

BAB II

LANDASAN TEORI

II.1. Pasar Efisien²

II.1.1. Pengertian

Satu dari tema-tema dalam literatur akademik sejak 1960an adalah konsep dari pasar modal efisien. Ketika seseorang menunjuk kepada pasar modal efisien, yang mereka maksudkan adalah pasar dimana harga sekuritas secara penuh merefleksikan semua informasi yang tersedia.

Hal ini adalah hipotesis yang sangat kuat. Sebuah kondisi yang perlu bagi investor untuk memiliki insentif untuk berdagang sampai harga secara penuh merefleksikan semua informasi adalah bahwa biaya dari perolehan informasi dan perdagangan adalah nol. Karena biaya-biaya ini sudah jelas positif, sebuah definisi yang lebih realistis adalah bahwa harga merefleksikan informasi sampai biaya marjinal dari perolehan informasi dan perdagangan tidak lagi melebihi keuntungan marjinal.

Beberapa penulis mengharuskan bahwa harga secara akurat merefleksikan informasi fundamental untuk sebuah pasar untuk menjadi efisien. Namun, berbagai pengujian dari hipotesis pasar efisien semata-mata berurusan dengan seberapa cepat

² Elton, Edwin J., Martin J. Gruber., Stephen J. Brown., William N. Goetzmann., "Modern Portfolio Theory and Investment Analysis." 6th ed. USA: John Wiley & Sons, Inc. (2003).

informasi dimasukkan, tetapi tidak berurusan dengan apakah informasi secara benar dimasukkan dalam harga.

Hipotesis pasar efisien secara historis telah dibagi menjadi tiga kategori. *Weak form tests* adalah tes dari apakah semua informasi yang terdapat dalam *historical prices* secara penuh direfleksikan dalam *current price*. *Semistrong form tests* dari hipotesis pasar efisien adalah tes dari apakah *publicly available information* secara penuh direfleksikan dalam *current stock price*. Akhirnya, *strong form tests* dari hipotesis pasar efisien adalah tes dari apakah semua informasi, publik atau privat, secara penuh direfleksikan dalam harga sekuritas dan apakah ada tipe dari investor yang dapat membuat *excess profit*.

Klasifikasi-klasifikasi ini awalnya diusulkan oleh Fama (1988). Dalam sebuah artikel *review*, Fama memperluas definisi dari tipe pertama dari efisiensi. Dia mengubah klasifikasi *weak form tests* menjadi kategori *tests of return predictability* yang lebih umum. Konsisten dengan klasifikasi baru ini, Fama telah mengubah *semistrong form efficiencies* menjadi *event studies* atau *studies of announcements*.

II.1.2. Tests of Return Predictability

Sejumlah studi telah melaporkan pola-pola waktu dalam imbal hasil sekuritas. Imbal hasil secara sistematis lebih tinggi atau lebih rendah tergantung pada waktu dari hari, hari dari minggu, dan bulan dari tahun. Sulit diketahui kesimpulan apa yang harus ditarik dari literatur ini. Satu penjelasan adalah dengan ratusan periset yang menguji sekumpulan data yang sama, pola-pola akan ditemukan, dan bahwa pola-pola ini semata-mata *random*. Jika hal ini benar, maka bukti dari pasar-pasar lain dan periode-periode waktu lain seharusnya tidak menemukan pola-pola yang mirip. Penjelasan kedua yang

mungkin adalah bahwa pola-pola ini didorong oleh struktur pasar dan *order flow*. Jawaban ketiga yang mungkin adalah bahwa pasar tidak efisien karena seseorang akan mengira bahwa pola-pola akan hilang ketika investor mengeksploitasinya. Sampai pola-pola tersebut secara penuh dimengerti, saran terbaik yang dapat diberikan penulis adalah bahwa dalam kebanyakan kasus, karena biaya transaksi, perbedaan imbal hasil tidak cukup besar untuk mengembangkan sebuah strategi perdagangan dan mendapatkan keuntungan; jika seseorang tetap berdagang, bagaimanapun juga, seseorang mungkin berusaha untuk mengeksploitasi pola.

