



Munich Personal RePEc Archive

**Vector Autoregressive (VAR) Model of
Dynamic Linkage between Stock Indices
and Rupiah's Exchange Rate:
Application to Composite and Sectoral
Indices on Jakarta Stock Exchange in
1990-2001**

Andriansyah, Andriansyah

Ministry of Finance of the Republic of Indonesia

2003

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/111641/>
MPRA Paper No. 111641, posted 11 Feb 2023 20:07 UTC

MODEL VECTOR AUTOREGRESSIVE (VAR) HUBUNGAN DINAMIS ANTARA HARGA SAHAM DAN NILAI TUKAR RUPIAH: Penerapan pada IHSG dan Indeks Sektoral di Bursa Efek Jakarta Tahun 1990-2001

Vector Autoregressive (VAR) Model of Dynamic Linkage between Stock Indices and Rupiah's Exchange Rate: Application to the Composite and Sectoral Indices on the Jakarta Stock Exchange in 1990-2001

Andriansyah

Staf pada Bagian Riset, Badan Pengawas Pasar Modal, Departemen Keuangan RI.
E-mail: syah@bapepam.go.id

This paper was published in *Jurnal Keuangan dan Moneter*, 6(1), 2003, pp. 69-84.
Current email: andriansyah@kemenkeu.go.id

Abstract

This study examines the dynamic linkage between stock indices (e.g., the composite and sectoral indices on the Jakarta Stock Exchange) and Rupiah's exchange rate at three different periods. The Granger causality testing technique is used, based on a VAR model if data have no cointegration relationship and a VEC model if they do. The results show the different directions of causality at the different periods. The Jakarta Composite Index and Rupiah show no causality relationship in the pre-crisis period but show unidirectional and feedback causalities during the crisis and recovery periods, respectively. This difference also happens on the sectoral indices. However, the portfolio approach is more dominant than the traditional approach during the crisis and recovery but not in the pre-crisis. Feedback causality that does not happen in the pre-crisis is dominant together with the portfolio approach during the crisis and recovery periods.

I. Pendahuluan

Studi mengenai hubungan dinamis antara nilai tukar mata uang dengan harga saham di negara-negara Asia semakin menarik perhatian para peneliti semenjak terjadinya krisis keuangan di Asia (Lihat antara lain Granger *et. al.* (1998), Ying Wu (2000), dan Ramasamy & Yeung (2001)). Penelitian-penelitian tersebut didasari oleh suatu kenyataan bahwa krisis nilai tukar mata uang yang dialami oleh beberapa negara telah berimbas kepada terjadinya krisis pada sektor keuangan lainnya, termasuk sektor pasar modal, sehingga muncul pertanyaan mengenai apakah ada keterkaitan antara harga saham dengan nilai tukar mata uang suatu negara.

Secara teoritis hubungan antara harga saham dan nilai tukar mata uang di bursa efek dapat dijelaskan melalui dua pendekatan yang mempunyai hasil yang berlawanan, yaitu pendekatan tradisional dan portofolio (Granger *et. al.* 1998).

Pendekatan tradisional mengatakan bahwa perubahan pada harga saham disebabkan oleh perubahan yang terjadi pada nilai tukar mata uang, sedangkan pendekatan portofolio mengatakan hal yang sebaliknya.

Ada dua sudut pandang yang digunakan dalam pendekatan tradisional, yaitu sudut pandang ekonomi mikro dan makro. Dalam sudut pandang ekonomi mikro, perubahan nilai tukar mata uang akan menyebabkan perubahan portfolio perusahaan-perusahaan multinasional. Apresiasi nilai tukar mata uang lokal akan mengurangi keuntungan perusahaan dan, selanjutnya, akan menyebabkan penurunan harga saham perusahaan tersebut. Sedangkan dalam sudut pandang ekonomi makro, apresiasi mata uang lokal akan mengurangi tingkat kompetisi produk yang dihasilkan perusahaan karena harganya yang semakin mahal, dan pada akhirnya hal ini akan menyebabkan penurunan harga saham perusahaan tersebut.

Hubungan teoritis antara harga saham dengan nilai tukar mata uang seperti yang dijelaskan pendekatan tradisional di atas mempunyai arah korelasi yang positif, sedangkan dalam pendekatan portofolio arah korelasi yang terjadi adalah negatif.¹ Dalam pendekatan portofolio sudut pandang yang digunakan didasarkan atas logika deduksi bahwa penurunan harga saham akan mengurangi kekayaan pemodal lokal² yang pada gilirannya menyebabkan penurunan permintaan uang. Penurunan permintaan uang ini akan diikuti oleh penurunan tingkat suku bunga dan selanjutnya menyebabkan terjadinya pelarian modal keluar, *ceteris paribus*, sehingga berakibat pada terjadinya depresiasi nilai tukar mata lokal.

