

EVOLUSI *DAY-OF-THE-WEEK-EFFECT* DI PASAR MODAL INDONESIA

Oleh :

I Made Surya Negara Sudirman¹

I Wayan Sudirman²

Abstrak

Penelitian ini bertujuan untuk menguji dan menganalisis *Day-of-The-Week-Effect* (DWE) di pasar modal Indonesia. Cross (1973) dalam *seminal paper*-nya menyatakan, secara rata-rata, *return* pada hari Senin adalah negatif dan *return* pada hari Jumat adalah positif, yang oleh sejumlah peneliti setelahnya dinamakan *DWE*. Hingga saat ini *DWE* tidak dapat dijelaskan oleh teori keuangan konvensional sehingga dinyatakan sebagai anomali. Keberadaan *DWE* sesungguhnya juga memberi tantangan bagi *Efficient Market Hypothesis* (EMH), sehingga menjadi menarik untuk diteliti. Metode *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH) digunakan untuk menguji dan menganalisis *DWE* dalam studi ini. Sumber data dalam studi ini adalah Bursa Efek Indonesia. Kebaruan dalam penelitian ini adalah pada pengujian *DWE* yang dilakukan pada periode waktu yang panjang (1990-2018) dan pengujian yang dilakukan dengan membentuk sub-sampel dalam periode waktu tersebut. Hasil penelitian menemukan terjadi evolusi *DWE* di pasar modal Indonesia. Dimana, *DWE* mulai terjadi pada periode krisis Asia tahun 1998, lalu tidak terjadi pada periode krisis keuangan global 2008, kemudian terjadi kembali pada periode setelahnya hingga 2018.

Kata kunci: *Day-of-The-Week-Effect*; GARCH; Indonesian Stock Exchange

Abstract

The study aims to examine and analyze the Day-of-The-Week-Effect (DWE) in Indonesian Stock Exchange. Cross (1973) in his seminal paper stated that, on average, return on Monday is negative and return on Friday is positive, which by a number of researchers afterwards is called

¹ Fakultas Ekonomi dan Bisnis Universitas Udayana

² Fakultas Ekonomi dan Bisnis Universitas Udayana

DWE. Until now DWE cannot be explained by conventional finance theories so it is stated as an anomaly. The existence of DWE actually also challenges the Efficient Market Hypothesis (EMH), so it becomes interesting to study. The Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) method was used to test and analyze DWE in this study. The data source in this study is the Indonesia Stock Exchange. The novelty in this study is on DWE testing carried out over a long period of time (1990-2018) and testing conducted by forming sub-samples within that time period. The results of the study found that there was an evolution of DWE in the Indonesian capital market. Where, DWE began to occur in the Asian crisis period in 1998, then it did not occur in the period of the 2008 global financial crisis, then reappeared in the following period until 2018.

Keywords: *Day-of-The-Week-Effect; GARCH; Indonesian Stock Exchange*

I. PENDAHULUAN

Cross (1973) dalam *seminal paper*-nya menyatakan, secara rata-rata, *return* pada hari Senin adalah negatif dan *return* pada hari Jumat adalah positif, yang oleh sejumlah peneliti setelahnya dinamakan *Day-of-the-Week-Effect (DWE)*. *DWE* adalah fenomena dimana kecenderungan *return* saham yang terjadi tergantung pada hari tertentu dalam seminggu (Miller, 1988). Para peneliti awal *DWE* menemukan secara umum distribusi dari *return* saham adalah identik untuk masing-masing hari dalam seminggu di pasar modal Amerika Serikat (Cross, 1973; French, 1980; Gibbons & Hess, 1981; Lakonishok & Levi, 1982). Fenomena *DWE* mengandung implikasi yang sangat penting terhadap pengambilan keputusan investasi yang didasarkan pada *asset pricing*. Dimana ketika *return* saham identik untuk masing-masing hari dalam seminggu, maka pengambilan keputusan investasi pun sebaiknya mempertimbangkan *DWE* (Yakob, Beal, & Delpachitra, 2005).

DWE menjadi fenomena yang diteliti secara luas pada berbagai pasar modal di berbagai belahan dunia setelah pertama kali fenomena tersebut diungkapkan oleh Cross (1973). *DWE* telah diteliti di pasar modal Amerika (Abraham & Ikenberry, 1994; Cross, 1973; Ederington & Lee, 1996; French, 1980; Gibbons & Hess, 1981; Lakonishok & Maberly, 1990), di pasar modal Indonesia (Wong & Yuanto, 1999), di pasar modal Kuwait (Al-Loughani & Chappell, 2001), di pasar modal Thailand (Holden, Thompson, & Ruangrit, 2005), di pasar modal India (Chia & Liew, 2010), di pasar modal Philipina (Rufino & Delfino, 2016), dan di pasar modal Turki (Oncu, Unal, & Demirel, 2017). *DWE* bahkan telah diteliti secara regional pada beberapa pasar modal yang sedang berkembang di Asia (Choudhry, 2000; Wong, Hui, & Chan, 1992), beberapa pasar modal di Asia Pasifik (Yakob et al., 2005), lima puluh satu pasar modal di tiga puluh tiga negara (Dicle & Levendis, 2014), tiga pasar modal di Asia (Ulku & Rogers, 2018).

Perbedaan penelitian ini dengan berbagai penelitian sebelumnya adalah pengujian *DWE* dilakukan di pasar modal Indonesia dalam kurun waktu yang panjang yaitu tahun 1990 sampai dengan 2018 atau 28 tahun. Penelitian ini juga membagi periode waktu yang panjang tersebut menjadi tujuh periode sub-sampel pengujian untuk melihat evolusi *DWE* di pasar modal Indonesia. Dalam ketujuh periode tersebut terdapat periode *pre-crisis* Asia 1998, *crisis* Asia 1998, *post-crisis* Asia 1998, *pre-crisis* Global 2008, *crisis* Global 2008, dan *post-crisis* Global 2008. Apakah *DWE* terjadi secara persisten dalam seluruh periode pengujian tersebut? Untuk menjawab pertanyaan tersebut maka dilakukan pengujian dan analisis *DWE* pada ketujuh periode pengujian.

II. TINJAUAN PUSTAKA

Calendar time hypothesis menyatakan bahwa proses menghasilkan *return* adalah terus menerus sehingga *return* seharusnya terkait dengan hari-hari dalam kalender. Dimana investasi di pasar ekuitas harus menerima pengembalian yang lebih tinggi pada hari Senin sebagai imbal hasil untuk akhir pekan (kalender, non-perdagangan). Bahkan, pengembalian hari senin harus sekitar tiga kali lebih banyak seperti hari kerja lainnya (Dicle & Levendis, 2014). Berbeda dengan *trading time hypothesis* menyatakan *return* yang didasarkan pada jam perdagangan seharusnya tidak berbeda setiap hari dalam seminggu (Oldfield & Rogalski, 1980). Namun demikian, sebagian besar penelitian menemukan *return* pada hari Senin lebih rendah bahkan negatif dibandingkan dengan hari-hari lainnya (Cross, 1973). Lebih rendahnya *return* pada hari Senin dibandingkan dengan hari-hari lainnya dalam seminggu disebut sebagai *day-of-the-week-effect* (*DWE*). Terdapat beberapa penjelasan terkait *DWE* yaitu: *the settlement issue*, *the institutional trading issue*, *the investor preference and clientele effect*, *spill-over effect*, *econometric methodology issue*, dan *impact of liquidity*.