Satu pola yang secara luas telah diuji adalah perbedaan dalam imbal hasil untuk berbagai hari dalam minggu. Imbal hasil pada hari Senin jauh lebih rendah dibandingkan dengan hari-hari lain dalam minggu pada *New York Stock Exchange*. Gibbons dan Hess (1981) menguji periode 17 tahun dari 1962-1978. Mereka menemukan bahwa imbal hasil Senin adalah -33.5% dalam basis tahunan. Lebih lanjut, ketika mereka membagi data menjadi dua subperiode, 1962-1970 dan 1970-1978, imbal hasil negatif besar pada hari Senin yang sama terjadi. Gibbons dan Hess juga melaporkan sebuah imbal hasil positif besar pada hari Rabu dan Jumat. Dalam sebuah studi yang lebih baru Harris (1986) menguji pola-pola *intraday* dan *day-of-the-week* untuk periode 14 bulan dari Desember 1981 sampai Januari 1983. Dia mengkonfirmasi imbal hasil negatif besar pada hari Senin tetapi menemukan imbal hasil pada empat hari lainnya positif dan dengan susunan besar yang secara kasar sama. Imbal hasil Senin negatif yang lebih besar tidak tersebar secara merata selama hari. Namun, setengah darinya terjadi antara penutupan pasar Jumat dan pembukaan Senin, imbal hasil akhir minggu. Dari penurunan

yang tersisa, kebanyakan terjadi dalam 45 menit pertama dari perdagangan pada hari Senin. Setelah 45 menit pertama, imbal hasil pada hari Senin hampir menyerupai imbal hasil pada hari lainnya. Pada semua hari dia menemukan bahwa harga meningkat dalam 30 menit terakhir dari hari. Sampai saat ini, tidak ada yang telah mendemonstrasikan strategi perdagangan menguntungkan berdasarkan pada pola-pola ini. Namun, hasil mengusulkan seorang investor sebaiknya menjual akhir Jumat dan membeli pada hari Senin setelah 45 menit pertama. Seperti biasa pembaca harus memperhatikan bahwa studi meliputi periode waktu yang pendek dan pasar mungkin telah menyesuaikan terhadap pola-pola ini.

II.2. *Behavioral Finance, Investor, Decision, and Asset Prices*³

Dalam praktek, bagaimanapun juga, banyak orang membuat keputusan ekonomi atau keuangan yang suboptimal. Untuk banyak alasan adalah berguna untuk mengerti bagaimana dan mengapa hal ini terjadi. Pertama, dan yang paling penting, pengetahuan seperti itu dapat membantu mengembangkan pembuatan keputusan di masa yang akan datang. Jika terdapat beberapa kesalahan dasar yang dilakukan investor secara berulang, adalah kemungkinan melalui pendidikan, pelatihan, dan komunikasi untuk mengurangi atau mengeliminasi kecenderungan ini. Kedua, kepada tingkat bahwa bentuk-bentuk tertentu dari perilaku mudah menyebar dalam pasar, mereka mungkin memengaruhi harga sekuritas.

³ Elton, Edwin J., Martin J. Gruber., Stephen J. Brown., William N. Goetzmann., "Modern Portfolio Theory and Investment Analysis." 6th ed. USA: John Wiley & Sons, Inc. (2003).

Dalam eksperimen laboratorium mereka, Kahneman dan Tversky menemukan bahwa subyek yang dihadapkan dengan ketidakpastian akan secara khas menggunakan *mental shortcuts* atau *heuristics* untuk menuntun keputusan mereka. *Heuristics* ini mungkin mendorong kepada pilihan dibawah ketidakpastian yang terbias atau buruk; namun, subyek nampaknya secara konsisten tetap bergantung pada mereka.

Mood dan emosi merupakan salah satu dari bias-bias yang telah diidentifikasi dan diuji oleh para periset. Pilihan-pilihan berdasarkan *mood* dan emosi sebagai lawan dari valuasi rasional bukanlah sebuah model dalam pengertian konvensional, namun, *mood* dan emosi (atau afeksi dalam istilah psikologi) mungkin memainkan sebuah peran yang penting dalam pembuatan keputusan investor.

