

BETA, RETURN, AND MOUNTH OF EFFECT: EMPIRICAL STUDY ON THE SHARIA INDEX IN THE STOCK EXCHANGES OF THE ASEAN COUNTRIES

Ahmad Faisol, Prakarsa Panji Negara, Nindytia Puspitasari Dalimunthe
Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Lampung, Indonesia
(ahmad.faisol@feb.unila.ac.id), prakarsapanjinegara@feb.unila.ac.id,
nindyia.puspitasari@feb.unila.ac.id

Abstract

Purpose : The purpose of the research is finding out the empirical fact about the relevance of CAPM Theory on the Sharia market index in the stock exchanges of the ASEAN countries when the anomaly mounth of effect occurs.

Research methodology: The model used for this verification is linear regression which is a modification of the CAPM equation, while the analytical tool used in testing the presence of mounth of effect anomalies is done by using the independent sample t-test for normal data and the Mann-Whitney test for abnormal data. The test for the CAPM Theory is done by using simultaneous significance test (F test) and partial significance test (t-test).

Results: The results obtained in this research is shown in the presence of significant influence between the beta coefficient on stock portfolio returns, thus, CAPM theory is proven to be relevant to be used in the mounth of effect conditions on the Sharia index in ASEAN countries consisting of Indonesia, Malaysia, Singapore, and Thailand.

Limitition : This research have limitation, especially for getting data of liquidity hat consist of trading volume, bid-ask spread, dan trading frequency, in sharia index on ASEAN countries.

Contribution : This study contributes to the testing of the CAPM theory which assumes the beta coefficient as the only factor that is able to explain the formation of returns in the presence of the mounth of effect anomaly. This research is useful in testing theory in financial management theory, which can assist financial practitioners in making investment decisions, especially when the mounthly effect anomaly occurs.

Keywords: *beta, CAPM, mounthly effect, sharia index*

I. PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Studi tentang bagaimana *return* terbentuk pada aktiva berisiko telah menjadi salah satu kajian yang menarik bagi para akademisi dan praktisi pasar modal. Salah satu teori yang menjelaskan tentang hal tersebut adalah *Capital Asset Pricing Model (CAPM)*.

Temuan mendasar dalam teori CAPM yang dikemukakan oleh Sharpe (1964) adalah, dalam pasar yang ekuilibrium, volatilitas harga atau *return* suatu saham atau portofolio bergerak relatif mengikuti flutuasi harga atau *return* pasarnya, yang besarnya mengikuti tingkat koefisien kepekaan tertentu yang disebut beta (β).

Selain sebagai koefisien pengukur kepekaan harga saham sebagai indeks pasarnya, beta juga mampu menjelaskan hubungan antara risiko dan *return* suatu saham. Beta dianggap sebagai satu-satunya risiko yang relevan dalam suatu saham karena sifatnya yang tidak dapat dihilangkan dengan pembentukan portofolio. Risiko ini merupakan risiko yang melekat pada suatu saham yang disebut sebagai risiko sistemik.

Asumsi penerapan beta dalam pasar ekuilibrium telah menjadi permasalahan tersendiri bagi para praktisi pasar modal. Kondisi ekuilibrium yang terkait dengan hipotesis pasar efisien yang beranggapan bahwa di pasar tidak mungkin terbentuk *abnormal return* sebagai akibat informasi telah di terima oleh seluruh pelaku pasar secara merata (*symmetric information*), dianggap tidak relevan dengan fakta kondisi pasar yang sebenarnya. Oleh karenanya, asumsi yang menyatakan beta merupakan satu-satunya faktor yang mampu menjelaskan pembentukan *return* saham, dianggap tidak relevan, tanpa mengikutsertakan faktor-faktor lain yang juga berpengaruh terhadap *return*, seperti likuiditas, *firm size*, momentum, dan *market to book ratio*.

Akan tetapi, beberapa temuan dalam penelitian, mampu menjelaskan beta sebagai satu-satunya variabel yang mempengaruhi *return* saham. Beberapa penelitian tersebut diantaranya dilakukan oleh Petingill, Sundaram, dan Mathur (1995), yang menemukan bahwa saat kondisi pasar menurun (*down market*), hubungan antara beta dan portofolio adalah negatif, sedangkan pada kondisi *up market*, hubungan yang terbentuk adalah positif. Penelitian ini juga menemukan bahwa terdapat hubungan yang sistemik antara beta dan *return* pada setiap periode waktu yang digunakan, baik menggunakan periode bulanan atau tahunan. Selain itu, penelitian ini juga menganjurkan untuk melanjutkan penggunaan beta sebagai alat ukur *market risk*.

Memperkuat penelitian tersebut, Sandoval dan Saens (2004) yang mempelajari pasar-pasar saham di Amerika latin, yang terdiri dari pasar Argentina, Brazil, Chile, dan Meksiko, baik pada saat *unconditional* maupun *conditional markets*, menemukan bahwa pada *unconditional markets*, tidak terdapat hubungan yang positif antara portofolio beta dan *returns*, sementara pada *conditional markets* terdapat hubungan yang tidak simetris antara beta dan *returns*, dengan pengecualian pada pasar Meksiko yang bereaksi lebih kuat pada saat *down market* dibandingkan *up market*. Hasil serupa juga ditemukan di Hongkong Stock Market oleh Lam (2010), dan penelitian Morelli (2011) di *UK stock market*.

Selanjutnya, Penelitian Sriyalatha (2010) pada Colombo Stock market, secara umum memperkuat hipotesis yang dikemukakan oleh Petingill, namun dengan mempertimbangkan adanya faktor *January effect*, Sriyalatha menemukan bahwa pada saat *up market* hubungan beta dan *returns* adalah kuat positif, namun pada kondisi *down market* korelasi keduanya menjadi lemah. Demikian halnya dengan penelitian Tang and Shum (2013) yang melakukan penelitian pada *International Stock Market* dengan membagi periode penelitian pada mingguan dan bulanan, ternyata menemukan fakta serupa. Penelitian Xiao (2016) pada pasar modal Amerika Serikat, yang menunjukkan hasil; saat kondisi pasar diabaikan maka ditemukan fakta bahwa beta menjadi faktor yang tidak signifikan sebagai faktor risiko. Namun saat kondisi pasar diperhitungkan, maka saat terjadi *up market*, terdapat hubungan yang positif signifikan antara beta dan *returns*, demikian pula saat terjadi *down market*, ditemukan adanya hubungan yang negatif signifikan antara beta dan *returns*.

Beberapa pendapat yang telah dijelaskan sebelumnya memperlihatkan hubungan antara beta dan *return* dalam berbagai kondisi pasar. Akan tetapi keberadaan anomali pasar tampaknya dapat menjadi kajian menarik dalam menjelaskan hubungan beta dan *return*.

Keberadaan anomali pasar, telah menjadi pembahasan tersendiri dalam kajian tentang pasar yang efisien. Anomali diartikan adanya pihak yang mampu mengambil keuntungan secara *abnormal* pada saat atau kondisi yang seharusnya berjalan normal. Kondisi normal ini merupakan sebuah hipotesa dari pasar efisien yang menganggap bahwa pergerakan di pasar senantiasa bersifat *random*, tidak berpola, dan tak dapat diduga, sehingga setiap adanya *abnormal return* yang terjadi secara tiba-tiba akan menimbulkan anggapan bahwa adanya *asymmetric information* diantara para pelaku pasar, karenanya pasar akan mencari tahu tentang informasi tersebut dan segera melakukan penyesuaian terhadap harga yang ada berdasarkan tambahan informasi yang mulai tersebar. Namun, adanya anomali menjadi tantangan tersendiri bagi hipotesa pasar efisien, hal ini karena para pelaku pasar tidak dapat menjelaskan tentang keberadaan informasi yang menjadi penyebab *abnormal return*.

Terdapat beberapa penelitian yang menyatakan setidaknya terjadinya salah satu bentuk anomali musiman di suatu pasar, antara lain *Monthly Effect*, yaitu adanya abnormal *return* pada bulan-bulan tertentu yang terjadi secara periodik. Beberapa penelitian yang mendukung temuan ini antara lain terdapat di Amerika Serikat (Agnani dan Aray 2011), menunjukkan adanya *January effect* di NYSE baik pada saat *up-market* maupun *down-market*. Penelitian ini mendukung penelitian Al-Rjoub dan Alwaked (2010) yang melihat adanya *January effect* selama krisis di Amerika Serikat dengan adanya fenomena rendahnya kerugian rata-rata selama bulan Januari dibandingkan bulan-bulan lainnya.