The settlement issue mengingat pada perbedaan hari antara *settlement* dan perdagangan. Dengan mempertimbangkan *settlement periods* kurang dari lima hari kerja, hari-hari terakhir dalam seminggu memberikan keuntungan bagi investor dibandingkan dengan hari-hari sebelumnya dalam seminggu (Lakonishok & Levi, 1982).

The institutional trading issue mengacu pada keberadaan (atau ketiadaan) dari perdagangan institusi pada hari kerja tertentu. Osborne, (1962b) memprediksi pola aktivitas investor individu dan investor institusi. Dimana individual investor memiliki lebih banyak waktu untuk mempertimbangkan keputusan keuangannya selama akhir pekan, sehingga investor individu menjadi lebih aktif dalam perdagangan pada hari Senin. Sedangkan investor institusi menjadi kurang aktif pada hari Senin karena investor institusi cenderung membuat perencanaan strategis

pada hari Senin. Lakonishok & Maberly (1990) mengkonfirmasi prediksi Osborne, (1962b) dengan menunjukkan bukti bahwa tidak seperti investor institusional, investor individu memiliki kecenderungan untuk berdagang pada hari Senin. Abraham & Ikenberry (1994) menemukan bukti bahwa perilaku investor individual menyebabkan terjadinya DWE. Kurangnya laporan analis yang menguntungkan selama akhir pekan, yang dapat digunakan untuk mempertahankan posisi *buy* investor individu, menghasilkan pengembalian Senin negatif. Preferensi perusahaan untuk meninggalkan berita buruk di akhir pekan juga berkontribusi pada pengembalian Senin negatif. Dyl & Maberly (1988) menemukan bukti bahwa berita yang tidak menguntungkan memiliki kemungkinan lebih tinggi untuk dirilis selama akhir pekan daripada pada hari lainnya, dan hal ini dapat menjelaskan sebagian pengembalian rata-rata negatif yang diamati pada hari Senin.

Investor preference dan *cliente effect* merupakan masalah non-perdagangan, menggunakan *size effect* sebagai faktor penjelas dari efek DWE. Mengevaluasi indeks pasar dengan menggabungkan saham kecil dan besar dapat menimbulkan bias yang berkonsekuensi munculnya DWE. Argumen yang mendasari *firm size* sebagai salah satu penyebab *DWE* karena perilaku individual investor yang pada umumnya membeli atau pun menjual perusahaan yang berukuran kecil. Kemampuan investor spesialis dan arbitrageur untuk memoderasi fluktuasi harga lebih lemah untuk perusahaan yang berukuran kecil. Kesulitan ini disebabkan karena harga saham yang relatif lebih rendah, yang berarti *bid-ask spread* menjadi lebih besar ketika harga saham mengalami penurunan (Kross, 1985). Untuk memperluas bahwa *weekend effect* hanya mewakili sebuah pergeseran *spread* dari atas ke bawah, lebih rendahnya persentase efek ketika *firm size* meningkat hanya mencerminkan persentase *spread* yang lebih besar untuk perusahaan dengan kapitalisasi yang rendah (Schultz, 1983; Stoll & Whaley, 1983). Hal ini menyiratkan bahwa ukuran adalah faktor signifikan yang menjelaskan efek *DWE* dan lebih jelas untuk saham yang lebih kecil (Gibbons & Hess, 1981; Keim & Stambaugh, 1984; Rogalski, 1984).

Spill-over effect mengacu pada adanya DWE dalam *return* untuk pasar terutama karena efek DWE dalam *return* pasar lain. Ada dua saluran di mana efek limpahan dapat terjadi. Pertama, jika suatu pasar dipengaruhi oleh pasar lain, maka wajar untuk mengharapkan bahwa setiap anomali di pasar “penyebab” akan tercermin sebagai anomali di pasar “disebabkan”. Kedua, jika dua pasar berbagi *cliente* internasional yang serupa, setiap anomali karena aspek perilaku (yaitu preferensi perdagangan) dari *cliente* tersebut akan muncul di kedua pasar. Untuk menguji efek limpahan, *Granger-causality* diperkirakan untuk semua pasar ekuitas yang termasuk dalam penelitian untuk mengevaluasi apakah pengembalian mereka disebabkan oleh pengembalian orang lain. Kausalitas dari pasar maju ke pasar berkembang akan menguji saluran pertama dari efek *spill-over* (Dicle & Levendis, 2014).

Econometric methodology issue merupakan masalah reliabilitas estimator untuk menguji DWE. Adanya ukuran sampel yang besar dan masalah heteroskedastisitas pada data *return* saham memunculkan masalah bias pada model estimasinya. Estimasi yang tepat untuk sampel besar dengan masalah heteroskedastisitas adalah estimasi dengan model *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH) (Connolly, 1989). Hingga saat ini, sebagian besar para peneliti yang menggunakan metode GARCH dalam melakukan estimasi DWE.

Impact of liquidity merupakan dampak likuiditas pada DWE yang dievaluasi dengan mengestimasi DWE terkait dengan perubahan hadian dalam persentase *spread*. Lakonishok & Maberly (1990) mengevaluasi efek DWE dan menemukan bahwa individu memiliki kecenderungan untuk menjual pada hari Senin lebih banyak daripada hari minggu lainnya. Ada korelasi antara pengembalian dan likuiditas, terutama untuk pasar berkembang.

III. METODE PENELITIAN

Pendekatan dalam penelitian ini adalah *positivist social science* (PSS). PSS bertujuan menemukan hukum sebab akibat (*causal laws*) dengan melakukan pengamatan empiris yang hati-hati, dan melakukan penelitian yang bebas nilai (*value-free science*). *Causal laws* merupakan aturan yang digunakan dalam memberi penjelasan penyebab dalam ilmu sosial. *Value-free science* merupakan prinsip PSS yang mengharuskan penelitian dilakukan dengan cara yang objektif berdasarkan bukti empiris dan tanpa pendugaan dari nilai moral dan politik (Neuman, 2014: 97-102). Logika *positivism* merupakan sebuah pendekatan filsafat yang berfokus pada verifikasi hipotesis sebagai kriteria kunci dari ilmu. Oleh karena itu, dalam penelitian ini dilakukan pengujian hipotesis. Pengujian hipotesis merupakan proses pengujian sebuah hubungan dengan melakukan observasi, lalu melakukan perbandingan fakta yang diobservasi dengan dengan prediksi hubungan (Christensen, Johnson, & Turner, 2015: 27). Fenomena yang menjadi fokus dalam penelitian ini adalah *Day-of-the-Week-Effect*. Dimana prediksi lebih rendah rata-rata *return* pada hari Senin dibandingkan dengan hari-hari lainnya, diuji dan dianalisis dengan model GARCH.

Penelitian ini dilakukan di Bursa Efek Indonesia yang beralamat di Gedung Bursa Efek Indonesia, Tower 1, Lantai 6, Jl. Jend. Sudirman Kav 52-53, Jakarta Selatan 12190, Indonesia. Populasi adalah sekumpulan elemen dari mana sampel dipilih (Christensen et al., 2015:162) Populasi penelitian ini adalah indeks harga saham gabungan di pasar modal Indonesia. Sampel adalah sekumpulan elemen yang dipilih dari populasi (Christensen et al., 2015: 161) Sampel penelitian ini adalah indeks harga saham gabungan pasar modal Indonesia dari tahun 1990 sampai dengan tahun 2018. Metode penentuan sampel dalam penelitian ini menggunakan metode

purposive sampling, dimana kriteria yang digunakan adalah ketersediaan data di pasar modal Indonesia. *Purposive sampling* adalah metode penentuan sampel merupakan metode penentuan sampel dengan kriteria tertentu dimana peneliti menetapkan karakteristik tertentu dari populasi yang menarik untuk diteliti (Christensen et al., 2015: 171).

