

BENARKAH PASAR MODAL KITA EFISIEN? BUKTI DARI JAKARTA STOCK EXCHANGE

Dwiarso Utomo
Fuad

Fakultas Ekonomi Jurusan Akuntansi Universitas Dian Nuswantoro
Jl. Nakula I No.5-11 Semarang - 50131

Abstract: *This study tested efficiency of market hypothesis to stock prices in Indonesia by using two unit root tests. First, we implemented a test that could account for two structural breaks because of financial crisis in the underlying series. Second, we employed variance ratio test to test the null hypothesis of random walk after adjusting for heterocedasticity. The results indicated that there were breaks, particularly in the intercept of the trend function. We also found that our heterocedastic-consistent variance ratio test documents rejected random walk hypothesis. The results somehow revealed the ambiguous results which were perhaps due to heterocedasticity in the data.*

Keywords: *Random Walk Hypothesis, structural breaks, Augmented Dickey Fuller Test, Variance Ratio Test*

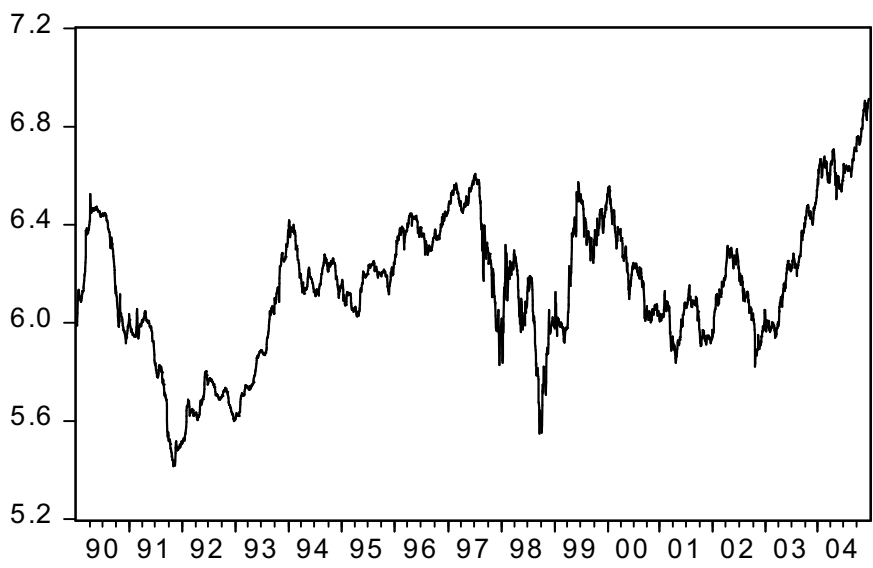
Hipotesis efisiensi pasar merupakan salah satu proposisi yang paling kontroversial dalam keuangan dan sangat mempengaruhi literatur akuntansi. Efisiensi pasar menyatakan bahwa harga pada pasar yang kompetitif merefleksikan seluruh informasi yang tersedia dan sehingga tidak mungkin menghasilkan laba *abnormal* dengan menggunakan informasi sebelumnya. Secara ekonometrika, efisiensi pasar menyatakan bahwa harga periode berikutnya merupakan variabel random yang terdistribusi secara independen dan identik (*independent, indentically distributed, iid*). Sejauh ini, uji efisiensi pasar pada pasar yang berkembang tidak konklusif. Misalnya, meskipun banyak sekali penelitian menyatakan bahwa harga

saham berpola *random walk*, Lo dan MacKinlay (1988) dan Uruttia (1995) membuktikan bahwa harga saham tidak acak.

Penelitian ini menguji properti *random walk* pada pasar modal Indonesia, yaitu pada Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) dan LQ-45 *Jakarta Stock Exchange (JSX)*. Penelitian ini dilakukan pada JSX karena pasar modal JSX sangat rapuh terhadap adanya "tekanan" terutama karena krisis keuangan yang melanda Asia selama periode 1997-1998. JSX masih mengalami trauma tersebut paling tidak sampai awal 2000. Dampak dari krisis moneter yang menyebabkan adanya *structural breaks* dapat dilihat dari *plot time series* IHSG periode harian, sebagaimana yang disajikan pada Gambar 1.