Selanjutnya, terdapat beberapa penelitian yang menemukan adanya *month anomaly* yang terjadi di bulan-bulan lainnya, seperti penelitian Mills, Siriopoulus, Markellos, dan Herizanis (2000) yang menemukan *January and February effect* di Athena. Geovanis (2009) juga menemukan adanya *February effect* di Rusia, dan di dukung oleh Sanjoko (2013), yang menemukan adanya *February effect* pada pra krisis di Indonesia, serta adanya *Mei effect* di pasca krisis. Di Cina (Su, Dutta, Xu, dan Ma, 2011) menemukan adanya anomali *return* di bulan Maret, sebagai bentuk dari anomali *turn-of-the-year effect* atau *holidays effect* dari tahun baru Cina. Sementara itu, Marret dan Worthington (2011) yang melakukan penelitian di Australia, memberikan hasil adanya *return* yang positif signifikan di bulan April, Juli, dan Desember untuk keseluruhan pasar industri kecil dan retail. Akan tetapi, jika hanya di ukur dengan menggunakan sampel industri kecil, maka *monthly effect* terjadi di bulan Januari, Agustus, dan Desember.

Penelitian ini untuk menguji teori CAPM dengan menggunakan variabel beta terhadap *return* dengan adanya anomali *monthly effect* di pasar modal. Penelitian serupa dilakukan oleh Simbolon (2016) yang mengkaji hubungan antara beta dan likuiditas terhadap *return* dalam *conditional market* dengan adanya anomali pasar di Bursa Efek Indonesia. Penelitian ini merupakan kelanjutan dari penelitian Simbolon (2016), dengan perbedaan terletak pada penggunaan Indeks saham syariah dan dengan pasar yang lebih luas yaitu di bursa efek kawasan ASEAN.

1.2 Rumusan Masalah

Untuk mencapai tujuan yang telah di tetapkan, maka penelitian ini harus menjawab beberapa permasalahan yang diajukan, yaitu :

1. Apakah terdapat anomali *monthly effect* di bulan-bulan tertentu pada bursa efek negara-negara ASEAN ?
2. Apakah terdapat perbedaan signifikan *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya anomali *monthly effect* pada masing-masing negara ASEAN ?
3. Apakah beta berpengaruh signifikan terhadap *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya anomali *monthly effect* pada bursa efek di masing-masing negara ASEAN ?

2. Tinjauan Pustaka dan Pengembangan Hipotesis

2.1 Modifikasi CAPM

Salah satu alat model keseimbangan yang dapat digunakan untuk mengukur hubungan antara tingkat *return* suatu saham yang dipengaruhi oleh *beta* sebagai risiko sistematis adalah teori CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) yang dikembangkan oleh Sharpe (1964) dan Lautner (1965). Teori ini dikembangkan dari teori portofolio (Markowitz, 1950) yang memperkenalkan risiko sistematis dan risiko tidak sistematis. Dalam perkembangannya risiko yang dianggap relevan adalah risiko sistematis (β) karena risiko tidak sistematis dapat dihilangkan dengan melakukan diversifikasi. Risiko sistematis inilah yang kemudian digunakan dalam teori CAPM. Teori CAPM mengasumsikan bahwa investor adalah seorang yang rasional, sehingga setiap investasi yang dilakukan pada aset berisiko akan memperhitungkan tingkat risiko sistematis pada saham tersebut dan nilai perolehan dari investasi bebas risiko. Seorang investor akan mensyaratkan perolehan *return* pada investasinya haruslah lebih besar dari risiko bebas risiko (R_f) ditambah dengan sensitifitas beta terhadap *return premium*, yaitu nilai

selisih antara *return* pasar dengan tingkat *return* bebas risiko . Secara matematis model teori CAPM dapat ditulis sebagai berikut :

$$E(R_i) = R_f + \beta (E(R_m) - R_f) + e$$

Dimana :

$E(R_i)$: Ekspektasi *Return* saham atau portofolio i

R_f : nilai *risk free rate*

$(R_m) - R_f$: Ekspektasi *Return premium*

Petengill, Sundaran, dan Mathur (1995) beranggapan bahwa salah satu kelemahan dari persamaan CAPM tersebut adalah adanya asumsi bahwa nilai Ekspektasi *return* ($E(R_i)$) atau nilai *trade-off risk-return* yang harus selalu positif, menyebabkan nilai ekspektasi *return* premium ($E(R_m) - R_f$) juga harus selalu positif atau dengan kata lain nilai ekspektasi *return* pasar ($E(R_m)$) harus lebih besar dari dari *risk free rate* (R_f), dan nilai beta (β) juga harus selalu positif.

Kesalahan asumsi persamaan CAPM tersebut terletak pada jika investor menyadari bahwa nilai *return* pasar harus selalu lebih besar dari *risk free rate* maka tak ada investor yang akan mau untuk berinvestasi pada aset bebas risiko. Selain itu, suatu portofolio dengan beta yang tinggi menghendaki ekpektasi *return* yang tinggi pula begitupun sebaliknya, karenanya investor juga harus menyadari bahwa adakalanya suatu beta yang rendah dapat memiliki *return* yang tinggi, jika tidak maka tidak ada investor yang mau untuk berinvestasi pada aset dengan beta yang rendah.

Sejak *realize return* digunakan dalam perhitungan, dimana nilainya dapat positif atau negatif dibandingkan *risk-free rate*, maka persamaan CAPM membutuhkan modifikasi, dimana ekspektasi *return* harus memperhitungkan *mean* dari distribusi semua kemungkinan *return* sehingga nilainya dapat ditampilkan dalam beberapa periode. Selanjutnya untuk mencapai implikasi yang teruji, persamaan hasil modifikasi ini dapat digunakan untuk menguji perbedaan dari distribusi *return* dengan menggunakan beberapa beta yang berbeda. Bentuk persamaan CAPM hasil modifikasi Petinggil, Sundharam dan Mathur (1990) adalah sebagai berikut :

$$(R_{pi} - R_f) = \beta (R_m - R_f) + e$$

Persamaan tersebut mengestimasi *beta risk* untuk setiap portofolio yang menggunakan *realized return* baik untuk portofolio dan pasar. Asumsi yang digunakan adalah beta pada setiap periode estimasi merupakan *proxy* dari beta dalam setiap periode pengujian.

2.2 Anomali Pasar

Konsep anomali pasar dikembangkan dari suatu teori *Efficiency Market Hypotesis*, yang menganggap bahwa pasar yang efisien adalah pasar yang mampu bereaksi cepat terhadap semua informasi yang relevan dengan cara membentuk harga keseimbangan suatu sekuritas. Atau dengan kata lain, harga yang terbentuk pada pasar yang efisien mencerminkan semua informasi yang relevan sehingga tidak akan diperoleh *abnormal return* yang konsisten (Mayo, 2003).

Asumsi dasar yang membentuk pasar efisien adalah bahwa harga sekuritas pada suatu pasar bersifat acak (*random walk*), karenanya peramalan terhadap pembentukan harga di masa datang tidak dapat dilakukan dengan menggunakan data historis semata, tetapi lebih kepada semua informasi yang relevan yang tersedia di pasar. Jika terjadi penyimpangan terhadap asumsi ini maka dikatakan pasar mengalami Anomali. Jenis anomali yang akan diuji dalam penelitian ini adalah *mountly effect* yaitu kondisi dimana terdapat *abnormal return* yang signifikan pada bulan-bulan tertentu dalam satu tahun,

2.3 Monthly effect

Keberadaan *mountly effect* didefinisikan sebagai adanya perbedaan *return* baik secara positif ataupun negatif signifikan pada suatu bulan dibandingkan dengan bulan-bulan lainnya dalam satu tahun. Terdapat kaitan antara *monthly effect* dengan *January effect*, meskipun terdapat bulan-bulan lain yang mengalami anomali selain Januari.

2.4 Hipotesis

Hipotesis yang diajukan dalam penelitian ini yang disesuaikan dengan pertanyaan pertanyaan dalam rumusan masalah ;

1. Untuk rumusan masalah “Apakah terdapat anomali *mounth of effect* di bulan bulan tertentu pada bursa efek negara-negara ASEAN ?”, maka hipotesisnya :

H_{1a} : Terdapat anomali *mounth of effect* di bulan Januari pada bursa efek di masing-masing negara ASEAN.

H_{1b} : Terdapat anomali *mounth of effect* di bulan Februari pada bursa efek di masing-masing negara ASEAN

H_{1c} : Terdapat anomali *mounth of effect* di bulan Maret pada bursa efek di masing-masing negara ASEAN.

H_{1d} : Terdapat anomali *mounth of effect* di bulan April pada bursa efek di masing-masing negara ASEAN.

H_{1e} : Terdapat anomali *mounth of effect* di bulan Mei pada bursa efek di masing-masing negara ASEAN.

H_{1f} : Terdapat anomali *mounth of effect* di bulan Juni pada bursa efek masing-masing negara ASEAN.

H_{1g} : Terdapat anomali *mounth of effect* di bulan Juli pada bursa efek masing-masing negara ASEAN

H_{1h} : Terdapat anomali *mounth of effect* di bulan Agustus pada bursa efek di masing-masing negara ASEAN.

H_{1i} : Terdapat anomali *mounth of effect* di bulan September pada bursa efek di masing-masing negara ASEAN.

H_{1j} : Terdapat anomali *mounth of effect* di bulan Oktober pada bursa efek di masing-masing negara ASEAN.

H_{1k} : Terdapat anomali *mounth of effect* di bulan November pada bursa efek di masing-masing negara ASEAN.