Variabel adalah kondisi atau karakteristik yang memiliki nilai atau katagori yang berbeda. Pengukuran adalah penggunaan simbol atau nomor untuk sesuatu yang sesuai dengan seperangkat aturan (Christensen et al., 2015: 152). Terdapat empat jenis skala pengukuran yaitu, nominal, ordinal, interval dan rasio. Pada penelitian ini digunakan dua jenis skala pengukuran yaitu, skala nominal dan skala rasio. Skala nominal merupakan skala pengukuran yang menggunakan simbol untuk mengklasifikasikan atau pengukuran katagori suatu objek kedalam kelompok atau jenis. Skala rasio adalah skala pengukuran dengan urutan peringkat, interval yang sama, dan nilai nul yang absolut (Stevens, 1946). Variabel yang diukur dengan skala nominal dalam penelitian ini adalah hari perdagangan saham dalam seminggu, yaitu Senin, Selasa, Rabu, Kamis, dan Jumat. Variabel yang diukur dengan skala rasio dalam penelitian ini adalah *return* pasar indeks harga saham gabungan di pasar modal Indonesia. *Return* pasar saham masing-masing negara diukur dengan mengurangkan indeks harga saham hari ini dengan indeks harga saham sehari sebelumnya, lalu dibagi dengan indeks harga saham sehari sebelumnya, atau dapat dirumuskan dengan persamaan sebagai berikut.

$$R = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \dots\dots\dots 1$$

dimana,

R = *return* pasar harian pasar modal Indonesia

P_t = indeks harga saham gabungan pasar modal Indonesia pada t

P_{t-1} = indeks harga saham gabungan pasar modal Indonesia pada $t-1$

Data adalah kumpulan dari hasil observasi. Jenis data dalam penelitian ini dapat dikelompokkan menjadi dua yaitu data kualitatif dan data kuantitatif. Data kuantitatif adalah jenis data yang terdiri dari number yang dapat dihitung dan diukur. Data kualitatif adalah data yang terdiri dari nama atau label, yang tidak bisa dihitung dan diukur (Triola, 2015: 5,17). Data kuantitatif dalam penelitian ini berupa nilai indeks harga saham gabungan di pasar modal Indonesia. Data kualitatif dalam penelitian ini berupa informasi terkait dengan tanggal, bulan dan tahun indeks harga saham gabungan pasar modal Indonesia.

Terdapat empat tehnik pengumpulan data kuantitatif yaitu: *experiment*, *survey*, *content analysis*, dan *existing statistical sources* (Neuman, 2017: 10-11). Dalam metode *existing statistical*

sources, data dikumpulkan dengan mencari lokasi penyimpanan informasi yang diperlukan, baik dari dokumen publik, laporan pemerintah atau hasil survey yang telah dilakukan sebelumnya. Teknik pengumpulan data dalam penelitian ini adalah *existing statistical sources*. Dimana data indeks harga saham pasar modal Indonesia.

Dalam penelitian ini digunakan statistik deskriptif dan statistik inferensia. Statistik deskriptif adalah metode statistik yang menggunakan analisis numerik dan grafik untuk melihat pola serangkaian data dengan meringkas pengungkapan informasi dari serangkaian data dan untuk mempresentasikan informasi tersebut dalam bentuk yang mudah dipahami. Statistik inferensia adalah metode statistik yang menggunakan sampel untuk membuat estimasi, keputusan, prediksi atau generalisasi tentang serangkaian data yang lebih besar (McClave & Sinsich, 2018: 31). Statistik deskriptif digunakan dalam penelitian ini untuk mengetahui gambaran umum data yang akan dianalisis lebih lanjut. Gambaran umum data yang akan dianalisis lebih lanjut penting diketahui untuk mengetahui indikasi awal terkait terjawabnya persoalan penelitian. Gambaran umum data yang dianalisis dalam penelitian ini meliputi rata-rata, standar deviasi, *skewness*, dan *kurtosis*. Analisis deskriptif yang terkait dengan pengujian karakteristik data juga digunakan dalam penelitian ini sebagai syarat model GARCH meliputi pengujian normalitas data, pengujian stasioneritas data dan pengujian heteroskedastisitas. Pengujian normalitas data dilakukan dengan melihat *Jarque-Bera* statistik. Pengujian stasioneritas data dilakukan dengan *Augmented Dickey-Fuller Test* (ADF) (Dickey & Fuller, 1979) dan *Philips-Perron Test* (PP) (Philip & Perron, 1988). Pengujian heteroskedastisitas dilakukan dengan *Lagrange Multiplier Test* (LM) (Engle, 1982). Model GARCH mensyaratkan data harus stasioner dan mengandung heteroskedastisitas. Selanjutnya, dilakukan analisis model GARCH.

Teknik analisis yang digunakan pada penelitian ini adalah *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH) (Bollerslev, 1987) yang merupakan pengembangan dari *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (ARCH) (Engle, 1982). Model ARCH memungkinkan kasus heteroskedastisitas dan korelasi serial dapat ditangani sekaligus. Dalam model GARCH memungkinkan *conditional variance* menjadi proses *autoregressive moving average* (ARMA). Model GARCH (p,q) memungkinkan terjadi komponen *autoregressive* (AR) maupun *moving average* (MA) di dalam *heteroscedastic variance*. Keunggulan model GARCH adalah kemampuannya mengestimasi ARCH pada ordo yang tinggi.

Dengan demikian, model GARCH pengujian pengaruh hari perdagangan saham dalam seminggu, Senin, Selasa, Rabu, Kamis dan Jumat pada *return pasar* saham di pasar modal Indonesia adalah sebagai berikut.

$$y_t = \delta_1 D_{1t} + \delta_2 D_{2t} + \delta_3 D_{3t} + \delta_4 D_{4t} + \delta_5 D_{5t} + \varepsilon_t \dots\dots\dots 2$$

$$\frac{\varepsilon_t}{\psi_{t-1}} \sim t.d. (0, h_t, v) \dots\dots\dots 3$$

$$h_t = \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t} + \gamma_3 D_{3t} + \gamma_4 D_{4t} + \gamma_5 D_{5t} + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-1} + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \dots\dots\dots 4$$

dimana y_t adalah *return saham* dipertimbangkan berhubungan linier untuk sebuah vektor variabel *dummy* penjelas (D_t) dan sebuah *error term* (ε_t) yang tergantung pada informasi sebelumnya (ψ_{t-1}); h_t adalah *conditional variance*. *Error term* diasumsikan mengikuti *conditional student-t density* (t.d.) dengan v *degrees of freedom*. Sebagaimana Bollerslev, (1987) mencatat, pendekatan distribusi t sebuah distribusi normal dengan variansi (h_t) ketika $1/v$ mendekati nol. Dengan demikian, dalam model penelitian ini distribusi *error* dapat secara kondisional *heteroscedastic* dan *non-normal*. Mengikuti Connolly (1989) hal ini berguna karena *unconditional leptokurtosis* dapat ditelusuri untuk *non-normality* pada distribusi kondisional *error* dan atau untuk heteroskedastisitas yang bervariasi antar waktu. Jika estimasi dari v lebih besar dari 30 tetapi α_j, β_j adalah positif, maka heteroskedastisitas bervariasi antar waktu untuk distribusi *error non-normal*. Jika estimasi dari v lebih kecil dari 30 tetapi α_j, β_j adalah positif, maka heteroskedastisitas bervariasi antar waktu dan distribusi *error non-normal* menghasilkan *fat tailed* distribusi *error*. Signifikansi α_t berimplikasi pada adanya proses ARCH pada *error term*. Interpretasi ekonomi dari ARCH *effect* dapat dilihat dari kerangka mikro dan makro. Menurut Bollerslev, Chou, & Kroner (1992) ARCH *effect* dapat bisa jadi karena kluster dari volume perdagangan, tingkat bunga nominal, dividend *yields*, penawaran uang, indeks harga minyak dan sebagainya.

