor (terutama investor asing) untuk menginvestasikan dananya ke pasar modal yang mengalami *bullish*. Di sisi lain koefisien $\delta\Delta F_{t-1}$ menunjukkan tanda positif dan secara statistik signifikan menunjukkan bahwa meningkatnya nilai tukar (depresiasi nilai rupiah) mempunyai efek positif pada harga saham secara agregat dalam jangka pendek. Hasil ini mendukung teori bahwa hubungan positif antara nilai tukar dan harga saham dalam jangka pendek dapat dijelaskan sebagai akibat gangguan dari suku bunga riil (*a real interest rate disturbance*) (WU 2000), yaitu ketika nilai tukar domestik terdepresiasi maka pemerintah akan menaikkan suku bunga yang ditujukan untuk menghindari masyarakat membeli valuta asing dan mendorong masyarakat untuk menyimpan uangnya di bank. Selain itu peningkatan suku bunga ini diharapkan pula dapat meningkatkan *capital inflow* (masuknya investor asing karena daya tarik suku bunga yang tinggi) yang pada akhirnya akan menyebabkan terapresiasinya mata uang domestik, di lain pihak teori *arbitrage* menyatakan bahwa tingginya suku bunga akan menurunkan *present value* atas *future cash flow* perusahaan sehingga akan menyebabkan harga saham menjadi jatuh. Selanjutnya untuk koefisien $\delta\Delta F_{t-2}$ memiliki tanda koefisien negatif, $\delta\Delta F_{t-3}$ memiliki tanda koefisien positif, $\delta\Delta F_{t-4}$ memiliki tanda koefisien positif, dan $\delta\Delta F_{t-5}$ memiliki tanda koefisien negatif, serta koefisien $\delta\Delta F_{t-6}$ memiliki tanda koefisien positif dan seluruhnya signifikan secara statistik¹⁾. Perubahan tanda koefisien ini kemungkinan terjadi karena dampak isu yang beredar di pasar terutama isu-isu mengenai masalah-masalah ekonomi, sosial maupun politik. Isu-isu ini menimbulkan sentimen negatif ataupun sentimen positif di pasar dalam jangka pendek, sehingga keluar masuknya investor dalam jangka pendek yang menyebabkan naik turunnya nilai tukar dan indeks harga saham lebih diwarnai tindakan spekulatif sebagai usaha untuk menyelamatkan nilai asset mereka.

Untuk melihat pengaruh yang terbesar pada kedua variabel dapat dilihat dari *EC-term*. Hasil estimasi dari kedua variabel terlihat bahwa nilai tukar mempunyai *EC-term* yang lebih besar dibandingkan dengan indeks harga saham. Lebih besarnya *EC-term* nilai tukar dibandingkan dengan indeks harga saham mengindikasikan bahwa dalam masa krisis ini nilai tukar mempunyai pengaruh yang lebih besar pada indeks harga saham dalam jangka panjang.

Hal ini sesuai dengan bukti empiris sebelumnya yang menyatakan bahwa pada pasar modal yang *emerging* faktor makro dan nilai tukar masih mempunyai pengaruh yang mendasar pada pasar modal (Wu 1997). Jadi fenomena yang dapat dijelaskan dalam masa krisis ini adalah larinya investor asing (diikuti investor lokal) dengan membawa dolar keluar dari Indonesia (*capital flight*) sebagai tindakan untuk menyelamatkan nilai asset mereka telah menekan pasar modal Indonesia dalam jangka panjang, karena investasi yang dilakukan oleh investor asing di pasar modal merupakan investasi portofolio (karena Indonesia bagian dari diversifikasi portofolio investasi mereka) yang setiap saat dapat ditarik keluar jika investasi tersebut dianggap tidak lagi menguntungkan mereka.