H_{1l} : Terdapat anomali *mounth of effect* di bulan Desember pada bursa efek masing-masing negara ASEAN.

2. Untuk rumusan masalah “ Apakah terdapat perbedaan signifikan *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya anomali *mounth of effect* pada masing-masing negara ASEAN ?”

H_{2a} : terdapat perbedaan signifikan *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya anomali *mounth of effect* pada masing-masing negara ASEAN

3. Untuk rumusan masalah “Apakah beta berpengaruh signifikan terhadap *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya anomali *mounth of effect* pada bursa efek di negara-negara ASEAN?”, maka hipotesisnya :

H_{3a} : beta berpengaruh signifikan terhadap *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya anomali *mounth of effect* pada bursa efek di negara-negara ASEAN.

3. Metode Penelitian

Metode yang digunakan dalam penelitian ini adalah deskriptif dan verifikatif. Metode deskriptif digunakan untuk menjelaskan karakteristik variabel yang digunakan dalam penelitian (Sekaran dan Bougie, 2010), sedangkan penelitian verifikatif digunakan untuk menguji jawaban atas suatu masalah yang kebenarannya bersifat sementara atau hipotesis (Soetiono dan Hanafie, 2007). Jenis data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder, berupa data harian yang terdiri dari : *return* saham syariah dan *return* pasar dari bursa efek yang ada di negara-negara ASEAN, periode 2014 – 2018.

Populasi dari penelitian ini adalah bursa efek di seluruh negara-negara ASEAN, sedangkan sampel ditentukan berdasarkan kriteria yang telah di tetapkan yaitu :

1. Negara ASEAN yang memiliki bursa efek yang aktif sejak Januari 2014 hingga Desember 2018.
2. Negara ASEAN yang memiliki indeks saham syariah yang aktif sejak Januari 2014 hingga Desember 2018.

Berdasarkan kriteria tersebut maka jumlah sampel penelitian ini dapat dilihat pada tabel berikut :

Tabel 1. Jumlah Populasi dan Sampel Penelitian

No	Kriteria	Jumlah	Keterangan
1	Jumlah Negara ASEAN	11	
2	Negara ASEAN yang memiliki bursa efek yang aktif periode Januari 2014 – Desember 2018	8	
3	Negara ASEAN yang memiliki indeks saham syariah yang aktif periode Januari 2014 – Desember 2018	4	Indonesia, Malaysia, Singapura, Thailand

Berdasarkan pada penentuan sampel yang menggunakan kriteria, negara ASEAN yang memiliki bursa efek dan indeks saham syariah yang aktif periode Januari 2014 – Desember 2018 adalah Indonesia, Malaysia, Singapura, Thailand.

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data harian dari *return* indeks syariah dan nilai indeks pasar di negara-negara ASEAN, yaitu : *JII* dan *IHSG* di Bursa Efek Indonesia, indeks *FTFBMS* dan *KLCI* di Bursa Malaysia, Asia Sharia 100 dan *STI* di Singapore Exchange, *SETI* dan *SET* di *Stock Exchange Thailand*, periode 2014 – 2018.

Penelitian ini menggunakan software SPSS (*Statistical Product and Service Solution*) versi 22.0 untuk menguji hipotesis yang telah dirumuskan. Terdapat beberapa metode yang digunakan untuk menguji hipotesis yang diajukan. Untuk pengujian hipotesis H_{1a} – H_{11} serta H_{2a} , Alat uji yang digunakan adalah uji beda *independent sample t-test* untuk data terdistribusi normal, atau uji beda Mann-Whitney untuk data yang terdistribusi tidak normal. Sedangkan untuk pengujian hipotesis H_{3a} pengujian dilakukan dengan menggunakan model CAPM:

$$R_i = R_f + \beta (R_m - R_f)$$

Keterangan :

R_i : *Return* indeks saham syariah di masing-masing negara ASEAN

β : beta

R_f : Risk free rate atau suku bunga patokan pada masing-masing negara ASEAN

R_m : *Return* pasar patokan di masing-masing negara ASEAN

Untuk mempermudah perhitungan, maka model CAPM tersebut di modifikasi menjadi model regresinya :

$$R_i - R_f = \alpha + \beta (R_m - R_f)$$

Keterangan :

α : konstanta

4. Hasil dan Pembahasan

4.1. Pengujian Terhadap Anomali *Mounth of Effect*

Pengujian terhadap keberadaan anomali *mounthly effect* dilakukan untuk menguji apakah terdapat anomali pada bulan-bulan tertentu di setiap tahunnya selama periode 2014 – 2018 pada indeks pasar di bursa efek negara-negara ASEAN yang memenuhi kriteria penelitian, meliputi Indonesia, Malaysia, Singapura, dan Thailand.

Tahapan pengujian meliputi :

1. Pengujian terhadap normalitas data pada 7 hari sebelum dan sesudah awal bulan di setiap bulannya. Pengujian dilakukan dengan uji Shapiro-Wilk, dan perhitungan menggunakan alat bantu SPSS.
2. Pengujian terhadap keberadaan anomali dengan menggunakan uji beda dua rata-rata terhadap data yang telah diuji normalitasnya, untuk mengetahui apakah terdapat perbedaan signifikan rata-rata *retrurn* pada 7 hari sebelum awal bulan tertentu dan 7 hari setelah awal bulan. Jika

hasil menunjukkan terdapat perbedaan signifikan *return* pasar pada sebelum dan sesudah awal bulan maka disimpulkan terjadi anomali *monthly effect* pada bulan tersebut, begitupun sebaliknya. Pengujian dilakukan dengan menggunakan uji beda *sample independent t-test* untuk data yang terdistribusi normal, dan uji beda Mann-Whitney untuk data yang terdistribusi tidak normal. Perhitungan dan pengujian menggunakan alat bantu *SPSS*.

Hasil perhitungan terhadap normalitas data dan uji beda rata-rata, di setiap negara dapat dilihat sebagai berikut :

A. Indonesia

Pengujian anomali *monthly effect* dilakukan pada *abnormal return* Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) di Bursa Efek Indoneisa (BEI) periode 2014 – 2018. Hasil perhitungan normalitas data di IHSG dapat dilihat pada tabel berikut:

Tabel 2. Hasil Perhitungan Uji Normalitas Data IHSG, 2014 - 2018

TAHUN	BULAN	Hasil Uji Signifikansi Normalitas Shapiro-Willk		KESIMPULAN
		t - 7	t + 7	
2014	Januari	0,895	0,473	normal
	Februari	0,442	0,101	normal
	Maret	0,194	0,943	normal
	April	0,06	0,325	normal
	Mei	0,04	0,389	tidak normal
	Juni	0,223	0,931	normal
	Juli	0,157	0,55	normal
	Agustus	0,543	0,602	normal
	September	0,488	0,208	normal
	Oktober	0,726	0,381	normal
	November	0,534	0,095	normal
	Desember	0,317	0,067	normal
2015	Januari	0,945	0,909	normal
	Februari	0,9	0,791	normal
	Maret	0,114	0,97	normal
	April	0,836	0,906	normal
	Mei	0,008	0,56	tidak normal
	Juni	0,857	0,684	normal
	Juli	0,47	0,531	normal
	Agustus	0,564	0,517	normal
	September	0,828	0,116	normal
	Oktober	0,535	0,925	normal
	November	0,719	0,436	normal
	Desember	0,293	0,116	normal
2016	Januari	0,002	0,048	tidak normal
	Februari	0,913	0,124	normal

	Maret	0,815	0,064	normal
	April	0,762	0,019	tidak normal
	Mei	0,582	0,253	normal
	Juni	0,45	0,265	normal
	Juli	0,94	0,336	normal
	Agustus	0,684	0,109	normal
	September	0,485	0,079	normal
	Oktober	0,81	0,292	normal
	November	0,373	0,927	normal
	Desember	0,052	0,398	normal
2017	Januari	0,292	0,214	normal
	Februari	0,052	0,349	normal
	Maret	0,339	0,509	normal
	April	0,859	0,38	normal
	Mei	0,489	0,504	normal
	Juni	0,574	0,355	normal
	Juli	0,992	0,061	normal
	Agustus	0,128	0,594	normal
	September	0,03	0,08	tidak normal
	Oktober	0,141	0,082	normal
	November	0,695	0,291	normal
	Desember	0,015	0,936	tidak normal
2018	Januari	0,017	0,594	tidak normal
	Februari	0,804	0,841	normal
	Maret	0,891	0,791	normal
	April	0,583	0,605	normal
	Mei	0,848	0,757	normal
	Juni	0,881	0,41	normal
	Juli	0,784	0,519	normal
	Agustus	0,013	0,023	tidak normal
	September	0,987	0,391	normal
	Oktober	0,21	0,752	normal
	November	0,126	0,103	normal
	Desember	0,611	0,341	normal

Sumber : hasil perhitungan uji Shapiro-Wilk dengan menggunakan SPSS

Setelah dilakukan uji normalitas data, maka tahap berikutnya adalah uji beda dua rata-rata. Hasil perhitungan uji beda dapat dilihat pada table berikut :