Korespondensi dengan Penulis:

Dwiarso Utomo: Telp. +62 24 671 4389, +62 24 351 7261
Fax. +62 24 356 9684, E-mail: dwi@dosen.dinus.ac.id



Gambar 1. Plot Time Series IHSG JSX Periode Harian

Penelitian ini berkontribusi terhadap literatur akuntansi dalam beberapa hal. Pertama, uji ini akan sangat berguna untuk menjawab suatu pertanyaan yang paling fundamental dalam akuntansi: kenapa relevansi *earning* dari waktu ke waktu semakin menurun (Ryan dan Zarowin, 2003). Jika pasar tidak efisien, maka hilangnya relevansi *earning* hanya akan dapat dijawab dengan suatu perubahan pendekatan penelitian menjadi riset akuntansi keuangan keperilakuan. Beberapa penelitian telah membuktikan bahwa investor mengevaluasi harga berdasarkan pada bagaimana investor tersebut melakukan *framing* berdasarkan pada *losses* dan *gains*, sebagaimana yang dibuktikan oleh Prospect Theory (Kahneman dan Tversky, 1979; Alles, 2004; DeGeorge et al., 1999; Caylor et al. 2007). Kedua, sebagian besar penelitian yang menguji efisiensi pasar berfokus kepada pasar maju daripada pasar berkembang (kecuali penelitian yang dilakukan oleh Narayan dan Smyth, 2004; Chaudury dan Wu 2003). Ketiga, penelitian ini menguji adanya *mean reversion* yang memungkinkan beberapa *structural breaks* pada *property time series* dengan menggunakan *two breaks augmented Dickey Fuller Test* dan *Variance Ratio Test*. Hal ini penting untuk

dilakukan karena beberapa penelitian sebelumnya gagal untuk membuktikan ketidakefisienan pasar atau sering kali menolak kemungkinan hipotesis adanya *unit root* karena tidak adanya *break* dalam *property time series*.

Artikel ini disusun dalam beberapa bagian. Bagian kedua menjelaskan secara terperinci metodologi yang digunakan. Bagian ketiga menguji data dan membahas hasil penelitian. Bagian terakhir menyimpulkan secara ringkas artikel ini.

METODE

Harga penutupan mingguan dan harian yang diperoleh dari Indeks Harga Saham Gabungan dan LQ-45 selama periode 1 Januari 1990 sampai 31 Desember 2004 digunakan sebagai data dalam penelitian ini. Indeks Harga Saham Gabungan *Jakarta Stock Exchange* merupakan indeks gabungan harga saham yang *listing* di Bursa Efek Jakarta yang merefleksikan perubahan-perubahan harga seluruh saham. LQ-45 merupakan indeks berbobot yang terdiri dari 45 saham yang memiliki

volatilitas harga paling tinggi. Untuk mengeliminasi adanya *thin trading* dan *non-synchronous trading*, LQ 45 digunakan yang juga untuk merefleksikan basis industri yang luas (Hartono, 2005). Kedua data tersebut diperoleh dari *Indonesian Securities Market Database* Universitas Gadjah Mada Yogyakarta.

Return mingguan masing-masing sekuritas dihitung sebagai *return* dari harga penutupan hari Rabu sampai harga penutupan hari Rabu minggu berikutnya. Jika harga pada hari Rabu tersebut tidak tersedia, karena libur misalnya, maka harga hari Kamis atau Selasa digunakan. Jika harga penutupan hari Selasa juga tidak tersedia, maka harga penutupan hari Kamis digunakan. Namun, jika baik hari Selasa, Rabu dan Kamis juga tidak tersedia, maka *return* mingguan untuk periode tersebut dianggap sebagai *missing value*.

Augmented Dickey Fuller Test (ADF)

Hipotesis *null* sederhana yang menyatakan bahwa logaritma natural indeks harga saham (p) *random walk* dinyatakan sebagai berikut:

$$p_t = c + \alpha \cdot p_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1}$$

Dimana c adalah parameter konstanta dan ε_t merupakan proses *stationary* yang memungkinkan untuk berkorelasi secara serial. Uji ADF, yang merupakan uji *random walk hypothesis* yang paling populer, dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \tag{2}$$

$$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \tag{3}$$

Persamaan (2) menguji hipotesis *null* mengenai *random walk* dan hipotesis alternatifnya menguji adanya *mean reversion*, sedangkan persamaan (3), hampir sama dengan persamaan (2), menguji hipotesis *null* mengenai *random walk* dan hipotesis alternatif adanya *trend stationary*. Pada kedua persamaan, parameter tambahan k , Δp_{t-j} ditambahkan untuk mengeliminasi adanya

gangguan terhadap dependensi parameter pada distribusi *asymptotic* yang disebabkan oleh adanya korelasi serial pada *error*. Dalam hal ini, jika parameter α tidak berbeda secara signifikan dari nol, maka hipotesis *null* mengenai *random walk* tidak dapat ditolak. Di samping itu, jika ditemukan bahwa $\alpha < 0$, maka hipotesis alternatif tentang *mean reversion* diterima. Peneliti juga menguji *unit root test* dengan menggunakan uji Phillips dan Perron (PP) yang juga menguji persamaan (2) dan (3). Namun, nilai kritis untuk menerima atau menolak hipotesis diturunkan berdasarkan asumsi non-parametrik.