Baru-baru ini, sejumlah studi telah mencari bukti bahwa emosi memengaruhi pilihan investor dan bahkan mungkin harga sekuritas. Karena *mood* investor sulit untuk diukur secara langsung, periset telah menggunakan faktor-faktor lingkungan yang diketahui memengaruhi *mood*. Sebagai contoh, Kamstra, Kramer, dan Levi (2003) berfokus pada *seasonal affective disorder* (SAD), yang menghubungkan depresi dengan jumlah sinar matahari musim dingin. Mereka menemukan beberapa bukti bahwa pasar dimana potensi untuk SAD adalah yang terbesar menampilkan *seasonal variation* yang signifikan dalam imbal hasil. Mereka menduga bahwa hal ini berkaitan dengan perubahan *risk aversion* dari investor yang cenderung-SAD. Periset-periset lain telah menginterpretasikan fluktuasi harian dalam imbal hasil pasar saham terhadap optimisme dan pesimisme yang berhubungan dengan cuaca. Pasar saham di Amerika Serikat dan di seluruh dunia sedikit lebih cenderung untuk memiliki imbal hasil positif pada hari-hari dengan penutupan awan (*cloud cover*) yang lebih sedikit. Sebuah hubungan langsung antara korelasi ini dan *mood* investor yang sebenarnya adalah sulit untuk dipahami,

bagaimanapun juga. Menggunakan sekumpulan data dimana lokasi sebenarnya dari pedagang dapat ditunjuk atau diketahui dengan kepastian, dua studi riset terpisah gagal menemukan bahwa pedagang lebih cenderung untuk membeli saham pada hari cerah. Karena itu pokok persoalan dari efek meteorologi terhadap perilaku investor tetap menjadi pertanyaan terbuka.

Pesan kuat dari studi-studi ini adalah bahwa investor tidak selalu bertindak secara rasional dan dalam kepentingan terbaik mereka sendiri.

II.3. Penelitian Sebelumnya

II.3.1. Saunders (1993)

Saunders menguji hipotesis nol bahwa harga saham dari bursa di Kota New York tidak dipengaruhi secara sistematis oleh cuaca lokal melawan hipotesis alternatif bahwa harga saham dipengaruhi secara sistematis oleh cuaca lokal. Penolakan dari hipotesis nol mendukung pandangan bahwa pasar sekuritas secara sistematis dipengaruhi oleh psikologis investor dan berargumen untuk memasukkan variabel-variabel perilaku dalam model dari *asset-pricing*. Sebagai tambahan, penolakan dari hipotesis nol mendukung hipotesis bahwa pasar sekuritas, pada tingkat tertentu, irasional, oleh karena itu melemparkan keragu-raguan dalam hipotesis bahwa pasar sekuritas tidak merefleksikan apa-apa kecuali informasi ekonomi.

Hasil dari *paper* ini mendukung secara kuat hipotesis bahwa perubahan sistematis dalam harga saham belum secara penuh disesuaikan oleh berita yang berhubungan secara ekonomi, disamping kemungkinan pengaruh dari ketidaksempurnaan pasar seperti pajak dan hambatan institusional. Penemuan bahwa

cuaca di Kota New York memiliki sebuah sejarah panjang dari korelasi yang signifikan dengan indeks saham utama mendukung pandangan bahwa psikologis investor memengaruhi harga aset. Hubungan sebab akibat dalam korelasi ini didukung secara kuat baik oleh eksperimen yang luas dan literatur survei yang mengindikasikan bahwa cuaca memengaruhi *mood* dan oleh perbedaan *mood* kita semua sering alami dalam hari yang suram versus cerah.

Pembentukan arahan sebab akibat antara pengaruh *mood* sementara yang secara ekonomi tidak signifikan dan lokal dengan harga aset membedakan pekerjaan ini dengan riset sebelumnya. Efek ekonomi yang dihasilkan secara mengejutkan besar, mempertimbangkan bahwa kejadian cuaca yang memengaruhi *mood* psikologis adalah hal yang minor. Efeknya juga nampaknya kuat dengan memperhatikan beranekaragam “*anomalies*”, termasuk efek Januari, *weekend*, dan perusahaan kecil. Penemuan empiris yang dipresentasikan disini mendukung argumen untuk pencatuman variabel perilaku netral secara ekonomi dalam model *asset-pricing* dan melemparkan keraguan dalam hipotesis bahwa pasar sekuritas adalah secara keseluruhan rasional.