Tabel 3. Hasil Uji *Mounthly Effect* Terhadap Data IHSG, 2014 - 2018

TAHUN	BULAN	Hasil Uji Signifikansi independent sample t-test atau Mann-Whitney	Hasil	KESIMPULAN
2014	Januari	0,485	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Februari	0,667	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Maret	0,847	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	April	0,314	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Mei	0,406	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Juni	0,726	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Juli	0,268	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Agustus	0,702	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	September	0,253	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Oktober	0,779	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	November	0,64	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Desember	0,567	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
2015	Januari	0,064	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Februari	0,767	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Maret	0,425	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	April	0,491	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Mei	0,035	Signifikan	Ada Anomali
	Juni	0,252	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Juli	0,989	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Agustus	0,719	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	September	0,524	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Oktober	0,049	Signifikan	Ada Anomali
	November	0,539	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Desember	0,65	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
2016	Januari	0,848	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Februari	0,693	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Maret	0,864	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	April	0,949	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Mei	0,981	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Juni	0,955	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Juli	0,866	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Agustus	0,214	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	September	0,668	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Oktober	0,978	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	November	0,868	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Desember	0,305	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
2017	Januari	0,52	Tidak signifikan	Tidak ada anomali

	Februari	0,641	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Maret	0,783	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	April	0,936	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Mei	0,245	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Juni	0,947	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Juli	0,317	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Agustus	0,806	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	September	0,406	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Oktober	0,961	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	November	0,692	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	Desember	0,338	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
	2018	Januari	0,18	Tidak signifikan
Februari		0,408	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
Maret		0,791	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
April		0,359	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
Mei		0,409	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
Juni		0,151	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
Juli		0,606	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
Agustus		0,565	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
September		0,343	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
Oktober		0,159	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
November		0,802	Tidak signifikan	Tidak ada anomali
Desember		606	Tidak signifikan	Tidak ada anomali

Sumber : hasil perhitungan uji beda rata-rata dengan SPSS

Berdasarkan pada hasil uji anomali pada IHSG, dapat diketahui bahwa anomali *month of effect* terjadi pada Mei 2015 dan Oktober 2015. Sehingga Hipotesis yang terbukti adalah hipotesis H_{1e} dan H_{1j} .

B. Malaysia

Pengujian anomali *monthly effect* dilakukan pada *abnormal return Kuala Lumpur Stock Exchange (KLSE) Index* di Bursa Malaysia periode 2014 – 2018. Hasil perhitungan normalitas data di *KLSE Index* dapat dilihat pada tabel berikut :

Tabel 4. Hasil Perhitungan Uji Normalitas Data *KLSE Index*, 2014 - 2018

TAHUN	BULAN	Hasil Uji Signifikansi Normalitas Shapiro-Wilk		KESIMPULAN
		t - 7	t + 7	
2014	Januari	0,525	0,730	normal
	Februari	0,781	0,003	tidak normal
	Maret	0,621	0,589	normal
	April	0,399	0,081	normal
	Mei	0,470	0,345	normal

	Juni	0,145	0,537	normal
	Juli	0,991	0,183	normal
	Agustus	0,188	0,465	normal
	September	0,743	0,434	normal
	Oktober	0,840	0,648	normal
	November	0,217	0,157	normal
	Desember	0,245	0,583	normal
2015	Januari	0,271	0,776	normal
	Februari	0,812	0,490	normal
	Maret	0,480	0,173	normal
	April	0,847	0,891	normal
	Mei	0,473	0,931	normal
	Juni	0,890	0,701	normal
	Juli	0,653	0,610	normal
	Agustus	0,045	0,345	tidak normal
	September	0,443	0,818	normal
	Oktober	0,775	0,735	normal
	November	0,902	0,459	normal
	Desember	0,515	0,451	normal
2016	Januari	0,463	0,370	normal
	Februari	0,479	0,431	normal
	Maret	0,921	0,760	normal
	April	0,635	0,093	normal
	Mei	0,470	0,109	normal
	Juni	0,197	0,824	normal
	Juli	0,735	0,261	normal
	Agustus	0,749	0,358	normal
	September	0,597	0,918	normal
	Oktober	0,683	0,436	normal
	November	0,859	0,681	normal
	Desember	0,160	0,901	normal
2017	Januari	0,288	0,338	normal
	Februari	0,408	0,250	normal
	Maret	0,361	0,178	normal
	April	0,141	0,595	normal
	Mei	0,174	0,571	normal
	Juni	0,212	0,580	normal
	Juli	0,051	0,751	normal
	Agustus	0,058	0,141	normal
	September	0,676	0,259	normal
	Oktober	0,183	0,268	normal
	November	0,847	0,903	normal
	Desember	0,476	0,465	Normal
2018	Januari	0,988	0,149	normal
	Februari	0,691	0,893	normal

	Maret	0,720	0,162	normal
	April	0,949	0,467	normal
	Mei	0,520	0,806	normal
	Juni	0,577	0,467	normal
	Juli	0,220	0,405	normal
	Agustus	0,009	0,709	tidak normal
	September	0,497	0,638	normal
	Oktober	0,706	0,406	normal
	November	0,476	0,157	normal
	Desember	0,125	0,084	normal

Sumber : Hasil perhitungan uji Shapiro-Wilk dengan menggunakan SPSS

Hasil perhitungan uji beda rata-rata pada *KLSE Index* dapat dilihat pada tabel berikut:

Tabel 5. Hasil Uji *Mounthly Effect* Terhadap Data *KLSE*, 2014 - 2018

TAHUN	BULAN	Hasil Uji Signifikansi independent sample t-test atau Mann-Whitney	Hasil	KESIMPULAN
2014	Januari	0,095	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Februari	0,406	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,471	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,227	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,477	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,848	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,715	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,332	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	September	0,518	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Oktober	0,167	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	November	0,000	Tidak Signifikan	ada anomali
	Desember	0,203	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
2015	Januari	0,157	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Februari	0,937	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,132	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,769	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,472	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,107	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,842	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,110	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	September	0,594	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Oktober	0,021	Signifikan	ada anomali
	November	0,273	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Desember	0,342	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
2016	Januari	0,103	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Februari	0,252	Tidak Signifikan	tidak ada anomali

	Maret	0,111	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,877	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,863	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,311	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,601	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,273	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	September	0,368	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Oktober	0,424	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	November	0,326	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Desember	0,116	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
2017	Januari	0,411	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Februari	0,254	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,255	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,827	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,481	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,174	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,436	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,345	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	September	0,636	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Oktober	0,017	Signifikan	ada anomali
	November	0,651	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Desember	0,513	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
2018	Januari	0,314	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Februari	0,222	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,720	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,994	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,953	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,108	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,802	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,482	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	September	0,094	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Oktober	0,618	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	November	0,994	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Desember	0,777	Tidak Signifikan	tidak ada anomali

Sumber : hasil perhitungan uji beda rata-rata dengan SPSS

Berdasarkan pada hasil Uji anomali pada *KLSE index*, dapat diketahui bahwa pada anomali *mounth of effect* terjadi di bulan Oktober 2014 dan Oktober 2017. Sehingga hipotesis yang terbukti adalah H_{1j} , baik untuk tahun 2014 maupun 2017.

C. Singapura

Pengujian anomali *monthly effect* dilakukan pada *abnormal return Straits Time Index (STI)* di *Singapore Exchange (SGX)* periode 2014 – 2018. Hasil perhitungan normalitas data di *STI* dapat dilihat pada tabel berikut :

Tabel 6. Hasil Perhitungan Uji Normalitas Data *STI*, 2014 - 2018

TAHUN	BULAN	Hasil Uji Signifikansi Normalitas Shapiro-Willk		KESIMPULAN
		t - 7	t + 7	
2014	Januari	0,892	0,363	Normal
	Februari	0,297	0,659	Normal
	Maret	0,43	0,297	Normal
	April	0,435	0,904	Normal
	Mei	0,102	0,597	Normal
	Juni	0,42	0,933	Normal
	Juli	0,836	0,306	Normal
	Agustus	0,503	0,33	Normal
	September	0,632	0,673	Normal
	Oktober	0,547	0,229	Normal
	November	0,446	0,363	Normal
	Desember	0,83	0,333	Normal
2015	Januari	0,013	0,618	Tidak normal
	Februari	0,972	0,282	Normal
	Maret	0,303	0,478	Normal
	April	0,946	0,253	Normal
	Mei	0,784	0,225	Normal
	Juni	0,27	0,978	Normal
	Juli	0,644	0,158	Normal
	Agustus	0,172	0,268	Normal
	September	0,837	0,355	Normal
	Oktober	0,402	0,152	Normal
	November	0,837	0,022	Tidak normal
	Desember	0,812	0,767	Normal
2016	Januari	0,06	0,991	Normal
	Februari	0,834	0,034	Tidak normal
	Maret	0,871	0,462	Normal
	April	0,14	0,618	Normal
	Mei	0,907	0,122	Normal
	Juni	0,907	0,307	Normal
	Juli	0,527	0,325	Normal
	Agustus	0,216	0,795	Normal
	September	0,899	0,069	Normal