Secara empiris ada empat kemungkinan yang terjadi yang dapat menjelaskan hubungan antara harga saham dan nilai tukar mata uang. Yang pertama dan kedua adalah seperti yang dikatakan oleh pendekatan tradisional dan portofolio. Yang ketiga adalah hubungan timbal balik (*feedback causality*) yang berarti bahwa perubahan yang terjadi pada kedua sektor akan segera mempengaruhi sektor lainnya pada saat yang bersamaan, dan yang keempat adalah tidak ada hubungan antara nilai tukar mata uang dengan harga saham.

Studi empiris menunjukkan hasil yang berbeda-beda untuk tiap negara dengan hubungan teoritis seperti di jelaskan di atas. Abdalla & Murinde (1997) menunjukkan bahwa di negara Korea Selatan, Pakistan, dan India, perubahan nilai tukar mata uang menyebabkan perubahan nilai harga saham, sedangkan pada negara Filipina terjadi hal yang sebaliknya. Granger *et. al.* (1998) menunjukkan bahwa di negara Jepang dan Taiwan hubungan yang terjadi sesuai dengan pendekatan tradisional, sementara di negara Indonesia, Korea, Malaysia, dan Filipina menunjukkan hubungan timbal balik yang kuat, sedangkan di negara Singapura hasil penelitian menunjukkan tidak ada hubungan antara harga saham dan nilai tukar mata uang. Ying Wu (2000) menunjukkan hasil yang berbeda dengan Granger *et. al.* (1998) untuk kasus Singapura, di mana hasil penelitiannya menunjukkan hubungan satu arah dari nilai tukar mata uang kepada harga saham

¹ Arah korelasi ini didasari oleh pengertian bahwa nilai tukar mata uang dinyatakan dalam unit mata uang lokal per unit mata uang asing sehingga apresiasi (depresiasi) suatu mata uang lokal dianggap sebagai penurunan (peningkatan) nilai tukar mata uang.

² Ramasamy & Yeung (2001) menyebutkan bahwa penurunan harga saham akan menyebabkan pemodal memindahkan modalnya ke pasar yang memberikan hasil yang lebih baik.

(pendekatan tradisional). Penelitian empiris juga akan menghasilkan kesimpulan yang berbeda tergantung kepada pemilihan frekuensi data dan periode waktu dalam analisis (Ramasamy & Yeung 2001). Seperti untuk kasus Indonesia, dengan menggunakan periode tahunan dan sebagian besar periode kuartalan, didapat hasil bahwa harga saham mempengaruhi nilai tukar mata uang. Hal ini berbeda dengan hasil yang ditunjukkan oleh Granger *et. al.* (1998).

Untuk kasus Indonesia, hubungan antara nilai tukar rupiah dan harga saham di Bursa Efek Jakarta (BEJ) masih sedikit sekali dilakukan pengujian empiris. Jika pun ada seperti Granger *et. al.* (1998) dan Ramasamy & Yeung (2001), Indonesia bukanlah merupakan fokus utamanya. Selain bermaksud mengisi kekosongan tersebut, cakupan studi ini juga akan diperluas dengan meneliti hubungan pergerakan harga saham sektor-sektor industri berdasarkan klasifikasi industri di BEJ dengan pergerakan nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika.

Sistematika penulisan studi ini adalah sebagai berikut: Bagian II mengulas tentang pemodelan yang digunakan yaitu model *Vector Autoregressive* (VAR) dan *Granger causality*, Bagian III membahas data yang digunakan serta hasil pengujian kestasioneran dan kointegrasi, Bagian IV membahas hasil empiris yang merupakan hasil dari pengujian *Granger causality*, dan Bagian V menyajikan kesimpulan yang didapat.

II. Pemodelan: VAR dan Granger Causality

Studi-studi yang telah dilakukan seperti yang disebutkan di atas mempergunakan teknik pengujian *Granger causality*³ untuk melihat hubungan antara nilai tukar mata uang dengan harga saham. Teknik *Granger causality* merupakan bagian analisis dari pemodelan data menggunakan model VAR. Model VAR untuk peubah nilai tukar mata uang dan harga saham dinyatakan sebagai berikut:

$$SH_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} SH_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} RP_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$RP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} SH_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} RP_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

di mana SH_t dan RP_t masing-masing adalah harga saham dan nilai tukar rupiah pada periode t , ε_{1t} dan ε_{2t} adalah galat yang tidak saling berkorelasi satu sama lain.

Untuk model (1) dan (2), jika gagal menolak $H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1p} = 0$, maka dapat disimpulkan bahwa perubahan nilai tukar rupiah tidak Granger-menyebabkan⁴ perubahan pada harga saham. Sebaliknya, jika gagal menolak

³ Ada juga yang menyebut *Wiener-Granger causality* (Geweke (1984)).