Variabel *dummy* (D_{dt}) pada persamaan *return* dan varian menunjukkan lima hari kerja dalam seminggu. Dengan kata lain, D_{dt} sama dengan satu jika t adalah hari Senin ($d=1$), dan yang hari lain adalah nol. Demikian juga, D_{dt} sama dengan satu atau selain nol jika hari t adalah Selasa ($d=2$), dan seterusnya. Koefisien δ_1 sampai δ_5 pada persamaan 2 menunjukkan besaran dan arah dari efek pada setiap hari kerja dalam seminggu pada harga saham. Dengan kata lain, koefisien $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$ dan δ_5 menunjukkan *Monday effect, Tuesday effect, Wednesday effect, Thursday effect*, dan *Friday effect* pada masing-masing *return* saham. Demikian juga koefisien γ_1 sampai γ_5 menunjukkan besaran dan arah dari volatilitas *day-of-the-week-effect*. Pada umumnya, penelitian menemukan koefisien *dummy* hari Senin (δ_1) adalah negatif dan signifikan berbeda dari nol. Beberapa penelitian menemukan koefisien hari Jumat δ_5 pada persamaan 2 adalah positif (Agrawal & Tandon, 1994; Keim & Stambaugh, 1984). Demikian juga berdasarkan teori ketersediaan informasi, tanda yang diharapkan signifikan adalah koefisien *dummy* hari Senin (γ_1) pada persamaan 3 adalah positif, dan koefisien *dummy* hari Jumat (γ_5) pada persamaan 3 adalah negatif (Foster & Viswanathan, 1990; French & Roll, 1986).

IV. HASIL

A. Statistik Deskriptif

Hasil analisis statistik deskriptif rata-rata *return* harian saham di pasar modal Indonesia dipaparkan pada Tabel 1. Nilai *mean* positif pada periode 1, 3, 5, 6, 7 dan 8 mengindikasikan rata-rata *return* harian saham di pasar modal Indonesia mengalami peningkatan pada periode tersebut. Sedangkan nilai *mean* rata-rata *return* harian saham di pasar modal Indonesia pada periode 2 dan 4 menunjukkan nilai negatif mengindikasikan rata-rata *return* harian saham di pasar modal Indonesia mengalami peningkatan pada periode tersebut. Rata-rata *return* harian negatif saham dengan nilai terbesar terjadi pada periode 4 yaitu sebesar -0,127321 atau -12,73%. Sedangkan rata-rata *return* harian positif saham dengan nilai terbesar juga terjadi pada periode 4 yaitu sebesar 0,131277 atau 13,12%. Dengan demikian selisih antara nilai *maximum* dan *minimum* terbesar rata-rata *return* harian saham di pasar modal Indonesia terjadi pada periode 4. Hal tersebut mengindikasikan risiko investasi saham pada periode 4 paling tinggi di antara periode yang lainnya. Dimana ukuran risiko investasi saham pada periode 4 ditunjukkan oleh standar deviasi (σ) periode 4 dengan nilai terbesar dibanding periode lainnya, yaitu sebesar 0,021084 atau 2,10%.

Tabel 1 Statistik Deskriptif *Return* Harian Pasar Modal

Indikator	Periode 1	Periode 2	Periode 3	Periode 4	Periode 5	Periode 6	Periode 7	Periode 8
<i>Mean</i>	0.000300	-8.61E-05	0.000367	-2.34E-05	0.001041	0.000746	0.000501	0.000262
<i>Median</i>	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000514	0.000779	0.000566	0.000252
<i>Maximum</i>	0.131277	0.076504	0.106917	0.131277	0.054287	0.076231	0.069847	0.044514
<i>Minimum</i>	-0.127321	-0.059781	-0.089866	-0.127321	-0.108531	-0.109540	-0.092997	-0.040884
<i>Std.dev</i>	0.014002	0.009526	0.012704	0.021084	0.012958	0.017183	0.012225	0.008606
<i>Skewness</i>	-0.159220	-0.512635	-0.302029	-0.388541	-0.768355	-0.660208	-0.653501	-0.427519
<i>Kurtosis</i>	13.03132	14.16905	16.36211	8.707053	9.927168	8.985856	9.365488	6.333836
<i>Jarque-Bera</i>	31016.10	5079.132	7775.171	1441.700	2190.100	1634.468	1835.145	594.2518
<i>Probability</i>	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
<i>N</i>	7390	969	1043	1043	1044	1044	1043	1204

Sumber: Hasil analisis deskriptif data dengan EVIEWS 9

Nilai *skewness* yang negatif mengindikasikan besar kemungkinan memperoleh *return* yang lebih besar dari *mean return*. Nilai *kurtosis* yang lebih besar dari 3, berimplikasi pada *return series* tidak berdistribusi normal. Hal ini dikonfirmasi dengan *Jarque-Bera* yang signifikan pada tingkat 1%, berarti data *return* harian saham setiap periode tidak berdistribusi normal. Jumlah data harian *return* saham berturut-turut pada periode 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 dan 8 adalah 7390, 969, 1043, 1043, 1044, 1044, 1043 dan 1204.

B. Syarat Model GARCH

Tabel 2 menunjukkan keberadaan *unit root* pada data runtut waktu yang diuji dengan ADF dan PP. Nilai *t-statistics* ADF dan PP lebih kecil dari 0.05, sehingga dapat disimpulkan data runtut waktu pada masing-masing periode analisis adalah stasioner. Baik pengujian ADF maupun PP menolak hipotesis nol pada tingkat signifikansi lebih kecil dari 1%.

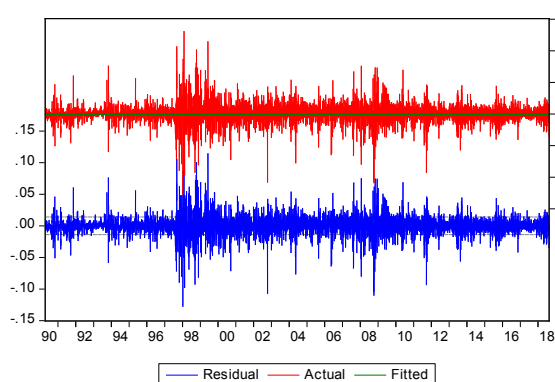
Tabel 2 Hasil Pengujian *Unit Root*

Indikator	Periode 1	Periode 2	Periode 3	Periode 4	Periode 5	Periode 6	Periode 7	Periode 8
t-Statistics ADF	-74.21	-16.43	-23.15	-28.45	-29.15	-27.96	-19.40	-33.41
Prob. (1)	***	***	***	***	***	***	***	***
t-Statistics PP	-73.99	-23.21	-22.84	-28.46	-29.20	-27.76	-31.54	-33.84
Prob. (1)	***	***	***	***	***	***	***	***

Catatan: *** menunjukkan tingkat signifikansi koefisien pada 1%

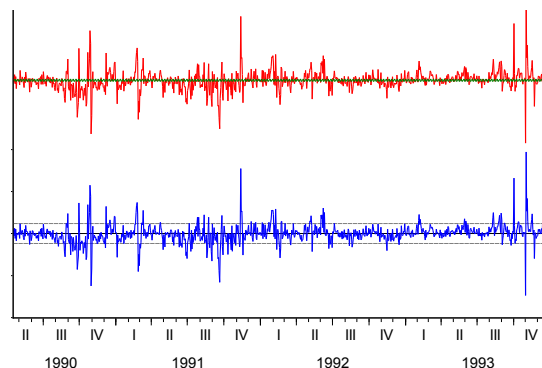
Sumber: Hasil Pengujian *Unit Root* dengan *Augmented Dikey-Fuller Test* dan *Philip Perron Test*

Selain data harus stasioner, model GARCH dapat diestimasi apabila terdapat heteroskedastisitas yang ditunjukkan oleh adanya pola variansi antar waktu pada *residual*, *actual* dan *fitted* rata-rata *return* harian saham di pasar modal Indonesia, yang ditunjukkan oleh pada Gambar 1, Gambar 2, Gambar 3, Gambar 4, Gambar 5, Gambar 6, Gambar 7, dan Gambar 8. Berdasarkan gambar *residual*, *actual* dan *fitted* pada masing-masing periode dapat dilihat pola variansi antar waktu sehingga disimpulkan terdapat heteroskedastisitas.