Salah satu keterbatasan dari uji ADF adalah uji tersebut memiliki kekuatan yang lemah dalam menguji hipotesis *mean reversion* (Chaudury dan Wu, 2003). Perron (1989) menyatakan bahwa uji tersebut terbukti sangat lemah ketika terdapat *break* pada *deterministic trend function*, padahal uji tersebut didasarkan pada distribusi *asymptotic* yang mempertimbangkan adanya *broken trend*. *Treatment* yang dilakukan oleh Perron (1989) tentang *structural break* bersifat endogen dan merupakan subyek dari masalah “*data snooping*” (Chaudury dan Wu, 2003). Zivot dan Andrews (1992) mengkritisi model Perron dan mereka melakukan *break* sebagai *endogen* untuk menghindari adanya hasil yang *spurious* mengenai tanggal *break*. Prosedur yang disarankan oleh Zivot dan Andrew dimulai dengan mengestimasi tiga persamaan berikut:

Model A:

$$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \tag{4}$$

Model B:

$$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \tag{5}$$

Model C:

$$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \tag{6}$$

Hipotesis *null* dalam persamaan (4), (5) dan (6) adalah $\alpha = 0$, yang berarti bahwa terdapat *unit root* dalam p . Hipotesis alternatif adalah $\alpha < 0$, yang

berarti bahwa p adalah *breakpoint stationary*. DU_t merupakan indikator variabel *dummy* untuk perubahan intersep yang terjadi pada waktu TB, sedangkan DT adalah perubahan *slope* pada fungsi *trend*, yang dapat didefinisikan sebagai berikut:

$$DU1_t = \begin{cases} 1 & \text{if } t > TB1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$DT1_t = \begin{cases} t - TB1 & \text{if } t > TB1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

Narayan dan Smyth (2004) telah memperingatkan kemungkinan bahayanya uji Zivot dan Andrew ketika terdapat dua *structural breaks* dalam suatu series. Pendekatan yang dilakukan oleh Lumsdaine dan Pappel (1997) memungkinkan dua *structural breaks* yang dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \theta DU1_t + \psi DU2_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \gamma DT1_t + \omega DT2_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \psi DU2_t + \omega DT2_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$DU1_t = \begin{cases} 1 & \text{if } t > TB1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$DU2_t = \begin{cases} 1 & \text{if } t > TB2 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$DT1_t = \begin{cases} t - TB1 & \text{if } t > TB1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$DT2_t = \begin{cases} t - TB2 & \text{if } t > TB2 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

Dimana $DU1$ dan $DU2$ adalah *structural breaks* pada intersep dan $DT1$ dan $DT2$ adalah *break* yang terdapat pada fungsi *trend* persamaan (7), (8) dan (9). Sehingga, persamaan (7) menguji *unit root* yang memungkinkan dua *structural breaks* pada intersep, persamaan (8) menguji *random walk* yang memungkinkan pengujian 2 *break* pada *slope*. Sedangkan persamaan (9) menguji hipotesis *null* mengenai *random walk* yang meliputi *break* pada *slope* dan juga pada *slope*.

Variance Ratio Test

Variance ratio test yang dikembangkan oleh Lo dan MacKinlay (1988) juga digunakan secara luas untuk menguji hipotesis mengenai *random walk*. Meskipun *variance ratio test* ini sensitif terhadap adanya perubahan harga yang berkorelasi, uji ini *robust* terhadap berbagai bentuk *heterocedasticity* dan *non-normality* pada *stochastic error*. *Variance ratio* dikembangkan berdasarkan pada suatu fakta bahwa *variance* mengenai perbedaan- q pada suatu series yang tidak berkorelasi merupakan q -kali *variance* perbedaan pertamanya. Sehingga, jika diperoleh observasi $n+1, p_0, p_1, p_2 \dots ; p_n$ pada suatu jarak interval yang sama, $1/q$ dari *variance* P_t, P_{t-q} diharapkan sama dengan *variance* $p_t - p_{t-1}$ untuk suatu *time series* yang berkarakteristik *random walk*. Secara lebih mudahnya *variance ratio*, $VR(q)$ didefinisikan sebagai:

$$VR(q) = \frac{\sigma_q^2}{\sigma_1^2} \quad (10)$$

Dimana merupakan estimator yang tidak bias mengenai $1/q$ dari varians perbedaan ke- q logaritma *return* saham $(p_t - p_{t-q})$ dan merupakan estimator yang tidak bias mengenai *variance* logaritma *return* $(p_t - p_{t-1})$. Lo dan MacKinlay lebih lanjut menunjukkan bahwa estimator and dapat dihitung dengan:

$$\sigma_q^2 = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^n (p_t - p_{t-q} - qu)^2 \quad (11)$$

$$\sigma_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (p_t - p_{t-1} - u)^2 \quad (12)$$

Dimana

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq} \right), \quad u = \frac{1}{nq} (p_{nq} - p_0) \quad (13)$$

p_{nq} adalah observasi terakhir dan p_0 merupakan observasi pertama dan n adalah jumlah observasi pada data runtun waktu.