⁴ Suatu peubah y_{1t} dikatakan Granger-disebabkan (*Granger-caused*) oleh peubah y_{2t} jika informasi masa lalu dan saat ini peubah y_{2t} membantu peramalan peubah y_{1t} . Penjelasan lebih lengkap mengenai pengertian *Causality*, termasuk perbedaannya dengan pengertian yang

$H_0: \alpha_{11} = \alpha_{12} = \dots = \alpha_{1p} = 0$ berimplikasi bahwa perubahan harga saham tidak Granger-menyebabkan perubahan pada nilai tukar rupiah.

Model VAR dua peubah di atas (dikenal juga dengan istilah *bivariate* VAR atau BVAR) didasarkan atas asumsi bahwa tidak ada hubungan jangka panjang (*long-run relationship*) antara kedua peubah tersebut. Hubungan jangka panjang ini dalam terminologi ekonometrika dikenal dengan istilah kointegrasi (*cointegration*). Secara statistika, pengujian integrasi bersama dapat dilakukan melalui uji Johansen (*Johansen's Cointegration Test*)⁵ (QMS (1999)).

Untuk y_i adalah vektor peubah dengan akar unit (*unit root*) (I(1)) berdimensi k , maka VAR dengan orde p :

$$y_t = \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

dapat ditulis dalam bentuk

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

dengan $\Pi = (\sum_{i=1}^p A_i) - I$ dan $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$.

Jika matriks koefisien Π mempunyai pangkat tereduksi $r < k$, maka terdapat matriks δ dan β berukuran $k \times r$ dengan masing-masing berpangkat r sehingga $\Pi = \delta\beta'$ dan $\beta'y_t$ adalah stasioner. Metode Johansen adalah menduga matriks koefisien Π dalam bentuk tidak berkendala dan menguji apakah dapat menolak penerapan kendala yang dilakukan dengan pangkat tereduksi n . Nilai statistik nisbah kemungkinan yang digunakan untuk pengujian tersebut adalah

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad (3)$$

Jika asumsi ketiadaan kointegrasi tersebut dilanggar maka pengujian Granger *causality* harus menggunakan model *Vector Error Correction Model* (VECM), yang dinyatakan dalam

$$\Delta SH_t = \alpha_0 + \delta_1(SH_{t-1} - \gamma_0 RP_{t-1} + C + \gamma_0 t) + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_{1i} \Delta SH_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_{1j} \Delta RP_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta RP_t = \beta_0 + \delta_2(SH_{t-1} - \gamma_0 RP_{t-1} + C + \gamma_0 t) + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_{2i} \Delta SH_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_{2j} \Delta RP_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

digunakan dalam bidang ilmu lainnya dapat dilihat dalam Geweke (1984). Dalam studi ini yang dimaksud dengan kata menyebabkan dan atau mempengaruhi akan merujuk kepada istilah *Granger causality* ini.

⁵ Pengujian kointegrasi dapat juga dilakukan dengan uji dua tahap Zivot and Andrew, seperti yang digunakan oleh Abdalla & Murinde (1997) dan Granger *et al.* (1998).

dengan δ_1 dan δ_2 menyatakan kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*). Kegagalan untuk menolak $H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1p} = 0$ dan $\delta_1 = 0$ berimplikasi bahwa perubahan nilai tukar mata uang rupiah tidak Granger-menyebabkan perubahan pada harga saham. Sementara itu, kegagalan menolak $H_0: \alpha_{11} = \alpha_{12} = \dots = \alpha_{1p} = 0$ dan $\delta_2 = 0$ berimplikasi bahwa perubahan harga saham tidak Granger-menyebabkan perubahan pada nilai tukar rupiah.

Hal penting yang harus dilakukan sebelum melakukan pemodelan VAR maupun VECM seperti diatas adalah melakukan pengujian kestasioneran melalui uji akar unit. Uji Augmented Dickey-Fuller (ADF) dapat digunakan untuk pengujian tersebut dengan didasari oleh persamaan berikut:

$$\Delta y_t = \mu + \beta T + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Kegagalan untuk menolak $H_0: \gamma = 0$ menunjukkan bahwa data memiliki akar unit dan berarti data tersebut tidak stasioner.

III. Data dan Hasil Pengujian Akar Unit serta Kointegrasi

Data harga saham yang digunakan dalam studi ini adalah Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) dan 9 Indeks Sektoral yang ada di Bursa Efek Jakarta. Kesembilan indeks sektoral tersebut adalah pertanian (AGRI), pertambangan (MINE), industri dasar (BIND), aneka industri (MIND), industri konsumsi (CONS), properti (PROP), infrastruktur (INFR), keuangan (FIN), perdagangan (TRAD), dan manufaktur (MANU). Sedangkan nilai tukar mata uang yang digunakan adalah nilai tukar mata uang rupiah terhadap dollar Amerika (RP).