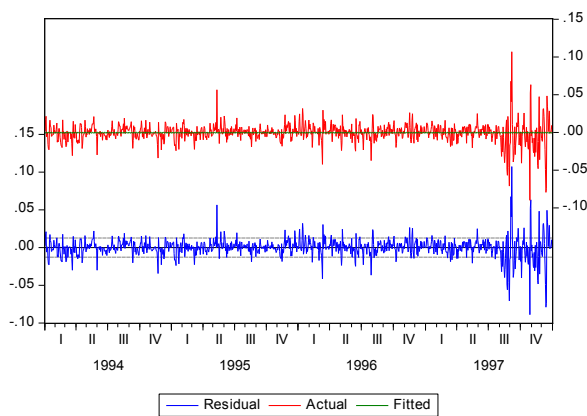
Gambar 1 *Residual*, *Actual* dan *Fitted* Periode 1,

Full Sample: Januari 1990- Agustus 2018

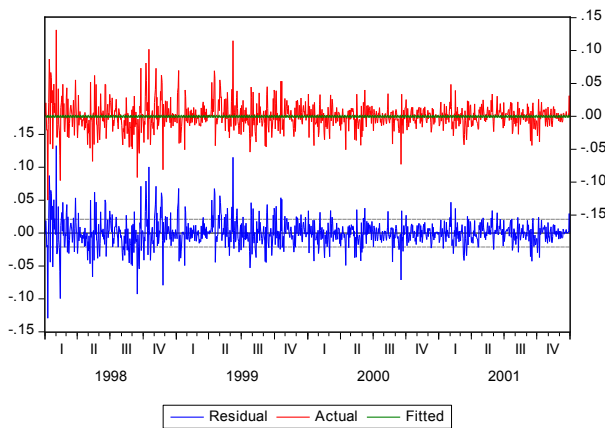


Gambar 2 *Residual*, *Actual* dan *Fitted* Periode 2,

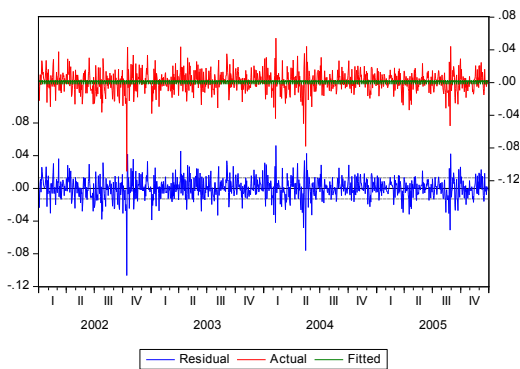
Sub Sample 1: April 1990- Desember 1993



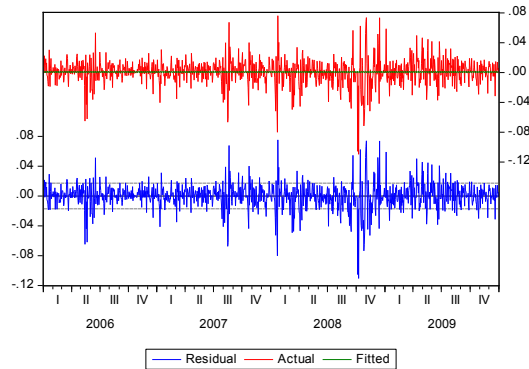
Gambar 3 *Residual, Actual dan Fitted* Periode 3,
Sub Sample 2: Januari 1994- Desember 1997



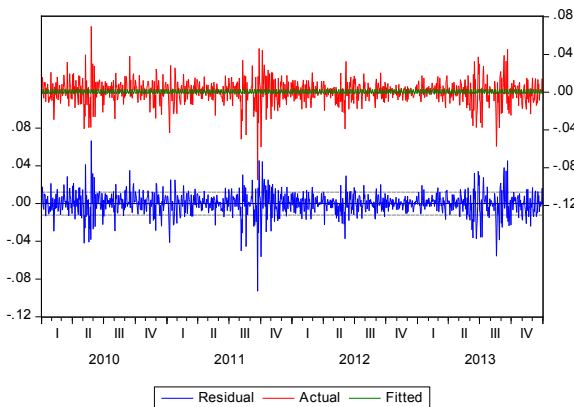
Gambar 4 *Residual, Actual dan Fitted* Periode 4,
Sub Sample 3: Januari 1998- Desember 2001



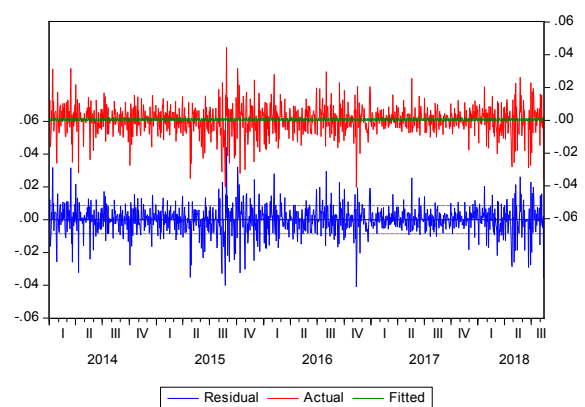
Gambar 5 *Residual, Actual dan Fitted* Periode 5,
Sub Sample 4: Januari 2002- Desember 2005



Gambar 6 *Residual, Actual dan Fitted* Periode 6,
Sub Sample 5: Januari 2006- Desember 2009



Gambar 7 *Residual, Actual dan Fitted* Periode 7,
Sub Sample 6: Januari 2010- Desember 2013



Gambar 8 *Residual, Actual dan Fitted* Periode 8,
Sub Sample 7: Januari 2014- Agustus 2018

Selain dengan analisis grafik, heterokedastisitas juga dapat dideteksi dengan ARCH-LM test. ARCH-LM test digunakan untuk mendeteksi ada tidaknya ARCH *effect* pada runut waktu *return* pasar modal. Tabel 3. menunjukkan hasil pengujian ARCH-LM test yang sangat signifikan.

Tabel 3 Hasil ARCH-LM Test Periode 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 dan 8

Indikator	Periode 1	Periode 2	Periode 3	Periode 4	Periode 5	Periode 6	Periode 7	Periode 8
ARCH-LM test statistics	280.9935	154.9239	11.81184	11.88184	5.549439	45.92264	15.29765	19.82942
Prob. (1)	***	***	***	***	**	***	***	***

Catatan: *** menunjukkan tingkat sifnifikansi koefisien pada 1%; ** menunjukkan tingkat sifnifikansi koefisien pada 5%

Dimana nilai p lebih kecil dari 0.01, berarti hipotesis nol yang menyatakan ‘tidak terdapat ARCH *effect*’ ditolak pada tingkat signifikansi 1%. Berarti, pada periode 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 dan 8, terdapat ARCH *effect* pada model *time series* residual *return* harian pasar modal. Dengan demikian Model GARCH dapat diestimasi.