System : SYSIHSG
 Estimation Method : Iterative Seemingly Unrelated Regression
 Date : 10/20/01
 Time : 15:13
 Sample : 1 1016
 Convergence achieved after : 1 weight matrix, 2 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0,879798	1,450820	-0,606414	0,544400
C(2)	0,045040	0,016590	2,714966	0,006700
C(3)	-2,222100	0,031624	-7,026711	-
C(4)	0,156865	0,076964	2,038142	0,041800
C(5)	-0,858599	0,070041	-1,225857	-
C(6)	-0,173881	0,071446	-2,433737	0,015100
C(7)	0,345323	0,063706	5,420574	-
C(8)	-0,059848	0,034036	-1,758352	0,079000
C(9)	1,996670	0,002297	8,691248	-
C(10)	-0,550669	0,063285	-8,701397	-
C(11)	0,559817	0,062530	8,952701	-
C(12)	0,204406	0,063118	3,238470	0,001200
C(13)	-0,355860	0,063263	-5,625050	-
C(14)	0,056934	0,033337	1,707842	0,088000
Determinant	2.112,411000			
Residual Covariance				
Equation:	$D2S = C(1) + C(2)*ZS(-1) + C(3)*D2S(-1) + C(4)*D2S(-2) +$ $C(5)*D2S(-3) + C(6)*D2S(-4) + C(7)*D2S(-5) + C(8)*$ $D2S(-6) + C(9)*D2F(-1) + C(10)*D2F(-2) + C(11)*$ $D2F(-3) + C(12)*D2F(-4) + C(13)*D2F(-5) + C(14)*D2F(-6)$			
Observations:	1007			

R-squared	0,999374	Mean dependent var	6,156848
Adjusted R-squared	0,999365	S.D. dependent var	1.837,306000
S.E. of regression	46,283830	Sum squared resid	2.127.198,000000
Durbin-Watson stat.	1,975867		

KESIMPULAN

Penelitian ini bertujuan untuk menguji hubungan *inter temporal* antara nilai tukar dengan indeks harga saham di Indonesia. Uji akar-akar unit dan stasionaritas menunjukkan bahwa nilai tukar dan indeks harga saham tidak stasioner pada tingkat aras (level), akan tetapi stasioner pada diferensi pertama. Selanjutnya hasil uji kointegrasi menunjukkan bahwa kedua pasar keuangan ini berkointegrasi yang mengindikasikan bahwa kedua pasar mempunyai hubungan keseimbangan dalam jangka panjang.

Uji *Error Correction Model* (ECM) dari kedua pasar yang dilakukan untuk mengestimasi hubungan jangka pendek dan jangka panjang secara simultan, hasilnya menunjukkan terdapat hubungan saling mempengaruhi (pengaruh dua arah) di antara kedua pasar keuangan baik untuk penyesuaian (*adjustment*) dalam jangka pendek maupun jangka panjang.