	Oktober	0,735	0,955	Normal
	November	0,465	0,931	Normal
	Desember	0,272	0,454	Normal
2017	Januari	0,079	0,585	Normal
	Februari	0,136	0,226	Normal
	Maret	0,288	0,745	Normal
	April	0,737	0,794	Normal
	Mei	0,768	0,712	Normal
	Juni	0,312	0,344	Normal
	Juli	0,798	0,78	Normal
	Agustus	0,326	0,706	Normal
	September	0,244	0,465	Normal
	Oktober	0,017	0,43	Tidak normal
	November	0,767	0,713	Normal
	Desember	0,107	0,625	Normal
2018	Januari	0,538	0,545	Normal
	Februari	0,652	0,964	Normal
	Maret	0,149	0,346	Normal
	April	0,84	0,867	Normal
	Mei	0,452	0,566	Normal
	Juni	0,874	0,925	Normal
	Juli	0,445	0,723	Normal
	Agustus	0,373	0,973	Normal
	September	0,957	0,013	Tidak normal
	Oktober	0,241	0,515	Normal
	November	0,581	0,889	Normal
	Desember	0,084	0,021	Tidak normal

Sumber : Hasil perhitungan uji Shipiro-Wilk dengan menggunakan SPSS

Hasil perhitungan uji beda rata-rata pada *STI* dapat dilihat pada tabel berikut:

Tabel 7. Hasil Uji *Mounthly Effect* Terhadap Data *STI*, 2014 - 2018

TAHUN	BULAN	Hasil Uji Signifikansi independent sample t-test atau Mann-Whitney	Hasil	KESIMPULAN
2014	Januari	0,069	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Februari	0,219	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,944	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,082	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,48	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,453	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,487	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,044	Signifikan	ada anomali
	September	0,766	Tidak Signifikan	tidak ada anomali

	Oktober	0,744	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	November	0,403	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Desember	0,577	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
2015	Januari	0,406	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Februari	0,942	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,752	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,751	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,694	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,819	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,513	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,737	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	September	0,65	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Oktober	0,01	Signifikan	ada anomali
	November	0,848	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Desember	0,298	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
2016	Januari	0,021	Signifikan	ada anomali
	Februari	0,225	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,314	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,94	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,98	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,656	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,947	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,377	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	September	0,402	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Oktober	0,494	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	November	0,941	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Desember	0,348	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
2017	Januari	0,008	Signifikan	ada anomali
	Februari	0,915	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,623	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,28	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,606	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,259	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,71	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,342	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	September	0,428	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Oktober	0,406	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	November	0,775	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Desember	0,829	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
2018	Januari	0,043	Signifikan	ada anomali
	Februari	0,305	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,635	Tidak Signifikan	tidak ada anomali

April	0,466	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
Mei	0,226	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
Juni	0,278	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
Juli	0,642	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
Agustus	0,879	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
September	0,338	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
Oktober	0,022	Signifikan	ada anomali
November	0,434	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
Desember	0,025	Signifikan	ada anomali

Sumber : hasil perhitungan uji beda rata-rata dengan SPSS

Berdasarkan pada hasil uji anomali pada *STI*, dapat diketahui bahwa anomali *month of effect* terjadi pada Agustus 2014, Oktober 2015, Januari 2016, Januari 2017, Januari 2018, Oktober 2018, dan Desember 2018. Keberadaan anomali di bulan Januari sekaligus membuktikan keberadaan *January effect* pada *STI*. Oleh karenanya, Hipotesis yang terbukti adalah hipotesis H_{1h} untuk tahun 2014, H_{1j} untuk tahun 2015 dan 2018, H_{1a} untuk tahun 2016, 2017, dan 2018. Sedangkan hipotesis H_{1l} untuk tahun 2018.

D. Thailand

Pengujian anomali *monthly effect* dilakukan pada *abnormal return Stock Exchange of Thailand (SET) Index* di *Stock Exchange of Thailand (SET)* periode 2014 – 2018. Hasil perhitungan normalitas data di *SET Index* dapat dilihat pada tabel berikut:

Tabel 8. Hasil Perhitungan Uji Normalitas Data *SET Index*, 2014 - 2018

TAHUN	BULAN	Hasil Uji Signifikansi Normalitas Shapiro-Wilk		KESIMPULAN
		t - 7	t + 7	
2014	Januari	0,812	0,066	normal
	Februari	0,929	0,904	normal
	Maret	0,601	0,787	normal
	April	0,931	0,605	normal
	Mei	0,05	0,726	normal
	Juni	0,137	0,773	normal
	Juli	0,181	0,89	normal
	Agustus	0,454	0,223	normal
	September	0,45	0,283	normal
	Oktober	0,8	0,748	normal
	November	0,5	0,589	normal
	Desember	0,06	0,096	normal
2015	Januari	0,774	0,798	normal
	Februari	0,118	0,95	normal
	Maret	0,111	0,618	normal
	April	0,978	0,803	normal
	Mei	0,403	0,7	normal
	Juni	0,71	0,292	normal
	Juli	0,155	0,303	normal

	Agustus	0,803	0,613	normal
	September	0,266	0,32	normal
	Oktober	0,239	0,378	normal
	November	0,366	0,662	normal
	Desember	0,812	0,85	normal
2016	Januari	0,358	0,588	normal
	Februari	0,514	0,672	normal
	Maret	0,378	0,007	tidak normal
	April	0,278	0,767	normal
	Mei	0,355	0,013	tidak normal
	Juni	0,557	0,561	normal
	Juli	0,115	0,991	normal
	Agustus	0,359	0,795	normal
	September	0,821	0,678	normal
	Oktober	0,349	0,428	normal
	November	0,04	0,314	tidak normal
	Desember	0,304	0,292	normal
2017	Januari	0,715	0,591	normal
	Februari	0,045	0,294	tidak normal
	Maret	0,985	0,786	normal
	April	0,342	0,618	normal
	Mei	0,641	0,681	normal
	Juni	0,822	0,724	normal
	Juli	0,212	0,371	normal
	Agustus	0,91	0,594	normal
	September	0,005	0,001	tidak normal
	Oktober	0,764	0,283	normal
	November	0,001	0,641	tidak normal
	Desember	0,918	0,686	normal
2018	Januari	0,834	0,339	normal
	Februari	0,056	0,555	normal
	Maret	0,23	0,068	normal
	April	0,375	0,066	normal
	Mei	0,577	0,919	normal
	Juni	0,619	0,88	normal
	Juli	0,428	0,035	tidak normal
	Agustus	0,748	0,56	normal
	September	0,256	0,571	normal
	Oktober	0,035	0,826	tidak normal
	November	0,986	0,695	normal
	Desember	0,838	0,126	normal

Sumber : Hasil perhitungan uji Shipiro-Wilk dengan menggunakan SPSS

Hasil perhitungan uji beda rata-rata pada *STI* dapat dilihat pada tabel berikut :

Tabel 9. Hasil Uji *Mounthly Effect* Terhadap Data *SET Index*, 2014 - 2018

TAHUN	BULAN	Hasil Uji Signifikansi independent sample t-test atau Mann-Whitney	Hasil	KESIMPULAN
2014	Januari	0,926	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Februari	0,472	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,305	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,959	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,647	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,252	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,662	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,216	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	September	0,598	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Oktober	0,565	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	November	0,006	Signifikan	ada anomali
	Desember	0,081	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
2015	Januari	0,311	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Februari	0,578	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,564	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,055	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,779	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,457	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,4199	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,567	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	September	0,985	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Oktober	0,017	Signifikan	ada anomali
	November	0,502	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Desember	0,114	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
2016	Januari	0,373	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Februari	0,138	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,406	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,528	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,949	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,353	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,699	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,809	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	September	0,008	Signifikan	ada anomali
	Oktober	0,575	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	November	0,949	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Desember	0,67	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
2017	Januari	0,758	Tidak Signifikan	tidak ada anomali

	Februari	0,565	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Maret	0,758	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	April	0,698	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Mei	0,434	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juni	0,942	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Juli	0,87	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Agustus	0,729	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	September	0,848	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Oktober	0,27	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	November	0,142	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	Desember	0,354	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
	2018	Januari	0,298	Tidak Signifikan
Februari		0,304	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
Maret		0,376	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
April		0,841	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
Mei		0,566	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
Juni		0,272	tidak ada perbedaan signifikan	tidak ada anomali
Juli		0,018	Signifikan	ada anomali
Agustus		0,308	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
September		0,067	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
Oktober		0,064	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
November		0,97	Tidak Signifikan	tidak ada anomali
Desember		0,356	Tidak Signifikan	tidak ada anomali

Sumber : hasil perhitungan uji beda rata-rata dengan SPSS

Berdasarkan pada hasil Uji anomali *SET Index*, dapat diketahui bahwa anomali *mounth of effect* terjadi pada November 2014, Oktober 2015, September 2016, Juli 2018. Sehingga hipotesis yang terbukti adalah H_{1k} untuk tahun 2014, H_{1j} untuk tahun 2015, dan H_{1i} untuk tahun 2016.