Indeks sektoral mulai digunakan di BEJ pada tanggal 2 Januari 1996, sehingga data baik untuk harga saham maupun nilai tukar rupiah yang digunakan adalah data harian pada periode 1996-2001 dan didasarkan berdasarkan pada hari bursa. Data yang digunakan adalah nilai logaritma alami dengan maksud untuk lebih menggambarkan nilai perubahan harga saham maupun nilai tukar rupiah. Grafik setiap data tersebut dapat dilihat pada lampiran I.

Untuk menghindari adanya *structural break* akibat dan untuk melihat pengaruh krisis keuangan yang terjadi di Indonesia, digunakan pembagian tiga periode waktu, yaitu periode pra-krisis (2 Januari 1996-18 Juli 1997), periode krisis (19 Juli 1997-5 November 1999), dan periode pemulihan (8 November 1999-28 Desember 2001).

Untuk semua periode uji kestasioneran dan kointegrasi digunakan *lag differences* 5 ($p = 5$).⁶ Hal ini yang didasari pemberlakuan 5 hari bursa dalam satu minggu di BEJ sehingga diasumsikan dapat menggambarkan pergerakan modal yang pada umumnya terjadi dalam jangka waktu yang pendek.

⁶ Secara formal penentuan ordo VAR juga dapat menggunakan metode kriteria informasi dari Akaike dan Schwarz (*Akaike Information Criterion* (AIC) dan *Schwarz Bayesian Criterion* (SC)) (lihat Enders (1995) dan Judge *et al* (1998)).

Persamaan (6) digunakan dalam pengujian ADF. Pengujian kointegrasi dilakukan dengan memasukkan kecenderungan linear (*linear deterministic trend*) dalam data seperti yang digunakan Ying Wu (2000), dan menggunakan nisbah kemungkinan dalam persamaan (3) untuk melihat hasil pengujianya. Hasil pengujian akar unit dan hasil pengujian kointegrasi ditampilkan pada Tabel 1 dan 2.

Tabel 1.
Hasil Pengujian ADF dalam Level (y_t) dan Beda Pertama (Δy_t)

Pe-ubah	Periode Pra-krisis		Periode Krisis		Periode Pemulihan	
	Level (y_t)	Beda Pertama (Δy_t)	Level (y_t)	Beda Pertama (Δy_t)	Level (y_t)	Beda Pertama (Δy_t)
RP	-0.736834	-6.985176 ^a	-1.663216	-9.431570 ^a	-2.111722	-8.907822 ^a
IHSG	-1.623116	-7.839878 ^a	-2.113001	-10.69179 ^a	-2.078284	-9.204202 ^a
AGRI	-2.782509	-7.261001 ^a	-3.033829	-10.32212 ^a	-2.303053	-10.34331 ^a
MINE	-2.275725	-8.271471 ^a	-2.891452	-9.592834 ^a	-2.686714	-9.402171 ^a
BIND	-1.692590	-7.277283 ^a	-2.785025	-10.35655 ^a	-1.510396	-9.339389 ^a
MIND	-1.531292	-7.169812 ^a	-1.622626	-9.991821 ^a	-2.338567	-9.460879 ^a
CONS	-2.447628	-8.482684 ^a	-1.759602	-11.11661 ^a	-2.567628	-9.461084 ^a
PROP	-2.424734	-8.737459 ^a	-1.113167	-10.20446 ^a	-1.388155	-8.571933 ^a
INFR	-2.521554	-8.841997 ^a	-2.425794	-10.00740 ^a	-1.921123	-8.929830 ^a
FIN	-1.357118	-6.783967 ^a	-2.701786	-10.78066 ^a	-1.545603	-8.925685 ^a
TRAD	-0.496149	-7.308793 ^a	-1.589864	-10.19660 ^a	-2.371150	-8.926428 ^a
MANU	-1.817353	-7.854368 ^a	-2.159362	-10.91803 ^a	-2.484908	-9.450038 ^a

Sumber: hasil perhitungan

Catatan :

1. Nilai kritis yang digunakan adalah nilai kritis MacKinnon untuk penolakan H_0 . Tanda a menyatakan nyata pada taraf 1%, b nyata pada taraf 5%, c nyata pada taraf 10%.
2. Jika hasil pengujian gagal menolak H_0 dalam level (y_t) namun menolak H_0 dalam beda pertama (Δy_t) maka data tersebut mengandung satu akar unit dan terintegrasi pada ordo pertama I(1). Jika hasil pengujian menolak H_0 dalam level (y_t) maka data tersebut stasioner I(0) sehingga praktis sudah tidak perlu diuji kembali dalam beda pertama.