Uji statistik pertama, $z(q)$ dihitung berdasarkan pada asumsi *homocedasticity*, dengan *asymptotic variance* dari VR statistik yang didefinisikan sebagai:

$$\phi(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)} \quad (14)$$

Dan z statistik didefinisikan sebagai:

$$Z(q) = \frac{VR(q) - 1}{[\phi(q)]^{1/2}} \xrightarrow{a} N(0,1) \quad (15)$$

Sedangkan VR statistik yang bebas *heterocedasticity* diperoleh dengan:

$$\phi^*(q) = \sum_{j=1}^q \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \delta(j) \quad (16)$$

Dimana,

$$\delta(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^{q-1} (p_t - p_{t-1} - \mu)^2 (p_{t-j} - p_{t-j-1} - \mu)^2}{\left[\sum_{t=1}^{nq} (p_t - p_{t-1} - \mu)^2 \right]^2} \quad (17)$$

Statistic variance ratio dapat distandarisasikan secara *asymptotic* menjadi statistik normal standar $Z^*(q)$, yang dihitung sebagai:

$$Z^*(q) = \frac{VR(q) - 1}{[\phi^*(q)]^{1/2}} \xrightarrow{a} N(0,1) \quad (18)$$

Variance ratio pada teori samplingnya mengasumsikan bahwa pengujian yang berdasarkan pada perkiraan *asymptotic* sehingga memerlukan jumlah sampel yang besar. Dengan memperhatikan jumlah ukuran sampel sebagai pertimbangan dalam melakukan pengujian *variance ratio*, maka sampel harian juga digunakan. Meskipun demikian Lo dan MacKinlay (1988) telah memperingatkan kemungkinan bahaya yang mungkin disebabkan oleh penggunaan data harian. Mereka menyatakan bahwa data harian akan menghasilkan bias yang berhubungan dengan *non-trading, bid-ask spread, non-synchronous trading*, dan lain sebagainya yang mungkin akan menyebabkan hasilnya agak bias.

HASIL

Tabel 1. Ringkasan Statistik Deskriptif Tentang Return

	JSX-composite index		LQ-45	
	Daily	Weekly	Daily	Weekly
Mean	488.732	489.006	114.474	114.502
Std.Dev	137.938	138.427	31.188	31.376
Skewness	0.625	0.654	1.004	0.785
Jarque Bera	272.483	63.028	1506.62	53.672
Autocorrelation				
1	0.203	0.091	-0.453	-0.293
2	0.039	0.166	-0.003	0.018
3	-0.003	0.084	0.002	0.028
4	-0.009	0.069	-0.005	-0.002
5	-0.009	0.075	-0.005	0.045
6	-0.020	0.061	0.003	-0.011
7	-0.006	-0.001	-0.014	-0.009
8	0.022	0.020	0.000	-0.039
10	0.034	-0.035	0.010	-0.007
11	0.052	-0.014	-0.002	0.011
12	0.068	-0.035	0.006	-0.026
13	0.057	-0.005	0.000	-0.006
14	0.052	-0.015	0.006	-0.081
15	0.018	-0.006	-0.005	0.171
Ljung-Box Q_{15}	214.78	47.164	451.93	62.461
Jumlah observasi	3427	764	2198	458

Ringkasan statistik tentang *series return* disajikan pada Tabel 1. IHSB dan LQ-45 memiliki jumlah observasi yang berbeda karena berbedanya periode sampling baik harian maupun mingguan. Nilai rata-rata untuk IHSB berkisar pada 490 baik untuk harian maupun mingguan, sedangkan LQ-45 berkisar pada 115. Korelasi *lag* pertama untuk IHSB seluruhnya positif, namun untuk LQ-45 sebagian besar negatif. *Ljung-Box Q Statistic* pada *lag* ke 15 merupakan suatu tes untuk menguji hipotesis *null* bahwa tidak ada autokorelasi sampai *lag* ke 15. Hasilnya menunjukkan bahwa hipotesis *null* tentang *random walk* dapat ditolak untuk IHSB dan LQ-45.

Augmented Dickey Fuller test

Hasil uji ADF dan PP pada persamaan (2) dan (3) disajikan pada Tabel 2. Panjangnya *lag* yang optimal, *k*, ditentukan dengan menggunakan prosedur yang ditentukan oleh Campbell dan Perron (1991). Dalam ini peneliti melakukan *auxiliary regression* dengan k_{max-n} , kemudian mengestimasi persamaan (2) dan (3) dengan terus melakukan iterasi sampai α pada k_{max-n} signifikan.

Dari Tabel 2 dapat diketahui bahwa terdapat *random walk* pada level yang cukup moderat, 10%. Namun hasil tersebut harus diinterpretasikan secara berhati-hati karena kemungkinan terdapat *structural breaks* pada intersep atau *slope* atau kedua pada fungsi *trend*.