Keberadaan *mounth of effect* tersebut membuktikan bahwa teori hipotesis pasar yang efisien yang mengasumsikan harga di pasar senantiasa bersifat *random*, tidak berpola, dan tidak terduga, adalah tidak terbukti. Hal ini kemungkinan disebabkan keberadaan *asymmetric information* diantara pelaku pasar, sehingga terdapat pihak-pihak tertentu yang mampu mengambil keuntungan *abnormal return* pada bulan-bulan tertentu di bursa efek negara-negara ASEAN.

4.2. Pengujian Terhadap *Return* Indeks Saham Syariah dan Pembentukan Model CAPM

Setelah ditemukan fakta keberadaan *mounth of effect* di bursa efek negara-negara ASEAN, maka tahap berikutnya adalah melakukan uji beda terhadap *return* indeks saham syariah di bursa efek negara-negara ASEAN pada bulan-bulan tertentu yang mengalami *mounthly effect*. Pengujian dilakukan untuk mengetahui apakah indeks saham syariah terpengaruh secara signifikan terhadap keberadaan *mounthly effect* yang terjadi di pasar saham.

Selanjutnya, jika ditemukan fakta indeks saham syariah terpengaruh secara signifikan, maka langkah berikutnya adalah pengujian terhadap teori CAPM, guna menjelaskan hubungan antara beta dan *return* pada indeks saham syariah saat terjadinya *mounth of effect*. sehingga dapat diketahui apakah teori CAPM relevan digunakan pada indeks syariah pada pasar yang mengalami *mounth of effect*.

Hasil uji beda terhadap *return* indeks saham syariah dan uji signifikansi terhadap *return* indeks saham syariah di bursa efek negara-negara ASEAN adalah sebagai berikut:

A. Indonesia

Uji beda indeks syariah dilakukan dengan menggunakan data *return Jakarta Islamic Index(JII)* pada bulan-bulan yang mengalami *monthly effect* yaitu bulan Mei dan Oktober 2015 . Hasil perhitungan normalitas dan uji beda *JII* dapat dilihat pada tabel berikut :

Tabel 10. Hasil Perhitungan Uji Normalitas dan uji beda *JII*, 2014 - 2018

Waktu	Uji Normalitas		kesimpulan normalitas	Hasil Uji Beda	Kesimpulan uji beda
	t - 7	t + 7			
May-15	0,065	0,963	normal	0,053	tidak signifikan
Oct-15	0,697	0,807	normal	0,046	Signifikan

sumber : hasil olah data menggunakan SPSS

Berdasarkan hasil uji beda terhadap *return JII* pada 7 hari sebelum dan sesudah terjadinya *month of effect* pada bulan Mei 2015 dan Oktober 2015, hanya pada bulan Oktober 2015 terjadi perbedaan signifikan *return JII*, sehingga pengujian teori CAPM pengaruh beta terhadap *return saham* hanya akan dilakukan di bulan Oktober 2015.

Model regresi yang terbentuk berdasarkan hasil perhitungan *return index JII* terhadap *return* indeks pasarnya IHSIG adalah :

$$Y = -0,31 + 1,258 X$$

Keterangan :

Y = estimasi return, nilainya ekuivalen dengan $R_i - R_f$

β = koefisien beta, nilainya adalah 1,258

X = nilainya ekuivalen dengan $(R_m - R_f)$

Pengujian signifikasinya model dengan menggunakan uji simulatan (uji F) dan uji parsial (uji-t), serta nilai R^2 dapat dilihat pada tabel berikut :

Table 11. Hasil Perhitungan Uji Signifikansi model CAPM pada *JII*, bulan Oktober 2015

KRITERIA	HASIL	KESIMPULAN
Hasil signifikansi uji F	0,00	Signifikan
Hasil signifikansi uji-t	0,00	Signifikan
Nilai R^2	0,958	

Sumber : hasil olah data menggunakan spss

Berdasarkan hasil perhitungan uji signifikansi, maka dapat disimpulkan bahwa teori CAPM relevan dalam menjelaskan *return* saham pada *JII* saat terjadinya anomali *month of effect*, dan karenanya koefisien beta signifikan terhadap *return* indeks saham syariah *JII*. Tingkat keeratan hubungan (R^2) adalah sebesar 0,958, yang berarti koefisien beta mampu menjelaskan pembentukan *return* indeks saham syariah sebesar 95,8 %. Oleh karena itu hipotesis H_{3a} diterima, yang artinya adalah beta berpengaruh signifikan terhadap *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya anomali *month of effect* pada bursa efek di BEI.

B. Malaysia

Uji beda indeks syariah dilakukan dengan menggunakan data *return* Bursa Malaysia Emas Sharia Index (FTFBMS) di Bursa Malaysia pada bulan-bulan yang mengalami *monthly effect* yaitu bulan Mei dan Oktober 2015 dan Oktober 2017 . Hasil perhitungan normalitas dan uji beda dapat dilihat pada tabel berikut :

Tabel 12. Hasil Perhitungan Uji Normalitas dan uji beda FTFBMS, 2014 - 2018

Waktu	Uji Normalitas		kesimpulan normalitas	Hasil Uji Beda	Kesimpulan uji beda
	t - 7	t + 7			
Oct-15	0,966	0,921	normal	0,037	signifikan
Oct-17	0,97	0,751	normal	0,183	tidak signifikan

sumber : hasil olah data menggunakan SPSS

Berdasarkan hasil uji beda terhadap *return* FTFBMS pada 7 hari sebelum dan sesudah terjadinya *mounth of effect* pada bulan Oktober 2015 dan Oktober 2017, hanya pada bulan Oktober 2015 terjadi perbedaan signifikan *return* FTFBMS, sehingga pengujian teori CAPM pengaruh beta terhadap *return saham* hanya akan dilakukan di bulan Oktober 2015.

Model regresi yang terbentuk berdasarkan hasil perhitungan *return index* FTFBMS terhadap *return* indeks pasarnya KLSE index adalah :

$$Y = -0,06 + 0,778 X$$

Keterangan :

Y = estimasi return, nilainya ekuivalen dengan $R_i - R_f$

β = koefisien beta, nilainya adalah 0,778

X = nilainya ekuivalen dengan $(R_m - R_f)$

Pengujian signifikasinya model dengan menggunakan uji simulatan (uji F) dan uji parsial (uji-t), serta nilai R^2 dapat dilihat pada tabel berikut :

Table 13. Hasil Perhitungan Uji Signifikansi model CAPM pada FTFBMS, bulan Oktober 2015

KRITERIA	HASIL	KESIMPULAN
Hasil signifikansi uji F	0,00	Signifikan
Hasil signifikansi uji-t	0,00	Signifikan
Nilai R^2	0,874	

Sumber : hasil olah data menggunakan spss

Berdasarkan hasil perhitungan uji signifikansi, maka dapat disimpulkan bahwa teori CAPM relevan dalam menjelaskan *return* saham pada FTFBMS saat terjadinya anomali *mounth of effect*, dan karenanya koefisien beta signifikan terhadap *return* indeks saham syariah FTFBMS. Tingkat keeratan hubungan (R^2) adalah sebesar 0,874, yang berarti koefisien beta mampu menjelaskan pembentukan *return* indeks saham syariah sebesar 87,4 %. Oleh karena itu hipotesis H_{3a} diterima, yang artinya beta berpengaruh signifikan terhadap *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya *mounth of effect* pada bursa Malaysia.

C. Singapore

Uji beda indeks syariah dilakukan dengan menggunakan data *return* SETI index di Singapore Exchange pada bulan-bulan yang mengalami *mounthly effect* yaitu bulan Agustus 2014, Oktober 2015, Januari 2016, Januari 2017, Januari 2018, Oktober 2018, dan Desember 2018. Hasil perhitungan normalitas dan uji beda dapat dilihat pada tabel berikut :

Tabel 14. Hasil Perhitungan Uji Normalitas dan uji beda SETI Index, 2014 – 2018

Waktu	Uji Normalitas		kesimpulan normalitas	Hasil Uji Beda	Kesimpulan uji beda
	t - 7	t + 7			
Aug-14	0,134	0,849	normal	0,628	tidak signifikan
Oct-15	0,889	0,405	normal	0,48	signifikan
Jan-16	0,003	0,348	tidak normal	0,002	signifikan
Jan-17	0,644	0,673	normal	0,047	signifikan
Jan-18	0,113	0,733	normal	0,389	tidak signifikan
Oct-18	0,698	0,211	normal	0,009	signifikan
Dec-18	0,999	0,368	normal	0,114	tidak signifikan

sumber : hasil olah data menggunakan SPSS

Berdasarkan hasil uji beda terhadap *return* SETI pada 7 hari sebelum dan sesudah terjadinya *mounth of effect* pada bulan Agustus 2014, Oktober 2015, Januari 2016, Januari 2017, Januari 2018, Oktober 2018, dan Desember 2018, hanya pada bulan Oktober 2015, Januari 2016, Januari 2017, dan Oktober 2018 terjadi perbedaan signifikan pada *return* SETI, sehingga pengujian teori CAPM pengaruh beta terhadap *return* hanya akan dilakukan di bulan-bulan tersebut:

1. Uji Signifikansi CAPM bulan Oktober 2015

Model regresi yang terbentuk berdasarkan hasil perhitungan *return* SETI terhadap return indeks pasarnya SGX index untuk bulan Oktober 2015 adalah:

$$Y = -0,05 + 0,400 X$$

Keterangan :

Y = estimasi return, nilainya ekuivalen dengan $R_i - R_f$

β = koefisien beta, nilainya adalah 0,400

X = nilainya ekuivalen dengan $(R_m - R_f)$

Pengujian signifikasinya model dengan menggunakan uji simulatan (uji F) dan uji parsial (uji-t), serta nilai R^2 dapat dilihat pada tabel berikut :

Table 15. Hasil Perhitungan Uji Signifikansi model CAPM pada SGX Asia Sharia 100, bulan Oktober 2015

KRITERIA	HASIL	KESIMPULAN
Hasil signifikansi uji F	0,330	Tidak Signifikan
Hasil signifikansi uji-t	0,330	Tidak Signifikan
Nilai R^2	0,79	

Sumber : hasil olah data menggunakan spss

Berdasarkan hasil perhitungan uji signifikansi, maka dapat disimpulkan bahwa teori CAPM tidak relevan dalam menjelaskan *return* saham pada SETI saat terjadinya anomali *mounth of effect* di bulan oktober 2015, dan karenanya koefisien beta juga tida signifikan terhadap *return* indeks saham syariah SETI index. Oleh karena itu hipotesis H_{3a} tidak diterima untuk bulan oktober 2015, yang artinya adalah beta berpengaruh tidak signifikan terhadap *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya anomali *mounth of effect* pada bulan Oktober 2015 Singapore Exchange.

2. Uji Signifikansi CAPM bulan Januari 2016

Model regresi yang terbentuk berdasarkan hasil perhitungan *return* SETI terhadap return indeks pasarnya SGX index untuk bulan Januari 2016 adalah:

$$Y = -0,08 + 0,542 X$$

Keterangan :

Y = estimasi return, nilainya ekuivalen dengan $R_i - R_f$

β = koefisien beta, nilainya adalah 0,542
 X = nilainya ekuivalen dengan $(R_m - R_f)$

Pengujian signifikasinya model dengan menggunakan uji simulatan (uji F) dan uji parsial (uji-t), serta nilai R^2 dapat dilihat pada tabel berikut :

Table 16. Hasil Perhitungan Uji Signifikansi model CAPM pada SGX Asia Sharia 100, bulan Januari 2016

KRITERIA	HASIL	KESIMPULAN
Hasil signifikansi uji F	0,015	Signifikan
Hasil signifikansi uji-t	0,015	Signifikan
Nilai R^2	0,400	

Sumber : hasil olah data menggunakan spss

Berdasarkan hasil perhitungan uji signifikansi, maka dapat disimpulkan bahwa teori CAPM relevan dalam menjelaskan *return* saham pada SETI saat terjadinya anomali *mounth of effect* di bulan Januari 2016, dan karenanya koefisien beta juga signifikan terhadap *return* indeks saham syariah SETI. Tingkat keeratan hubungan (R^2) adalah sebesar 0,40, yang berarti koefisien beta mampu menjelaskan *return* indeks saham syariah sebesar 40 %. Oleh karena itu hipotesis H_{3a} diterima untuk bulan Januari 2016, yang artinya beta berpengaruh signifikan terhadap *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya anomali *mounth of effect* pada bulan Januari 2016 di Singapore Exchange.

3. Uji Signifikansi CAPM bulan Januari 2017

Model regresi yang terbentuk berdasarkan hasil perhitungan *return* SETI terhadap *return* indeks pasarnya SGX index untuk bulan Januari 2017 adalah:

$$Y = -0,08 + 0,198 X$$

Keterangan :

Y = estimasi *return*, nilainya ekuivalen dengan $R_i - R_f$

β = koefisien beta, nilainya adalah 0,198

X = nilainya ekuivalen dengan $(R_m - R_f)$

Pengujian signifikasinya model dengan menggunakan uji simulatan (uji F) dan uji parsial (uji-t), serta nilai R^2 dapat dilihat pada tabel berikut :

Table 17. Hasil Perhitungan Uji Signifikansi model CAPM pada SGX Asia Sharia 100, bulan Januari 2016

KRITERIA	HASIL	KESIMPULAN
Hasil signifikansi uji F	0,470	Tidak Signifikan
Hasil signifikansi uji-t	0,470	Tidak Signifikan
Nilai R^2	0,44	

Sumber : hasil olah data menggunakan spss

Berdasarkan hasil perhitungan uji signifikansi, maka dapat disimpulkan bahwa teori CAPM tidak relevan dalam menjelaskan *return* saham pada SETI saat terjadinya anomali *mounth of effect* di bulan Januari 2017, dan karenanya koefisien beta juga tidak signifikan terhadap *return* indeks saham syariah SETI index. Oleh karena itu hipotesis H_{3a} tidak diterima untuk bulan Januari 2017, yang artinya adalah beta berpengaruh tidak signifikan terhadap *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya anomali *mounth of effect* pada bulan Januari 2017 di Singapore Exchange.

4. Uji Signifikansi CAPM bulan Oktober 2018

Model regresi yang terbentuk berdasarkan hasil perhitungan *return* SETI terhadap return indeks pasarnya SGX index untuk bulan Oktober 2018 adalah:

$$Y = -0,10 + 0,596 X$$

Keterangan :

Y = estimasi return, nilainya ekuivalen dengan $R_i - R_f$

β = koefisien beta, nilainya adalah 0,596

X = nilainya ekuivalen dengan $(R_m - R_f)$

Pengujian signifikasinya model dengan menggunakan uji simulatan (uji F) dan uji parsial (uji-t), serta nilai R^2 dapat dilihat pada tabel berikut :

Table 18. Hasil Perhitungan Uji Signifikansi model CAPM pada SGX Asia Sharia 100, bulan Januari 2016

KRITERIA	HASIL	KESIMPULAN
Hasil signifikansi uji F	0,011	Signifikan
Hasil signifikansi uji-t	0,011	Signifikan
Nilai R^2	0,426	

Sumber : hasil olah data menggunakan spss

Berdasarkan hasil perhitungan uji signifikansi, maka dapat disimpulkan bahwa teori CAPM relevan dalam menjelaskan *return* saham pada SETI saat terjadinya anomali *mounth of effect* di bulan Oktober 2018, dan karenanya koefisien beta juga signifikan terhadap *return* indeks saham syariah SETI index. Tingkat keeratan hubungan (R^2) adalah sebesar 0,426, yang berarti koefisien beta mampu menjelaskan pembentukan *return* indeks saham syariah sebesar 42,6 %. Oleh karena itu hipotesis H_{3a} diterima untuk bulan oktober 2018, yang artinya beta berpengaruh signifikan terhadap *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya *mounth of effect* pada bulan Oktober 2018 Singapore Exchange.

D. Thailand

Uji beda indeks syariah dilakukan dengan menggunakan data *return* SETI index di Singapore Exchange pada bulan-bulan yang mengalami *mounthly effect* yaitu bulan November 2014, Oktober 2015, dan September 2016, dan Juli 2018. Hasil perhitungan normalitas dan uji beda dapat dilihat pada tabel berikut :

Tabel 19. Hasil Perhitungan Uji Normalitas dan uji beda SETI, 2014 – 2018

Waktu	Uji Normalitas		kesimpulan normalitas	Hasil Uji Beda	Kesimpulan uji beda
	t - 7	t + 7			
Nov-14	0,841	0,59	normal	0,12	tidak signifikan
Oct-15	0,985	0,223	normal	0,012	signifikan
Sep-16	0,094	0,78	normal	0,013	signifikan
Jul-18	0,702	0,657	normal	0,356	tidak signifikan

sumber : hasil olah data menggunakan SPSS

Berdasarkan hasil uji beda terhadap *return* SETI pada 7 hari sebelum dan sesudah terjadinya *mounth of effect*, hanya pada bulan Oktober 2015, September 2016, terjadi perbedaan signifikan pada *return* SETI, sehingga pengujian teori CAPM pengaruh beta terhadap *return* hanya akan dilakukan di bulan-bulan tersebut :

1. Uji Signifikansi CAPM bulan Oktober 2015

Model regresi yang terbentuk berdasarkan hasil perhitungan SETI terhadap return indeks pasarnya SET untuk bulan Oktober 2015 adalah :

$$Y = 0,03 + 1,203 X$$

Keterangan :

Y = estimasi return, nilainya ekuivalen dengan $R_i - R_f$

β = koefisien beta, nilainya adalah 1,203

X = nilainya ekuivalen dengan $(R_m - R_f)$

Pengujian signifikasinya model dengan menggunakan uji simulatan (uji F) dan uji parsial (uji-t), serta nilai R^2 dapat dilihat pada tabel berikut :

Table 20. Hasil Perhitungan Uji Signifikansi model CAPM pada SETI, bulan Oktober 2015

KRITERIA	HASIL	KESIMPULAN
Hasil signifikansi uji F	0,00	Signifikan
Hasil signifikansi uji-t	0,00	Signifikan
Nilai R^2	0,887	

Sumber : hasil olah data menggunakan spss

Berdasarkan hasil perhitungan uji signifikansi, maka dapat disimpulkan bahwa teori CAPM relevan dalam menjelaskan *return* saham SETI saat terjadinya anomali *mounth of effect* di bulan oktober 2015, dan karenanya koefisien beta juga signifikan terhadap *return* indeks saham syariah SETI. Oleh karena itu hipotesis H_{3a} diterima untuk bulan oktober 2015, yang artinya adalah beta berpengaruh signifikan terhadap *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya anomali *mounth of effect* pada bulan Oktober 2015 Stock Exchange of Thailand.