Tabel 1 menunjukkan bahwa semua data untuk keseluruhan periode mengandung akar unit, dan kestasioneran baru diperoleh setelah dilakukan pembedaan pertama. Uji ADF untuk semua data dalam beda pertama menolak asumsi ketidakstasioneran pada taraf nyata 1%. Sementara itu, hasil uji kointegrasi dalam Tabel 2 menunjukkan bahwa semua indikator harga saham tidak terkointegrasi untuk semua periode, kecuali untuk sektor pertanian pada periode pemulihan. Pada kasus tersebut, terdapat hubungan jangka panjang antara pergerakan indeks sektor pertanian dengan pergerakan harga saham.

Hasil Tabel 1 dan 2 ini membawa kita untuk melakukan pengujian Granger causality dengan menggunakan model VAR (Persamaan 1 dan 2) pada setiap data untuk keseluruhan periode, kecuali untuk sektor pertanian pada periode pemulihan yang menggunakan model VECM (Persamaan 4 dan 5).

Tabel 2.
Hasil Pengujian Kointegrasi Johansen

Peubah	Periode Pra- krisis		Periode Krisis		Periode Pemulihan	
	λ_{trace}	H_0	Λ_{trace}	H_0	Λ_{trace}	H_0
IHSG – RP	10.35303	$r=0$	15.77229	$r=0$	18.46642	$r=0$
	1.337791	$r \leq 1$	5.457163	$r \leq 1$	5.129683	$r \leq 1$
AGRI – RP	20.46676	$r=0$	19.50155	$r=0$	26.76900	$r=0^b$
	4.362356	$r \leq 1$	5.931020	$r \leq 1$	7.928034	$r \leq 1$
MINE – RP	10.76434	$r=0$	19.51158	$r=0$	21.82751	$r=0$
	2.883229	$r \leq 1$	6.352932	$r \leq 1$	5.520136	$r \leq 1$
BIND – RP	12.42942	$r=0$	26.37326	$r=0^b$	14.61902	$r=0$
	1.299305	$r \leq 1$	12.47986	$r \leq 1^b$	2.925575	$r \leq 1$
MIND – RP	23.51822	$r=0$	12.52664	$r=0$	24.40576	$r=0$
	6.659892	$r \leq 1$	3.735733	$r \leq 1$	5.029613	$r \leq 1$
CONS – RP	9.588137	$r=0$	12.86625	$r=0$	15.96362	$r=0$
	2.107130	$r \leq 1$	4.265418	$r \leq 1$	7.003846	$r \leq 1$
PROP – RP	16.19057	$r=0$	12.15651	$r=0$	19.92373	$r=0$
	2.349405	$r \leq 1$	1.791238	$r \leq 1$	3.879646	$r \leq 1$
INFR – RP	11.26908	$r=0$	13.65614	$r=0$	13.65464	$r=0$
	1.670742	$r \leq 1$	5.868413	$r \leq 1$	3.532231	$r \leq 1$
FIN – RP	8.193505	$r=0$	24.42192	$r=0$	13.17024	$r=0$
	1.583064	$r \leq 1$	10.51386	$r \leq 1$	3.321345	$r \leq 1$
TRAD – RP	14.67045	$r=0$	14.24887	$r=0$	21.19346	$r=0$
	2.582651	$r \leq 1$	2.519566	$r \leq 1$	4.097926	$r \leq 1$
MANU – RP	10.48820	$r=0$	16.31058	$r=0$	19.22204	$r=0$
	1.675390	$r \leq 1$	6.236746	$r \leq 1$	6.436075	$r \leq 1$

Sumber: hasil perhitungan

Catatan :

1. Nilai kritis yang digunakan adalah nilai kritis MacKinnon untuk penolakan H_0 . Tanda a menyatakan nyata pada taraf 1% dan b nyata pada taraf 5%.
2. Untuk kasus BIND-RP pada periode krisis, hasil pengujian menunjukkan bahwa kedua data stasioner yang berlawanan dengan hasil pengujian pada Tabel 1. QMS (1999) mengatakan bahwa kasus ini mungkin terjadi disebabkan kesalahan spesifikasi model, untuk itu khusus untuk kasus pengujian kointegrasi BIND-RP diasumsikan tidak ada kecenderungan deterministik dalam data. Hasil pengujiannya menunjukkan tidak ditemukan adanya kointegrasi antara kedua peubah tersebut dengan nilai λ_{trace} untuk akar ciri pertama dan kedua masing-masing sebesar 12.17060 dan 0.735712