C. Estimasi Model GARCH

Berdasarkan hasil pengujian dengan menggunakan Model GARCH diperoleh hasil estimasi DWE pada Tabel 4. Dari tabel tersebut dapat diketahui bahwa DWE terjadi pada periode 1, 3, 4, 5, 7, dan 8. Sedangkan pada periode 2 dan periode 5 DWE tidak terjadi.

Pada periode 1 *return* pada hari Senin bernilai negatif sebesar -0.001909 atau 0,19% dengan tingkat signifikansi 1% dan *return* pada hari Jumat juga negatif namun tidak signifikan. Hal ini menunjukkan pada periode 1 hanya terjadi *Monday Effect* dan tidak terjadi *Friday Effect*. Uji ARCH LM untuk Estimasi Model GARCH (1,1) pada periode 1, menunjukkan nilai Obs*R2 sebesar 15.87583 dengan tingkat signifikansi 1%, yang berarti, adanya ARCH *effect* pada residual dari model tersebut, sehingga berimplikasi pada *variance equation* tidak dapat dispesifikasi dengan baik.

Pada periode 2 *return* pada hari Senin bernilai negatif namun tidak signifikan, dan *return* pada hari Jumat juga positif namun tidak signifikan. Hal ini menunjukkan pada periode 2 tidak terjadi *Monday Effect* maupun *Friday Effect*. Uji ARCH LM untuk Estimasi Model GARCH (1,1) pada periode 2, menunjukkan nilai Obs*R2 sebesar 0.113976 dengan tingkat signifikansi lebih besar dari 10%, yang berarti, tidak adanya ARCH *effect* pada residual dari model tersebut, sehingga berimplikasi pada *variance equation* dapat dispesifikasi dengan baik.

Pada periode 3 *return* pada hari Senin bernilai negatif sebesar nilai -0.001547 dengan tingkat signifikansi 5%, dan *return* pada hari Jumat juga negatif dan tidak signifikan. Hal ini menunjukkan pada periode 3 hanya terjadi *Monday Effect* namun tidak terjadi *Friday Effect*.

Pada periode ini juga terdapat *Tuesday Effect*, dimana *return* pada hari selasa bernilai negatif -0.001707 dan signifikan pada 5%. Uji ARCH LM untuk Estimasi Model GARCH (1,1) pada periode 2, menunjukkan nilai Obs*R² sebesar 0.053088 dengan tingkat signifikansi lebih besar dari 10%, yang berarti, tidak adanya ARCH *effect* pada residual dari model tersebut, sehingga berimplikasi pada *variance equation* dapat dispesifikasi dengan baik.

Tabel 4 Hasil Estimasi Model GARCH Mean Equation

Periode	$R_t = \beta_0 + \beta_1 M_t + \beta_2 T_t + \beta_3 TH_t + \beta_4 F_t + \epsilon$									
	Constant β_0		Monday β_1		Tuesday β_2		Thursday β_3		Friday β_4	
Periode 1 (Full Sample)	0.001232	***	-0.001909	***	-0.001017	***	-0.000602	*	-348E-05	
Periode 2 (Sub Sample 1)	-0.000107		-0.000360		-0.000394		0.000101		0.000744	
Periode 3 (Sub Sample 2)	0.001159	**	-0.001547	**	-0.001707	**	-0.000183		-0.000462	
Periode 4 (Sub Sample 3)	-0.000292		-0.003366	**	0.000335		0.001487		0.002429	
Periode 5 (Sub Sample 4)	0.001914	**	-0.002905	***	0.000172		-0.000709		0.001569	
Periode 6 (Sub Sample 5)	0.001678	*	-0.001276		-0.000753		0.000370		0.000781	
Periode 7 (Sub Sample 6)	0.003142	***	-0.004243	***	-0.001800	*	-0.002741	***	-0.002233	***
Periode 8 (Sub Sample 7)	0.001488	***	-0.001774	***	-0.001174	*	0.001306	*	-0.001225	*

Catatan:

*** menunjukkan tingkat signifikansi koefisien pada 1%;

** menunjukkan tingkat signifikansi koefisien pada 5%;

* menunjukkan tingkat signifikansi koefisien pada 10%.

Tabel 5 Hasil Estimasi Model GARCH Variance Equation dan ARCH-LM Test

Periode	$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}$						ARCH-LM Test Obs*R²	
	Constant α_0		ARCH Effect α_1		GARCH Effect α_2			
Periode 1 (Full Sample)	1.78E-06	***	0.108733	***	0.890620	***	15.87583	***
Periode 2 (Sub Sample 1)	1.84E-05	***	0.387334	***	0.429534	***	0.113976	
Periode 3 (Sub Sample 2)	1.16E-05	***	0.352806	***	0.6088156	***	0.053088	
Periode 4 (Sub Sample 3)	1.05E-05	***	1.104162	***	0.871564	***	0.817792	
Periode 5 (Sub Sample 4)	3.70E-05	***	0.188026	***	0.591471	***	0.910573	

Periode 6 (Sub Sample 5)	6.33E-06	***	0.104661	***	0.877129	***	2.201189	
Periode 7 (Sub Sample 6)	5.29E-06	***	0.172708	***	0.804350	***	0.014906	
Periode 8 (Sub Sample 7)	8.92E-07	***	0.043998	***	0.944341	***	1.392756	

Catatan:

*** menunjukkan tingkat signifikansi koefisien pada 1%;

** menunjukkan tingkat signifikansi koefisien pada 5%;

* menunjukkan tingkat signifikansi koefisien pada 10%.

Pada periode 4 *return* pada hari Senin bernilai negatif namun tidak signifikan, dan *return* pada hari Jumat juga positif namun tidak signifikan. Hal ini menunjukkan pada periode 4 tidak terjadi *Monday Effect* maupun *Friday Effect*. Uji ARCH LM untuk Estimasi Model GARCH (1,1) pada periode 2, menunjukkan nilai Obs*R2 sebesar 0.817792 dengan tingkat signifikansi lebih besar dari 10%, yang berarti, tidak adanya ARCH *effect* pada residual dari model tersebut, sehingga berimplikasi pada *variance equation* dapat dispesifikasi dengan baik.

Pada periode 5 *return* pada hari Senin bernilai negatif sebesar -0.002905 dengan nilai signifikansi 1%, dan *return* pada hari Jumat juga positif namun tidak signifikan. Hal ini menunjukkan pada periode 5 terjadi *Monday Effect* tidak terjadi *Friday Effect*. Uji ARCH LM untuk Estimasi Model GARCH (1,1) pada periode 2, menunjukkan nilai Obs*R2 sebesar 0.910573 dengan tingkat signifikansi lebih besar dari 10%, yang berarti, tidak adanya ARCH *effect* pada residual dari model tersebut, sehingga berimplikasi pada *variance equation* dapat dispesifikasi dengan baik.

Pada periode 6 *return* pada hari Senin bernilai negatif namun tidak signifikan dan *return* pada hari Jumat juga positif namun tidak signifikan. Hal ini menunjukkan pada periode 6 tidak terjadi *Monday Effect* maupun *Friday Effect*. Uji ARCH LM untuk Estimasi Model GARCH (1,1) pada periode 2, menunjukkan nilai Obs*R2 sebesar 2.201189 dengan tingkat signifikansi lebih besar dari 10%, yang berarti, tidak adanya ARCH *effect* pada residual dari model tersebut, sehingga berimplikasi pada *variance equation* dapat dispesifikasi dengan baik.