Data IHSB Harian dengan Satu dan Dua Structural Breaks

Untuk kedua jenis uji, dapat diketahui pada hipotesis *null random walk* tidak dapat ditolak pada level yang cukup moderat. Sehingga, dapat disimpulkan bahwa hasil tersebut membuktikan tidak terdapat *mean reversion* pada pasar modal Indonesia. Salah satu alasan yang cukup logis atas penerimaan *random walk hypothesis* adalah kemungkinan adanya mis-spesifikasi tentang *deterministic components* yang dimasukkan sebagai *regressors*. Sangat mungkin bahwa *series* yang diteliti **is characterized** oleh perubahan struktural yang fundamental. Gagal dalam mengantisipasi hal tersebut akan dapat membiaskan pengujian dimana akan sering menerima hipotesis *null* tentang *random walk* (Chaudury dan Wu, 2003).

Tabel 2: Hasil Uji ADF dan PP

$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$					
$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$					
		ADF test		PP test	
	k_{max-n}	No trend	With trend	No trend	With trend
JSXCI-daily	1	-1.219	-1.7585	-1.191	-1.729
JSXCI-weekly	3	-1.928	-2.502	-1.778	-2.282
LQ45 daily	4	-1.691	-1.783	-2.241	-2.318
LQ45-weekly	3	-1.847	-1.917	-1.850	-1.887
<i>Note: Nilai kritis MacKinnon (1996) digunakan untuk menguji adanya unit root</i>					

Sehingga, penelitian ini mempertimbangkan suatu asumsi fundamental dimana kemungkinan terdapat *structural breaks*, sebagaimana yang terdapat pada Gambar 1. Sedangkan hasil uji Zivot dan Andrews (1992) disajikan pada Tabel 3. Terdapat dua penemuan yang: pertama, peneliti gagal dalam menolak hipotesis *null* tentang *random walk* pada model A, B, dan C pada level signifikansi konvensional, dan konsisten dengan hasil uji ADF dan PP. Kedua, pada model A dan C, terdapat *break* yang cukup signifikan yang pada level 1%, tetapi hal tersebut tidak merubah atau menimbulkan *break* pada *slope*.

Juga menarik untuk diketahui bahwa setelah mempertimbangkan dua *structural breaks* yang disebabkan oleh krisis finansial, masih tidak mungkin untuk menolak hipotesis tentang *random walk*. Lebih lanjut, berdasarkan pada model AA, hanya *break* pertama pada intersep yang signifikan pada level 5%. Menariknya, *break* pertama dan kedua baik pada intersep ataupun *slope* signifikan pada level 1%. Namun, berdasarkan pada model BB, tidak satu pun *break* pertama dan kedua pada *slope* signifikan.

Table 3: Uji Random Walk dengan Satu Structural Break pada Data Harian IHSG

$\text{Model A: } \Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$			
$\text{Model B: } \Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$			
$\text{Model C: } \Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$			
	Model A	Model B	Model C
DT	30 June 1997		
α	-0.002 -2.538	-0.001 -1.667	-0.002 -2.447
β	1.13E-06 3.1025	3.74E-07 0.039	8.62E-07 1.763
θ	-0.002 -2.687	-	-0.002 -2.695
γ	-	7.53E-07 0.784	7.81E-07 0.813
K	1	1	1

Tabel 4: Uji Random Walk dengan Dua Structural Break pada Data Harian IHSB

$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \theta DU1_t + \psi DU2_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$			
$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \gamma DT1_t + \omega DT2_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$			
$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \psi DU2_t + \omega DT2_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$			
	Model AA	Model BB	Model CC
TB1	30 June 1997		
TB2	1 July 1999		
α	-0.002 -2.626	-0.002 -1.984	-0.002 -2.203
β	1.34E-06 3.181	3.23E-07 0.725	8.11E-07 1.659
θ	-0.002 -2.533	-	-0.006 3.718
ψ	-9.73E-04 -1.006	-	-0.005 3.380
γ	-	2.29E-06 -0.890	1.72E-05 3.253
ω	-	3.66E-06 1.276	1.54E-05 -2.885
k	1	1	1

Data IHSB Mingguan dengan Satu dan Dua Structural Breaks

Tabel 5 dan 6 melaporkan uji *random walk* dengan satu dan dua *structural breaks* untuk data IHSB mingguan. Hasilnya sekali lagi mengindikasikan bahwa *random walk hypothesis* tidak dapat ditolak. Lebih lanjut, berdasarkan pada model

A-C, nampaknya krisis moneter tidak merubah intersep dan *slope* fungsi *trend*. Meskipun setelah mempertimbangkan dua *break* (sebelum dan setelah krisis moneter) pada fungsi, dimana diestimasi dengan model AA, BB, dan CC, dapat diindikasikan bahwa tidak ada *break* yang signifikan pada level yang konvensional.