IV. Pembahasan Hasil Empiris

Tabel 3 memperlihatkan hasil pengujian Granger *causality* untuk keseluruhan data. Pada periode sebelum krisis, pada umumnya harga saham tidak menunjukkan adanya hubungan dengan nilai tukar rupiah, kecuali untuk sektor pertanian, aneka industri, dan properti. Untuk sektor pertanian dan properti hubungan yang terjadi adalah pergerakan harga saham sektor tersebut dipengaruhi oleh pergerakan nilai tukar rupiah. Ini ditunjukkan oleh penolakan H_0 pada taraf nyata masing-masing 5% dan 10%. Sedangkan untuk sektor aneka industri hubungan yang terjadi adalah seperti yang dinyatakan dalam pendekatan portofolio, yaitu harga saham sektor aneka industri mempengaruhi nilai tukar rupiah.

Krisis ekonomi yang terjadi di Indonesia tampaknya mempengaruhi hubungan antara harga saham dengan nilai tukar rupiah. Empat sektor industry, yaitu industri dasar, properti, infrastuktur dan pertambangan, mempunyai hubungan timbal

balik. Harga saham sektor pertambangan dipengaruhi oleh nilai tukar, sedangkan harga saham sektor konsumsi, keuangan, dan manufaktur menunjukkan hal yang sebaliknya. Sektor pertanian dan aneka industri tidak dipengaruhi dan mempengaruhi nilai tukar rupiah. Namun secara umum, pergerakan seluruh harga saham di BEJ yang dicerminkan oleh IHSG dapat digunakan untuk meramalkan pergerakan nilai tukar rupiah.

Tabel 3.
Hasil Pengujian Granger Causality

Peubah	Periode Pra-krisis		Periode Krisis		Periode Pemulihan	
	Statistik-F	Nilai-p	Statistik-F	Nilai-p	Statistik-F	Nilai-p
RP -/→ IHSG	0.66045	0.65371	1.44859	0.20509	2.05635	0.06951 ^c
IHSG -/→ RP	1.54237	0.17583	3.41991	0.00472 ^a	2.30259	0.04368 ^b
RP -/→ AGRI	2.82751	0.01608 ^b	1.10600	0.35603	1.19664	0.30954
AGRI -/→ RP	0.59103	0.70687	1.39110	0.22582	2.25964	0.00010
RP -/→ MINE	0.22070	0.95354	1.99916	0.07713 ^c	0.26374	0.93277
MINE -/→ RP	0.69617	0.62663	1.48653	0.19232	2.09061	0.06521 ^c
RP -/→ BIND	0.19955	0.96253	3.44326	0.00450 ^c	1.05817	0.38278
BIND -/→ RP	1.19631	0.31039	3.73339	0.00247 ^c	1.64464	0.14650
RP -/→ MIND	1.77069	0.11801	0.17578	0.97161	1.89423	0.09372 ^c
MIND -/→ RP	2.38327	0.03802 ^b	1.42799	0.21232	2.47978	0.03106 ^b
RP -/→ CONS	0.69001	0.63128	1.50182	0.18738	1.47180	0.19737
CONS -/→ RP	0.52979	0.75373	2.80801	0.01623 ^b	0.93607	0.45711
RP -/→ PROP	2.22849	0.05097 ^c	2.00869	0.07578 ^c	2.43890	0.03362 ^b
PROP -/→ RP	0.73843	0.59505	3.11414	0.00879 ^a	3.39964	0.00496 ^a
RP -/→ INFR	0.59164	0.70641	1.89704	0.09307 ^c	1.97386	0.08098 ^c
INFR -/→ RP	1.16233	0.32724	2.22382	0.05060 ^c	1.37734	0.23120
RP -/→ FIN	0.32376	0.89860	1.03398	0.39668	1.73581	0.12470
FIN -/→ RP	1.36424	0.23705	2.08267	0.06603 ^c	1.80629	0.10991
RP -/→ TRAD	1.83523	0.10515	2.38250	0.03736 ^b	1.25317	0.28301
TRAD -/→ RP	0.88180	0.49330	2.92155	0.01294 ^b	2.50399	0.02964 ^b
RP -/→ MANU	0.67644	0.64156	1.65847	0.14281	1.61160	0.15521
MANU -/→ RP	1.21388	0.30195	3.32434	0.00573 ^a	1.88436	0.09542 ^c

Sumber: hasil perhitungan

Catatan:

1. RP -/→ SH berarti bahwa perubahan nilai tukar rupiah tidak Granger-menyebabkan perubahan pada harga saham, sedangkan SH -/→ RP mempunyai arti yang sebaliknya.
2. Jika nilai-p lebih kecil dari taraf uji, maka H_0 ditolak. Tanda a menyatakan nyata pada taraf 1%, b nyata pada taraf 5%, c nyata pada taraf 10%.