2. Uji Signifikansi CAPM bulan September 2016

Model regresi yang terbentuk berdasarkan hasil perhitungan *return* SETI terhadap return indeks pasarnya SET untuk bulan September 2016 adalah:

$$Y = 0,01 + 0,994 X$$

Keterangan :

Y = estimasi return, nilainya ekuivalen dengan $R_i - R_f$

β = koefisien beta, nilainya adalah 0,994

X = nilainya ekuivalen dengan $(R_m - R_f)$

Pengujian signifikasinya model dengan menggunakan uji simulatan (uji F) dan uji parsial (uji-t), serta nilai R^2 dapat dilihat pada tabel berikut :

Tabel 21. Hasil Perhitungan Uji Signifikansi model CAPM pada SETI, bulan September 2016

KRITERIA	HASIL	KESIMPULAN
Hasil signifikansi uji F	0,00	Signifikan
Hasil signifikansi uji-t	0,00	Signifikan
Nilai R^2	0,926	

Sumber : hasil olah data menggunakan spss

Berdasarkan hasil perhitungan uji signifikansi, maka dapat disimpulkan bahwa teori CAPM relevan dalam menjelaskan *return* saham pada SETI saat terjadinya anomali *mounth of effect* di bulan September 2016, dan karenanya koefisien beta juga signifikan terhadap *return* indeks saham syariah SETI. Tingkat keeratan hubungan (R^2) adalah sebesar 0,926, yang berarti koefisien beta mampu menjelaskan *return* indeks saham syariah sebesar 92,6 %. Oleh karena itu hipotesis H_{3a} diterima untuk bulan September 2016, yang artinya beta berpengaruh signifikan terhadap *return* indeks saham syariah pada saat terjadinya anomali *mounth of effect* pada bulan September 2016 di Stock Exchange of Thailand.

5. Kesimpulan

1. Hasil pengujian terhadap keberadaan anomali *mounth of effect* di bursa efek negara-negara ASEAN, menemukan bukti keberadaan anomali pada bulan Mei dan Oktober 2015 untuk pasar Indonesia, bulan Oktober 2015 dan Oktober 2017 untuk pasar Malaysia, bulan Agustus 2014, Oktober 2015, Januari 2016, Januari 2017, Januari 2018, Oktober 2018, dan Desember 2018 untuk bursa Singapura, serta bulan November 2014, Oktober 2015, September 2016, dan Juli 2018 di bursa Thailand.
2. Hasil pengujian perbedaan signifikan pada *return* indeks syariah, dan pengujian terhadap relevansi teori CAPM dalam menjelaskan *return* indeks syariah pada saat terjadi *mounthly effect*, pada masing-masing bursa negara ASEAN menunjukkan hasil :
 - a. Indonesia: Terjadi perbedaan signifikan *return* JII pada saat terjadinya *mounth of effect* hanya terjadi di bulan Oktober 2015, oleh karenanya pengujian CAPM hanya dilakukan pada bulan tersebut, yang menunjukkan hasil model CAPM terbukti signifikan dalam menjelaskan pembentukan *return index*, sehingga dapat diterima bahwa koefisien beta merupakan faktor yang dominan dalam memprediksi *return*.
 - b. Malaysia: Terjadi perbedaan signifikan *return* indeks syariah FTFMBS pada saat terjadinya *mounth of effect* hanya terjadi di bulan Oktober 2015, oleh karenanya pengujian CAPM hanya dilakukan pada bulan tersebut, yang menunjukkan hasil model CAPM terbukti signifikan dalam menjelaskan pembentukan *return index*, sehingga dapat diterima bahwa koefisien beta merupakan faktor yang dominan dalam memprediksi *return*.
 - c. Singapura: Terjadi perbedaan signifikan *return* Asia Sharia 100 index pada saat terjadinya *mounth of effect* hanya terjadi di bulan Oktober 2015, Januari 2016, Januari 2017, dan Oktober 2018. oleh karenanya pengujian CAPM hanya dilakukan pada bulan-bulan tersebut. Hasil perhitungan signifikansi model CAPM menunjukkan hanya pada bulan Januari 2016 dan Oktober 2018 model CAPM terbukti relevan dalam menjelaskan *return index*, namun pada bulan Oktober 2015 dan Januari 2017, model CAPM tidak mampu menjelaskan faktor yang mempengaruhi pembentukan *return index*.
 - d. Thailand
Terjadi perbedaan signifikan *return* indeks SETI pada saat terjadinya *mounth of effect* hanya terjadi di bulan Oktober 2015 dan September 2016, oleh karenanya pengujian CAPM hanya dilakukan pada bulan-bulan tersebut. Hasil perhitungan signifikansi model CAPM menunjukkan hanya pada kedua bulan tersebut model CAPM terbukti relevan dalam menjelaskan *return index*, sehingga dapat diterima bahwa koefisien beta merupakan faktor yang dominan dalam memprediksi *return*.

Limitasi dan studi lanjutan

Bagi penelitian selanjutnya diharapkan melakukan pengujian teori CAPM dalam kondisi keberadaan anomali pasar lainnya, seperti *Day of effect*, dan *Holiday effect*. Perlu dilakukan penelitian pengujian teori CAPM dalam kondisi pasar yang conditional antara *up market* dan *down market*. Pada bulan-bulan dimana beta tidak mampu menjelaskan pembentukan *return* maka perlu dilakukan penelitian dengan menambahkan faktor-faktor lainnya, sehingga pembentukan *return* saham atau portofolio dapat dijelaskan.

Ucapan terima kasih

Pada kesempatan ini saya sangat mengucapkan terima kasih kepada dekan FEB Universitas Lampung dan Kepala LPPM Universitas Lampung yang telah memberi motivasi, dan dukungan moral.

Daftar Pustaka

- Agnani, B., & Aray, H. (2011). The January effect across volatility regimes. *Quantitative Finance*, 11(6), 947-953.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Marrett, G. J., & Worthington, A. C. (2008). The Month-of-the-Year Effect in the Australian Stock Market: An Analysis of the Market, Industry and Firm Size Impacts. *Ssrn*, 5(1), 117–123. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1290886>
- Mehdian, Seyed, and Mark J. Perry. "Anomalies in US equity markets: A re-examination of the January effect." *Applied Financial Economics* 12.2 (2002): 141-145.
- Mills, T. C., Siriopoulos, C., Markellos, R. N., & Harizanis, D. (2000). Seasonality in the Athens stock exchange. *Applied Financial Economics*, 10(2), 137–142. <https://doi.org/10.1080/096031000331761>
- Pettengill, G. N., Sundaram, S., & Mathur, I. (1995). The conditional relation between beta and returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(1), 101–116.
- Rozeff, S. (1976). Capital market seasonality: returns, 3.
- Sandoval et al (2004). The conditional relationship between portfolio beta and return: evidence from Latin America. *Cuadernos de Economía*, 41(122), 65–89.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442.
- Simbolon, I. (2016). Risiko sistematis, likuiditas dan return saham : Anomali pasar modal, metode non kondisional dan metode kondisional. Disertasi Universitas Padjadjaran.
- Sriyalatha, M. A. K. (2010). The Conditional Relation between Risk and Return in the Colombo Stock Market, 10(4), 171–186.
- Su, R., Dutta, A., Xu, M., & Ma, J. (2011). Financial Anomalies: Evidence from Chinese A-share Markets. *International Journal of Economics and Finance*, 3(2), 74–86.
- Sudarvel, J., & Velmurugan, R. (2015). January effect in Indian banking sector with reference to BSE bank index. *International Journal of Management Research and Reviews*, 5(11), 1066.
- Tang, G. Y. N., & Shum, W. C. (2003). The conditional relationship between beta and returns: recent evidence from international stock markets. *International Business Review*, 12(1), 109–126.
- Ullah, I., Ullah, S., & Ali, F. (2016). Market Efficiency Anomalies: A Study of January Effect In Karachi Stock Market. *Journal of Managerial Sciences Volume X Number, 1*, 32.
- Xiao, B. (2016). Conditional Relationship Between Beta and Return in the US Stock Market. *Expert Journal of Business and Management*, 4(1), 46–55. Retrieved from <http://business.expertjournals.com/23446781-406/>