Tabel 5: Uji Random Walk dengan Satu Structural Break pada Data Mingguan IHS

$$\text{Model A: } \Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{Model B: } \Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Model C: } \Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

	Model A	Model B	Model C
DT	30 June 1997		
α	-0.015 -2.907	-0.012 -2.440	-0.015 -2.846
β	4.37E-06 2.301	8.71E-07 0.458	3.59E-06 1.422
θ	-0.008 -1.634		-0.008 -1.635
γ		1.09E-05 0.464	1.10E-05 0.471
k	3	3	3

Secara keseluruhan hasil uji ADF setelah mengendalikan dampak *structural breaks* mengindikasikan bahwa pasar efisien secara keputusan. Meskipun demikian, adanya volatilitas

dan *heterocedasticity* pada pasar modal mungkin akan mempengaruhi validitas hasil penelitian. Oleh karena itu, *Variance Ratio Test* digunakan untuk menghasilkan suatu kesimpulan yang kuat.

Table 6: Uji Random Walk dengan Dua Structural Breaks pada Data Mingguan IHS

$$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \theta DU1_t + \psi DU2_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \gamma DT1_t + \omega DT2_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta p_t = c + \alpha p_{t-1} + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \psi DU2_t + \omega DT2_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

	Model AA	Model BB	Model CC
TB1	30 June 1997		
TB2	1 July 1999		
α	-0.016 -2.984	-0.014 -2.757	-0.015 -2.966
β	5.26E-06 2.342	2.56E-06 1.149	3.76E-06 1.488
θ	-0.008 -1.579	-	-0.011 -1.408
ψ	-0.003 -0.745	-	-0.011 -1.451
γ	-	-6.92E-05 -1.139	9.90E-05 0.857
ω	-	9.87E-05 1.427	-6.14E-05 -0.523
K	3	3	3

Variance Ratio Test

Tabel 7 menampilkan hasil uji *variance ratio* mengenai *random walk hypothesis* untuk data harian IHSG. *Variance ratio*, $VR(q)$, nilai z berasumsi *homocedasticity*, $Z(q)$, dan nilai z yang mengeliminasi adanya *heterocedasticity* $Z^*(q)$ disajikan pada tabel tersebut. Hasil yang cukup mengejutkan dapat diketahui di sini bahwa peneliti dapat menolak hipotesis *null* tentang *random walk* untuk seluruh interval q pada 5% bahkan setelah mengendalikan dampak adanya *heterocedasticity* pada data.

Untuk membuktikan *robustness* hasil *variance ratio test*, *test statistics* dihitung untuk dua sub

periode, sebelum krisis moneter (3 januari 1990 sampai 30 Juni 1997) dan setelah krisis moneter (1 Juli 1999 sampai 31 Desember 2004). Peneliti menggunakan *cut-off* tersebut karena peneliti berargumen, berdasarkan hasil sebelumnya (lihat hasil ADF dengan dua *structural breaks*) bahwa krisis moneter mungkin menyebabkan perubahan struktural pada data. Demikian juga, hasil penelitian secara konsisten menolak hipotesis *null* mengenai *random walk* pada seluruh interval q pada data harian sebelum dan setelah krisis moneter. Hasil penelitian tidak dipengaruhi oleh adanya volatilitas pada data karena $Z^*(q)$ seluruhnya signifikan pada level 1%.

Tabel 7: Uji Variance Ratio pada Data Harian dan Mingguan IHSG

	q=2	q=4	q=6	q=8	q=12	Q=24
Harian (Seluruh sampel)						
VR	1.2031	1.3121	1.3379	1.3332	1.3782	1.6410
Z(q)	11.892*	9.765*	8.0020*	6.5949*	5.9057*	6.8474*
Z*(q)	6.778*	5.682*	4.7380*	3.9547*	3.5934*	4.3028*
Harian (Sebelum krisis moneter 3 Jan 90 until 30 Juni 97)						
VR	1.2445	1.4632	1.5466	1.6314	1.8422	2.5010
Z(q)	10.4865*	10.6187*	9.4813*	9.1530*	9.6337*	11.7468*
Z*(q)	4.1899*	4.7863*	4.7185*	4.9161*	5.7655*	8.2906*
Harian (Setelah Krisis Moneter 1 Juli 1999 31 Desember 2004)						
VR	1.1448	1.2008	1.2615	1.2848	1.3079	1.4107
Z(q)	5.2948*	3.9241*	3.8686*	3.5200*	3.0031*	2.7408*
Z*(q)	4.0511*	2.8721*	2.8314*	2.5980*	2.2647**	2.1630**
Mingguan (seluruh sampel)						
VR	1.0080	1.3431	1.5362	1.6765	1.7676	1.6903
Z(q)	2.4312**	5.0691*	5.9956*	6.3217*	5.6590*	3.4819*
Z*(q)	1.8283	3.8320*	4.5138*	4.7444*	4.2702*	2.7140*
Mingguan (setelah krisis moneter)						
VR	1.1207	1.1941	1.2688	1.3459	1.4662	1.4080
Z(q)	1.9804**	1.7013	1.7834	1.9181	2.0397**	2.1192**
Z*(q)	1.1814	1.1548	1.6271	1.7533	1.8778	1.9818**
Mingguan (sebelum krisis moneter)						
VR	1.1940	1.2159	1.2695	1.2508	1.2652	1.3504
Z(q)	3.8312*	5.4457*	6.1470*	6.3479*	6.1378*	4.5065*
Z*(q)	2.3430**	3.6734*	4.3118*	4.5300*	4.5441*	3.6815*