Pada periode pemulihan secara umum, hubungan yang terjadi adalah hubungan timbal balik antara harga saham dengan nilai tukar rupiah, seperti yang dicerminkan oleh hubungan antara IHSG dengan nilai tukar rupiah. Sektor industri yang juga mengikuti pola ini adalah aneka industri dan properti. Sementara itu, harga saham pada sektor pertanian, industri dasar, konsumsi, dan keuangan menunjukkan ketidakketerkaitan dengan nilai tukar rupiah. Pendekatan tradisional mendapatkan pembenaran dari pola hubungan yang ditunjukkan oleh sektor infrastruktur, sedangkan pendekatan portfolio didukung oleh sektor pertambangan dan manufaktur.

Hasil studi ini dapat menjelaskan perbedaan hasil penelitian Granger *et al.* (1998) dan Ramasamy & Yeuang (2001) untuk kasus Indonesia. Hubungan timbal balik antara harga saham (IHSG) dan nilai tukar rupiah yang disimpulkan oleh Granger *et al.* (1998) mendapat dukungan dari hasil studi ini untuk data pada periode

pemulihan, sedangkan hubungan bahwa nilai tukar rupiah turut dipengaruhi oleh harga saham (IHSG) yang didapat oleh Ramasamy & Yeuang (2001) didukung oleh fakta pada studi ini untuk periode krisis.

Secara umum, untuk semua periode amatan terlihat terjadinya perubahan pola hubungan dari ketidakadaan hubungan antara harga saham dengan nilai tukar rupiah pada periode pra krisis menjadi pola hubungan timbal balik dan pendekatan tradisional pada priode krisis, serta kembali lagi didominasi oleh ketidakadaan hubungan pada periode pemulihan. Namun demikian, pendekatan portofolio lebih didominasi dibandingkan dengan pendekatan tradisional untuk periode krisis dan pemulihan, kecuali untuk periode sebelum krisis. Pendekatan timbal balik yang sama sekali tidak terjadi pada periode pra-krisis, saat periode krisis dan pemulihan menunjukkan dominasi yang sama dengan pendekatan portofolio.

Terjadinya pola hubungan yang berbeda-beda, seperti yang ditunjukkan oleh sektor industri yang berbeda, dapat dipahami karena perbedaan karakteristik dari masing-masing industri tersebut apakah berorientasi ekspor-impor atau tidak. Ramasamy & Young (2001) dan Abdalla & Murinde (1997) menyatakan bahwa sifat perubahan harga saham tergantung atas karakteristik multinasional sebuah perusahaan, sehingga perubahan harga saham perusahaan domestik akan berbeda dengan perusahaan multinasional. Hal ini dapat dipahami karena perusahaan mutinasional akan sangat tergantung kepada nilai tukar rupiah yang mempengaruhi harga jual produk yang dihasilkan di luar negeri maupun biaya produksi jika bahan baku yang digunakan diimpor dari luar negeri.

Hal menarik lainnya adalah tidak ada satupun harga saham, baik IHSG maupun indeks sektoral, yang mempunyai pola hubungan yang konsisten untuk keseluruhan periode amatan. Namun jika hanya dibandingkan antara periode krisis dan pemulihan, ada 3 sektor industri yang menunjukkan kekonsistenan, yaitu pertanian, properti dan manufaktur. Sektor pertanian konsisten menunjukkan tidak adanya hubungan, sektor properti menunjukkan hubungan timbal balik, dan sektor manufaktur yang konsisten dengan pendekatan portofolio.

Pada periode pra-krisis di mana pergerakan nilai rupiah terhadap dolar Amerika relatif stabil di Rp.2300-an, banyak perusahaan Indonesia tidak terlalu menanggung resiko kurs dalam menjalankan bisnisnya. Harga saham perusahaan tersebut tidak terpengaruh oleh nilai tukar rupiah, kecuali untuk sektor pertanian dan properti yang cukup sensitif terhadap perubahan nilai tukar rupiah.

Pada periode krisis, perubahan harga saham pada sektor industri konsumsi, keuangan, dan manufaktur mempunyai pengaruh yang nyata terhadap perubahan nilai tukar rupiah karena penurunan harga saham pada sektor tersebut menyebabkan penurunan permintaan rupiah dengan semakin berkurangnya kekayaan pemodal. Penurunan permintaan rupiah ini menyebabkan penurunan tingkat suku bunga yang pada akhirnya mendorong terjadinya arus modal keluar (*capital outflows*) dan berefek terhadap terdepresiasinya rupiah terhadap dolar Amerika. Periode pemulihan masih mencerminkan pola hubungan pendekatan portofolio, namun diikuti dengan semakin menguatnya fenomena ketidakadaan hubungan antara harga saham dengan nilai tukar rupiah. Hal ini mungkin

disebabkan karena penurunan yang terus menerus harga saham dari beberapa sektor, terutama sektor keuangan dan industri dasar, walaupun pada saat yang bersamaan rupiah berfluktuasi dalam kisaran yang cukup besar.