Pada periode 7 *return* pada hari Senin bernilai negatif sebesar -0.004243 dengan tingkat signifikansi 1% dan *return* pada hari Jumat juga negatif sebesar -0.002233 dengan tingkat signifikansi 1%. Hal ini menunjukkan pada periode 7 terjadi *Monday Effect* maupun *Friday Effect*. Uji ARCH LM untuk Estimasi Model GARCH (1,1) pada periode 2, menunjukkan nilai Obs*R2 sebesar 0.014906 dengan tingkat signifikansi lebih besar dari 10%, yang berarti, tidak adanya ARCH *effect* pada residual dari model tersebut, sehingga berimplikasi pada *variance equation* dapat dispesifikasi dengan baik.

Pada periode 8 *return* pada hari Senin bernilai negatif sebesar -0.001774 dengan tingkat signifikansi 1% dan *return* pada hari Jumat juga negatif sebesar -0.001225 dengan tingkat signifikansi 10%. Hal ini menunjukkan pada periode 8 terjadi *Monday Effect* maupun *Friday Effect*. Uji ARCH LM untuk Estimasi Model GARCH (1,1) pada periode 2, menunjukkan nilai $Obs \cdot R^2$ sebesar 1.392756 dengan tingkat signifikansi lebih besar dari 10%, yang berarti, tidak adanya ARCH effect pada residual dari model tersebut, sehingga berimplikasi pada *variance equation* dapat dispesifikasi dengan baik.

D. Pembahasan

Dua keteraturan pola *return* saham dalam DWE adalah terjadinya *return* saham negatif pada hari Senin atau dikenal sebagai *Monday Effect*, dan *return* positif pada hari Jumat atau dikenal sebagai *Friday Effect*. Berdasarkan hasil analisis model GARCH diketahui baik *Monday Effect* maupun *Friday Effect* tidak terjadi secara persisten di pasar modal Indonesia. Pada periode 1, periode *full sample*, dengan periode analisis data tahun 1990 sampai dengan 2018, ditemukan terjadi *Monday Effect* namun tidak terjadi *Friday Effect*. Estimasi model GARCH pada periode 1 tidak dapat dispesifikasi dengan baik karena model tersebut masih mengandung heteroskedastisitas, sehingga tidak tepat bila digunakan dalam melakukan estimasi. Dengan demikian pembahasan berikutnya akan difokuskan pada periode 2, 3, 4, 5, 6, 7, dan 8, yang merupakan periode *sub-sample*. Dimana estimasi model GARCH pada masing-masing periode ini dapat di spesifikasi dengan baik atau tidak mengandung heteroskedastisitas.

Periode 2 adalah periode *sub-sample* dari tahun 1990-1993, pada periode ini tidak terjadi *Monday Effect* maupun *Friday Effect*. Periode 2 merupakan periode sebelum krisis Asia, kondisi pasar relatif stabil, dengan volatilitas harga saham yang sangat rendah didukung oleh sistem nilai tukar *fixed exchange rate*. Periode 3 adalah periode *sub-sample* dari tahun 1994-1997, pada periode ini terjadi *Monday Effect* tetapi tidak terjadi *Friday Effect*. Selain itu pada periode ini juga terjadi *Tuesday Effect* dengan nilai *return* negatif. Pada akhir periode ini mulai terjadi fluktuasi *return* saham, tepatnya pada akhir kuartal ke-3 tahun 1997. Dimana pada periode tersebut indikasi krisis Asia sudah mulai terasa pada investasi di pasar modal. Terjadinya *Monday Effect* dan *Tuesday Effect* dengan *return* negatif pada periode ini dapat dipicu oleh aktivitas perdagangan di pasar saham yang mulai meningkat pada periode *pre-crisis* Asia. Periode 4 adalah periode *sub-sample* dari tahun 1998-2001, merupakan periode dimulainya krisis Asia yang berdampak serius pada perekonomian di Indonesia hingga krisis berakhir. Pada periode ini hanya terjadi *Monday Effect*. Periode 5 adalah periode *sub-sample* dari tahun 2002-2005, merupakan periode setelah krisis Asia dan sebelum krisis Global. Pada periode ini hanya terjadi *Monday Effect*. Periode 6 adalah periode *sub-sample* dari tahun 2006-2009, merupakan periode krisis Global, yang ditandai meningkatnya harga minyak dunia, defisin neraca pembayaran Amerika atau yang

dikenal sebagai *global imbalance*. Pada periode ini tidak terjadi *Monday Effect* maupun *Friday Effect*. Periode 7 adalah periode *sub-sample* dari tahun 2010-2013, merupakan post-crisis Global, dimana dampak krisis masih terasa di Eropa. Pada periode ini terjadi *Monday Effect* maupun *Friday Effect*. Dimana baik *return* hari Senin maupun hari Jumat menunjukkan tanda negatif. Periode 8 adalah periode *sub-sample* dari tahun 2014-2018, merupakan periode setelah krisis Global. Sama dengan periode 7, pada periode ini terjadi *Monday Effect* maupun *Friday Effect*. Dimana baik *return* hari Senin maupun hari Jumat menunjukkan tanda negatif.

Keteraturan pola *return* saham yang terjadi di pasar modal Indonesia untuk hari Senin konsisten dengan temuan para peneliti sebelumnya. Dimana *return* saham pada hari senin ditemukan cenderung negatif dan signifikan. Namun keteraturan pola *return* saham yang terjadi pada hari Jumat, tidak konsisten dengan temuan para peneliti sebelumnya yang menemukan *return* saham pada hari Jumat adalah positif dan signifikan (Dicle & Levendis, 2014). Penelitian ini menemukan *return* saham di pasar modal Indonesia pada hari Jumat adalah negatif dan signifikan untuk periode 7 dan periode 8. Meskipun nilai konstanta dalam *mean equation* estimasi model GARCH periode 7 dan periode 8 adalah positif dan lebih besar dari nilai koefisien hari Jumat, artinya secara total nilai *return* dapat menjadi positif, namun terjadi penurunan yang signifikan pada *return* saham pada hari Jumat. Adanya koefisien negatif pada *return* saham pada hari Jumat pada akhirnya dapat memicu *return* saham negatif pada hari Senin. Hal ini dapat disebabkan oleh adanya berita yang tidak menguntungkan cenderung dirilis pada akhir pekan (Dyl & Maberly, 1988) dan semakin bertambahnya investor individu (Abraham & Ikenberry, 1994; Lakonishok & Maberly, 1990; Osborne, 1962).

Keterbatasan penelitian ini adalah penelitian ini menguji dan menganalisis DWE pada level agregat pasar dengan menggunakan *return* pasar atau *return* Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG), sehingga diperlukan pengujian dan analisis DWE pada tingkat harga saham individual, kelompok saham dengan karakteristik tertentu untuk memberikan penjelasan yang lebih terperinci terkait keberadaan DWE di pasar modal Indonesia. Selain itu, penelitian ini belum menguji dan menganalisis DWE berdasarkan volume perdagangan, dan *return intraday* untuk memberikan gambaran yang lebih terperinci.