Dengan menggunakan data mingguan IHSG, terdapat bukti yang lebih lanjut yang semakin mendorong terhadap penolakan hipotesis null berdasarkan pada uji baik sebelum ataupun setelah mengeliminasi adanya *heterocedasticity* pada data. Namun, pada data setelah krisis moneter, hanya 3 dari 6 yang signifikan ada level 5%. Sedangkan pada data sebelum krisis moneter, dapat dibuktikan bahwa hipotesis *random walk* dapat ditolak pada seluruh interval q .

harga saham merefleksikan seluruh informasi yang tersedia di pasar, terutama merefleksikan harga masa lampau. Meskipun demikian, penelitian ini belum dapat membuktikan tentang efisiensi pasar modal ini, meskipun dalam bentuk yang lemah sekalipun.

Hasil penelitian yang masih belum dapat membuktikan efisiensi pasar dalam bentuk lemah ini lebih mungkin dikarenakan anomali pada pasar modal Indonesia. Anomali pasar ini telah dapat

Tabel 8: uji Variance ratio pada data harian dan mingguan LQ45

Harian LQ45 (setelah krisis moneter)						
	Q=2	Q=4	Q=6	Q=8	Q=12	Q=24
VR	1.1300	1.1665	1.2079	1.2192	1.2276	1.300
Z(q)	4.7533*	3.2551*	3.0746*	2.7090*	2.2194	2.0015
Z*(q)	3.6915*	2.4148*	2.2876*	2.0393**	1.7136	1.6261
Mingguan Lq45 (setelah krisis moneter)						
VR	1.0564	1.0941	1.1213	1.1631	1.2168	1.3963
Z(q)	0.9348	0.8341	0.8135	0.9145	0.9590	1.1994
Z*(q)	0.9022	0.8063	0.7747	0.8645	0.9046	1.1417

Untuk data LQ-45, hasil penelitian tidak dapat disimpulkan secara konklusif. Pada data harian, hipotesis *null* mengenai *random walk* tidak dapat ditolak pada $q=2$ sampai $q=8$. Untuk dapat mingguan, hipotesis *null random walk* diterima untuk seluruh nilai q pada level signifikansi 5%. Secara keseluruhan, *variance ratio test* memberikan hasil yang cukup mengejutkan, yang mungkin akan merubah paradigma riset akuntansi keuangan, dimana efisiensi pasar modal Indonesia patut dipertanyakan.

ditemukan oleh beberapa penelitian yang juga inkonklusif sejak tahun 1950an. Kendall (1953) dan Roberts (1959) misalnya, menyatakan bahwa sama sekali tidak ada pola khusus pada harga saham, meskipun demikian Lo and MacKinlay (1988) dan Conrad dan Kaul (1988) menemukan adanya autokorelasi positif pada *return* saham di *New York Stock Exchange* (NYSE). Meskipun demikian, sebagaimana yang mereka laporkan, adanya korelasi tersebut tidak cukup besar untuk digunakan meraih keuntungan dalam bertransaksi.

Selain anomali tersebut, beberapa spekulasi yang lain digunakan untuk menjelaskan adanya ambiguitas *random-walk hypothesis* ini. Pertama, sejalan dengan yang diungkapkan oleh Lo dan KacKinlay (2002) *random walk* tidak pernah ada. Sehingga, kinerja saham masa lampau tidak dapat digunakan atau tidak dapat dijadikan indikasi untuk kinerja saham masa mendatang. Kedua,

PEMBAHASAN

Penelitian ini menemukan bahwa terdapat hasil yang ambigu mengenai *random-walk hypothesis* di pasar modal Indonesia. *Random walk hypothesis* secara garis besar menyatakan bahwa

Augmented Dickey Fuller (ADF) yang sebagian membuktikan terhadap tidak ditolaknya *random walk hypothesis* bukan merupakan teknik ekonometrik yang sesuai. Meskipun ADF sangat populer, tetapi dibandingkan dengan teknik yang lain, sebagaimana diungkapkan oleh Pantula *et al.* (1994), tidak lebih baik dibandingkan dengan *variance ratio test* ataupun uji *unit-root* yang lain.

Ketiga, *behavioral finance* mungkin lebih dapat menjelaskan lemahnya *random walk hypothesis* ini. Kahneman dan Tversky (1979) membuktikan bahwa individual (termasuk investor) akan berperilaku dan bertindak sesuai dengan perubahan pada harga saham berdasarkan pada "rugi" ataupun "untung" transaksi tersebut. Berdasarkan *Prospect Theory* Kahneman dan Tversky (1979) tersebut, karena investor "kelihatannya" cenderung tidak rasional (meskipun terbukti secara empiris hal itu rasional) dan dapat diprediksi, hal tersebut akan berimplikasi terhadap validitas *random walk hypothesis*. *Prospect Theory*, sebagai bagian dari *behavioral finance*, dapat digunakan untuk menjelaskan tentang lemahnya *random walk hypothesis*.