Pada periode krisis tampaknya penurunan IHSG mendahului terdepresiasinya nilai tukar rupiah, sehingga pada saat tersebut dapat dikatakan bahwa sinyal-sinyal terjadinya krisis pada nilai tukar rupiah telah dicerminkan oleh penurunan IHSG di BEJ. Pola hubungan ini tidak bertahan pada akhir tahun 1999 sampai akhir 2001 dan berubah menjadi hubungan timbal balik. Pada periode tersebut, pergerakan IHSG akan segera direspon oleh pergerakan nilai tukar rupiah dan pada saat yang bersamaan terjadi hal yang sebaliknya di mana pergerakan nilai tukar rupiah segera direspon oleh pergerakan IHSG.

V. Kesimpulan

Studi ini memeriksa hubungan dinamis antara harga saham di Bursa Efek Jakarta, yaitu IHSG dan indeks sektoral, dengan nilai tukar rupiah untuk tiga periode yang berbeda yang meliputi periode pra-krisis, krisis, dan pasca krisis (pemulihan). Teknik yang digunakan adalah pengujian Granger *causality* berdasarkan model VAR jika data tidak menunjukkan gejala kointegrasi, dan model VECM jika data menunjukkan gejala kointegrasi, seperti sektor pertanian pada periode pemulihan.

Pada dasarnya ada empat kemungkinan yang terjadi yang dapat menjelaskan hubungan antara harga saham dan nilai tukar mata uang. Pertama adalah perubahan harga saham dipengaruhi oleh perubahan nilai tukar rupiah (pendekatan tradisional). Kedua adalah perubahan harga saham mempengaruhi perubahan nilai tukar rupiah (pendekatan portofolio). Ketiga adalah hubungan timbal balik yang berarti bahwa perubahan yang terjadi pada kedua sektor akan segera mempengaruhi sektor lainnya pada saat yang bersamaan. Dan keempat adalah tidak ada hubungan antara nilai tukar mata uang dengan harga saham.

Hasil yang diperoleh menunjukkan pada periode yang berlainan, pola hubungan antara harga saham dan nilai tukar rupiah juga menunjukkan perbedaan. Ketiadaan hubungan antara IHSG dan nilai tukar rupiah pada periode pra-krisis berubah menjadi pola hubungan seperti yang dinyatakan oleh pendekatan tradisional pada periode krisis, dan kembali berbeda pada periode pemulihan yang menunjukkan pola hubungan timbal balik. Perbedaan ini juga berlaku untuk harga saham untuk sektor industri yang berbeda. Namun demikian, pendekatan portofolio lebih dominan dibandingkan dengan pendekatan tradisional untuk periode krisis dan pemulihan, kecuali untuk periode sebelum krisis. Hubungan timbal balik yang sama sekali tidak terjadi pada periode pra-krisis, saat periode krisis dan pemulihan menunjukkan dominasi yang sama dengan pendekatan portofolio.

Daftar Pustaka

Abdalla, L.S.A., dan V. Murinde. 1997. Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan, and the Philippines. *Applied Financial Economics*, 7, 25-35.

- Enders, W. 1995. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley and Sons, New York.
- Gaweke, J. 1984. Inference and Causality in Economic Time Series Models. Dalam Z. Griliches dan M.D. Intriligator (Eds). *Handbook of Econometrics* Vol II. Elsevier Science North-Holland. Publishers,
- Granger, C.W.J., B N Huang, dan C. W. Yang. 1998. A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rate: Evidence from Recent Asia Flu. Department of Economics Discussion Paper 98-09 (April). University of California, San Diego.
- Hamilton, J.D. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey
- Judge, G.G., R.C. Hill, W.E. Griffiths, H. Lutkepohl, dan T.S: Lee. 1988. *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. Second edition. John Wiley and Sons, New York.
- QMS: Quantitative Micro Software. 1999. *Eviews 3.1 User's Guide*. Third edition. Irvine, CA.
- Ramasamy, B. dan M. Yeung. 2001. The Causality Between Stock Returns and Exchange Rates: Revisited. Division of Business and Management Research Paper Series. The University of Nottingham in Malaysia.
- Ying Wu. 2000. Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model - The Case of Singapore in the 1990s. *Journal of Economics and Finance*,24,260-274

Lampiran I.
 Grafik Data Nilai Tukar Rupiah, IHSG, dan Indeks Sektoral (dalam logaritma alami)