V. PENUTUP

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan, dapat disimpulkan bahwa *DWE* terjadi tidak persisten di pasar modal Indonesia. Dimana terdapat periode tanpa kehadiran *DWE* yaitu periode 2 dan periode 6. Periode 2 merupakan periode sebelum krisis Asia dan periode 6 merupakan periode krisis global. Terdapat periode dimana hanya terjadi *Monday Effect* yang merupakan salah

satu keteraturan yang paling banyak ditemukan dan menjadi bagian dari *DWE*. Periode tersebut adalah periode 3, periode 4 dan periode 5. Periode 3 merupakan periode menjelang krisis Asia, Periode 4 merupakan krisis Asia dan periode 5 merupakan periode setelah krisis Asia. Terdapat periode dimana terjadi baik *Monday Effect* maupun *Friday Effect* yang merupakan dua jenis keteraturan dalam *DWE*. Periode tersebut adalah periode 7 dan periode 8, merupakan periode setelah krisis keuangan global. Hasil penelitian menemukan terjadi evolusi *DWE* di pasar modal Indonesia. Dimana, *DWE* mulai terjadi pada periode krisis Asia tahun 1998, lalu tidak terjadi pada periode krisis keuangan global 2008, kemudian terjadi kembali pada periode setelahnya hingga 2018. Saran bagi peneliti berikutnya, temuan dalam penelitian ini dapat digunakan sebagai indikasi awal keberadaan *DWE* di pasar modal Indonesia, sehingga penelitian berikutnya dapat memperluas pengujian dan analisis *DWE* pada level *return* saham individual, *return intraday* saham, *return* kelompok saham dengan karakteristik tertentu dan volume perdagangan saham.

DAFTAR PUSTAKA

- Abraham, A., & Ikenberry, D. L. (1994). The Individual Investor and the Weekend Effect. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(2), 263–277.
- Agrawal, A., & Tandon, S. (1994). Anomalies or Illusions ? Evidence From Stock Markets in Eighteen Countries. *Journal of International Money and Finance*, 13(1), 83–106.
- Al-Loughani, N., & Chappell, D. (2001). Modelling the Day-of-the-Week Effect in the Kuwait Stock Exchange: A Nonlinear GARCH Representation. *Applied Financial Economics*, 11(4), 353–359. <https://doi.org/10.1080/096031001300313910>
- Bollerslev, T. (1987). A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return. *The Review of Economics and Statistics*. <https://doi.org/10.2307/1925546>
- Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, F. K. (1992). ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence. *Journal of Econometrics*, 52(1–2), 5–59.
- Chia, R. C., & Liew, V. K. (2010). Evidence on the Day-of-the-Week Effect and Asymmetric Behavior in the Bombay Stock Exchange. *IUP Journal of Applied Finance*, 16(6), 17–29.
- Choudhry, T. (2000). Day of The Week Effect in Emerging Asian Stock Markets : Evidence From The GARCH Model. *Applied Financial Economics*, 10, 235–242.
- Christensen, L. B., Johnson, R. B., & Turner, L. A. (2015). *Research Methods, Design, and Analysis* (12th ed.). Harlow: Pearson Education Limited.
- Connolly, R. A. (1989). An Examination of the Robustness of the Weekend Effect. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), 133–169. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2330769>

- Cross, F. (1973). The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays. *Financial Analysts Journal*, 29(6), 67–69.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root.*, 74(366), 427–431.
- Dicle, M. F., & Levendis, J. D. (2014). The Day-of-The-Week Effect Revisited : International Evidence. *Journal of Economics and Finance*, 38, 407–437. <https://doi.org/10.1007/s12197-011-9223-6>
- Dyl, E. A., & Maberly, E. D. (1988). A Plausible Explanation of the Weekend Effect. *Financial Analysts Journal*, 44(3), 83–84.
- Ederington, L. H., & Lee, J. H. (1996). The Creation and Resolution of Market Uncertainty : The Impact of Information Releases on Implied Volatility. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31(4), 513–539.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007.
- Foster, E. D., & Viswanathan, S. (1990). A Theory of the Interday Variations in Volume, Variance, and trading Costs in Securities Markets. *Review of Financial Studies*, 3(4), 593–624.
- French, K. R. (1980). Stock Returns and The Weekend Effect. *The Journal of Financial Economics*, 8(1), 55–69.
- French, K. R., & Roll, R. (1986). Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders. *Journal of Financial Economics*, 17(1), 5–26.
- Gibbons, M. R., & Hess, P. (1981). Day of the Week Effects and Asset Returns. *Journal of Business.*, 54(4), 579–596.
- Holden, K., Thompson, J., & Ruangrit, Y. (2005). The Asian Crisis and Calendar Effects on Stock Returns in Thailand. *European Journal of Operational Research*, 163(1), 242–252. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2004.01.015>
- Keim, D. B., & Stambaugh, R. F. (1984). A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns. *The Journal of Finance*, XXXIX(3), 819–835.
- Kross, W. (1985). The Size Effect is Primarily a Price Effect. *The Journal of Financial Research*, VIII(3), 169–179.
- Lakonishok, J., & Levi, M. (1982). Weekend Effects on Stock Returns : A Note. *The Journal of Finance*, XXXVII(3), 883–889.
- Lakonishok, J., & Maberly, E. (1990). The Weekend Effect : Trading Patterns of Individual and Institutional Investors. *The Journal of Finance*, XLV(1), 231–243.
- McClave, J., & Sinsich, T. (2018). *Statistics* (13th ed.). Harlow: Pearson Education Limited.

- Miller, E. M. (1988). Why a Weekend Effect? *The Journal of Portfolio Management*, (Summer), 43–48.
- Neuman, W. L. (2014). *Social Science Research Methods: Qualitative and Quantitative Approaches* (7th ed.). Harlow: Pearson Education Limited.
- Neuman, W. L. (2017). *Understanding Research* (2nd ed.). Boston: Pearson.
- Oldfield, G. S., & Rogalski, R. J. (1980). A Theory of Common Stock Returns Over Trading and Non-Trading Periods. *The Journal of Finance*, XXXV(3), 729–751.
- Oncu, M. A., Unal, A., & Demirel, R. A. O. (2017). The Day of The Week Effect in Borsa Istanbul; A Garch Model Analysis. *International Journal of Management Economics and Business*, 13(3), 521–534.
- Osborne, M. F. M. (1962). Periodic Structure in The Brownian Motion of Stock Prices. *Operations Research*, 10(3), 345–379. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/167679>
- Philip, P. C. B. ., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Rogalski, R. J. (1984). New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non-Trading Periods: A Note. *The Jorunal of Finance*, xxxix(5), 1603–1614.
- Rufino, C. C., & Delfino, N. M. (2016). Day-of-the-Week Effects in the Philippine Stock Exchange : Do They Exist Amid Modernization ? *DLSU Business & Economics Review*, 25(2), 41–52.
- Schultz, P. (1983). Transaction Costs and The Small Firm Effect. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 81–88.
- Stevens, S. S. (1946). The Theory of Scales of Measurement. *Science*, 103(2684), 677–680.
- Stoll, H. R., & Whaley, R. E. (1983). Transzaction Costs and The Small Firm Effect. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 57–79.
- Triola, M. F. (2015). *Essentials of Statistics* (5th ed.). Boston: Pearson.
- Ulku, N., & Rogers, M. (2018). Who drives the Monday effect? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 48(April 2018), 46–65. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2018.02.009>
- Wong, K. A., Hui, T. K., & Chan, C. Y. (1992). Day-of-The-Week Effects : Evidence From Developing Stock Markets. *Applied Fmancial Economics*, 2, 49–56.
- Wong, K. A., & Yuanto, K. (1999). Short-Term Seasonalities on the Jakarta Stock Exchange. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 2(3), 375–398.
- Yakob, N. A., Beal, D., & Delpachitra, S. (2005). Seasonality in the Asia Pacific stock markets. *Journal of Asset Management*, 6(4), 298–318.