Keempat, sejalan dengan pernyataan tersebut, tidak ada garis pembatas yang jelas antara diterima ataupun ditolaknya *random walk hypothesis*. Namun, penjelasan yang lebih logis dan moderat adalah seberapa kuat *random walk hypothesis* tersebut berlaku. Misalnya, *random walk hypothesis* yang lemah akan dengan mudah diindikasikan dengan ditolaknya *random walk hypothesis*, sebagaimana yang terdapat pada penelitian ini.

KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan

Tujuan utama penelitian ini adalah untuk menguji *efficient market hypothesis* dengan

menggunakan data harian dan mingguan IHS di *Jakarta Stock Exchange* dan LQ-45. Penelitian ini menggunakan uji ADF dengan satu dan dua *structural breaks* dan juga *variance ratio test*. Bagaimanapun juga, hasil penelitian ini sedikit ambigu. Meskipun setelah mengendalikan kemungkinan adanya *break* pada *slope* maupun parameter persamaan ADF, hipotesis *null* tentang *random walk* tidak dapat ditolak. Meskipun demikian *variance ratio test* menghasilkan suatu bukti yang kuat yang menolak *random walk hypothesis*. Hasil penelitian ini diharapkan dapat memberikan suatu penelitian lebih lanjut yang lebih komprehensif tentang properti-properti *random walk* di pasar modal Indonesia ataupun negara-negara berkembang lainnya.

Saran

Hasil penelitian ini diharapkan dapat memberikan suatu penelitian lebih lanjut yang lebih komprehensif tentang properti-properti *random walk* di pasar modal Indonesia ataupun negara-negara berkembang lainnya. Penelitian lebih lanjut dapat menggunakan *Artificial Neural Network* sebagai teknik baru dalam menjelaskan fenomena *random walk hypothesis*. *Behavioral finance* dapat juga digunakan sebagai landasan teoritis untuk uji *unit-root* ataupun *random walk*.

DAFTAR PUSTAKA

- Alles, L. 2004. Time Varying Skewness in Stock Returns: An Information Based Explanation. *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol.43 (1/2), pp.45-55.
- Campbell, J.Y. and Perron, P. 1991. *Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots*, National Bureau of Economic Research. In *Macroeconomics Annual*. MIT Press, Cambridge.

- Caylor, M.L., Lopez, T.J., and Rees, L. 2007. Is The Value Relevance of Earnings Conditional on The Timing of Earnings Information? *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.26, pp.62-95.
- Chaudury, K. and Wu, Y. 2003. Random Walk Versus Breaking Trend in Stock Prices: Evidence from Emerging Markets. *Journal of Banking and Finance*, Vol.27, pp. 575-592.
- Conrad, J. and Kaul, G. 1988. Time-variation in Expected Returns. *Journal of Business*, Vol.61, pp.409-425
- DeGeorge, F., Patel, J., and Zeckhauser, R. 1999. Earnings Management to Exceed Thresholds. *Journal of Business*, Vol.72, No.1, pp.1-33.
- Kahneman, D. and Tversky, A. 1979. Prospect Theory: An Analysis of Decisions Under Risk. *Econometrica*, Vol. 47, No.2, pp.263-292.
- Kendall, M.1953. The Analysis of Economic Time Series, Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.96, pp.11-25.
- Lo, A. and MacKinlay, A.C. 1988. Stock Market Prices Do Not Follow Random Walk: Evidence from Simple Specification Tests. *Review of Financial Studies* No.1, pp.41-66.
- Lumsdaine, R. and Papell, D. 1997. Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, Vol.79, pp.212-218.
- Narayan, P.K. and Smyth, R. 2004. Is South Korea's Stock Market Efficient? *Applied Economics Letters* 11, pp.707-710.
- Pantula, S., Gonzales-Farias, G., and Fuller, W.A. 1994. A Comparison of Unit Root Test Criteria. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.12, pp.449-459.
- Perron, P. 1989. The Great Crash, The Oil Price Shock and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica* Vol.57, pp.1361-1401.
- Roberts, H. 1959. Stock Market Patterns and Financial Analysis: Methodological Suggestions, Vol.14, pp.1-10.
- Ryan, S.G. and Zarowin, P.A. 2003. Why Has The Contemporaneous Linear Returns-Earnings Relation Declined? *The Accounting Review*, Vol.78, No.2, pp.523-553.
- Uruttia, J.L. 1995. Tests of Random Walk and Market Efficiency for Latin American Emerging Equity Markets. *Journal of Financial Research*, Vol.18, pp.299-309.
- Zivot, E. and Andrews, D. 1992. Further Evidence of The Great Crash, The Oil-Price Shock and The Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.10, pp.251-270.