Hasil estimasi data menunjukkan bahwa naiknya harga saham di pasar modal secara agregat mempunyai efek negatif pada nilai tukar. Di sini membaiknya kinerja pasar modal akan menjadi daya tarik investor untuk menginvestasikan dananya ke pasar modal yang mengalami *bullish* menyebabkan apresiasi nilai tukar rupiah dalam jangka pendek. Dalam jangka panjang hasil estimasi mendukung pandangan akan aset yaitu peningkatan harga saham secara terus menerus di pasar modal akan mendorong apresiasi mata uang domestik (rupiah) dalam jangka panjang. Di sisi lain depresiasi mata uang mempunyai efek positif dalam jangka pendek dan jangka panjang atas pasar modal. Efek positif atas depresiasi mata uang rupiah terhadap harga saham dalam jangka pendek dapat dijelaskan sebagai gangguan suku bunga riil (*a real interest rate disturbance*), pada saat rupiah terdepresiasi cukup dalam pemerintah mengambil kebijakan untuk menaikkan suku bunga dengan tujuan untuk menahan jatuhnya nilai tukar rupiah (disamping menarik *capital inflow*) agar rupiah terapresiasi. Namun tingginya suku bunga akan berakibat pada penurunan *present value* dari *future cash flow* perusahaan sehingga mengakibatkan harga saham menjadi jatuh dan hal ini sesuai dengan teori *arbitrage*. Di lain pihak tingginya suku bunga pada saat yang bersamaan diikuti oleh tingkat inflasi yang tinggi yang disebabkan oleh adanya *capital flight* yang besar (teori makro menyatakan bahwa suku bunga tinggi akan menyebabkan inflasi turun karena uang beredar akan berkurang yang disebabkan daya tarik suku bunga tinggi akan menyebabkan dana masyarakat masuk ke bank). Gangguan inflasi menunjukkan hubungan negatif antara nilai tukar dan harga saham. Dalam jangka panjang terdapat hubungan positif atas terdepresiasinya nilai tukar rupiah dengan indeks harga saham, karena akan meningkatkan harga saham emiten-emiten yang berorientasi ekspor. Dari hasil estimasi dapat pula dilihat bahwa nilai tukar mempunyai pengaruh yang lebih besar dibandingkan dengan indeks harga saham pada saat krisis. Hal ini dapat dilihat dari *EC-term* nilai tukar yang lebih besar dibandingkan dengan *EC-term* indeks harga saham, artinya pada saat krisis ini fluktuasi pada nilai tukar akan memberikan pengaruh yang lebih besar pada indeks harga saham dibandingkan pengaruh fluktuasi indeks harga saham pada nilai tukar.

REFERENSI

- Ajayi, A.R. and Mougue M., 1996, "On the dynamic relation between stock price and exchange rate", *The Journal Financial Research*, XIX, 2, 193 - 207.
- Anggarwal, R., Inclan, C., and Leal, R., 1999, "Volatility in Emerging Stock Markets", *Journal of Quantitative Analysis* 34, 33-55.
- Dickey, D.A. and Fuller, WA., 1979, "Distribution of the estimation for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74,427-31.
- Dickey D.A. and S. pantula, 1987, "Determining the order of differencing in autogrssive processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 455-61.
- Asterion, D., 2001, " Notes on Time Series Analysis Stationarity, Integration and Cointegration, Econo 3600.
- Dornbusch, R and S, Fisher, 1980, " Exchange rate and the current account ", *American Economic Review* 70, 900 971.
- Engle,R.F and Granger, C.W.J., 1987, "Co-integration and error account: Representation, estimation, and testing", *Economica*, 55,251-76.
- Fama, E., 1981, "Stock returns, real activity, inflation and money", *American Economic Review*, 71, 545-65.
- Granger, C.W.J, Bwo, N,H, Chin, W, Y., 2000, "Bivariate causality between stock price and exchange rate: evidence from recent Asia flu", *The Quaterly Review of Economic and Finance*, 40: 337-354.
- Insukindro., 1995, " Ekonomi, Uang dan Bank", *BPFE*, 130 – 134.
- Jorion P., 1990, "The exchange rate exposure of U.S. multinationals", *Journal of Business*; 63,331-45.
- Jones, P. C., 1998, "Investments, Analysis and Management, 6th ed", *John Wiley & Sons*; 6: 138-160.
- Krugman, P, R, and Obstfeld, M., 1997, "International Economic: Theory and Policy", 4th ed. *Reading Addison-Wesley Inc*, 451-452.
- Ma, C.K. and Kao, C.W., 1990, "On exchange rate changes and stock price reactions", *Journal Finance and Accounting*, 17,441-49.
- Raymond, J.A. and Weil, G., 1989, "Diversification Benefit and Exchange Rate Change", *Journal of Business Finance and Accounting*, 16(4), 455-467.
- Solnik B., 1987, "Using financial to test prices to test exchange rate models: A note", *Journal of Finance*, 42. 141-49.
- Wu, Y., 1997, "Rational Bubbles in the Stock Market, Accounting For The U.S. Stock-Price Volatility", *Economic Inquiry*.
- Wu, Y., 2000, " Stock Price and Exchange rate in VEC Model-The Case of Singepore in the 1990s", *Journal of Economic and Finance*, Vol 24: 260-274.