II.3.2. Hirsleifer (2001)

Paradigma dasar dari *asset pricing* berada dalam perubahan yang terus bergerak. Pendekatan yang benar-benar rasional telah dimasukkan oleh pendekatan yang lebih luas berdasarkan psikologi dari investor. Dalam pendekatan ini, imbal hasil yang diharapkan dari sekuritas ditentukan oleh baik risiko maupun kesalahan valuasi. Survei ini menguraikan sebuah kerangka untuk mengerti tentang bias-bias keputusan, mengevaluasi argumen berdasarkan teori dan bukti pasar modal berhubungan dengan

pentingnya psikologi dari investor untuk harga sekuritas, dan me-review model-model terbaru.

II.3.3. Hirsleifer dan Shumway (2003)

Bukti psikologis dan intuisi sebab akibat memprediksikan bahwa cuaca cerah diasosiasikan dengan mood yang tidak kuat. *Paper* ini menguji hubungan antara sinar matahari pagi hari di kota dari bursa saham yang memimpin dari suatu negara dan indeks imbal hasil pasar harian diantara 26 negara dari 1982 sampai 1997. Sinar matahari berkorelasi secara sangat signifikan dengan imbal hasil saham. Setelah mengendalikan sinar matahari, hujan dan salju tidak berkorelasi terhadap imbal hasil. Penggunaan substansial dari strategi berdasarkan cuaca adalah optimal untuk *trader* dengan biaya transaksi yang sangat kecil. Namun, karena strategi ini melibatkan perdagangan yang sering dilakukan, biaya sederhana yang wajar mengeliminasi keuntungan. Penemuan ini sulit untuk dicocokkan dengan pemasangan harga yang benar-benar rasional.

II.3.4. Tufan (2003)

Dalam studi ini telah diinvestigasi apakah hari berawan memengaruhi IMKB 100 *Index returns* dan *weak form efficiency* untuk IMKB. Telah ditemukan bahwa hari berawan tidak memengaruhi IMKB 100 *Index returns* dan juga ditemukan bukti dari *weak form efficiency* untuk pasar saham Turki.

Dapat diperdebatkan bagaimana investor yang berdagang pada IMKB tinggal dalam kota atau negara yang berbeda, dipertimbangkan dalam studi ini. Dapat dituntut bahwa walaupun investor tinggal dalam kota atau negara yang berbeda dan berdagang pada IMKB, keputusan strategi perdagangan tidak dipengaruhi oleh kondisi cuaca dari

Istanbul. Fakta bahwa, pedagang yang volume perdagangannya tertinggi, biasanya tinggal di Istanbul di Turki. Di pihak lain, bahkan jika mereka tinggal dalam kota atau negara yang berbeda, para profesional pasar seperti *broker* dan *dealer* yang tinggal dalam Istanbul memengaruhi keputusan perdagangan mereka.

Dalam opininya, periset, yang menginvestigasi apakah terdapat sebuah pengaruh antara kondisi cuaca dan imbal hasil pasar modal menggunakan regresi, perlu menerima sebuah teori bahwa terdapat sebuah hubungan antara dua variabel tetapi hal itu dapat merupakan sebuah regresi palsu. Untuk alasan ini, terutama perlu dicari apakah terdapat kausalitas antara dua variabel atau tidak. Studi ini menggunakan *Granger Causality Test* untuk menginvestigasi kausalitas dari hari berawan terhadap IMKB 100 *index returns*.

Sebagai hasil, paper ini dapat mengatakan bahwa tidak terdapat kausalitas antara hari berawan dan IMKB 100 *Index*. Sebagai konsekuensi, investor tidak dapat membuat sebuah strategi aktif dengan menggunakan kondisi cuaca untuk Turki. Dalam studi ini kita juga gagal untuk menerima bahwa pasar saham Turki tidak efisien dalam *weak form of efficiency*.

II.3.5. Chang et al. (2007)

Penelitian ini menguji hubungan antara cuaca di New York dengan imbal hasil *intraday* dan pola-pola perdagangan dari imbal saham NYSE. Sementara imbal hasil saham secara umum ditemukan lebih rendah pada hari-hari yang lebih berawan, *cloud cover* memiliki pengaruh yang signifikan terhadap imbal hasil saham hanya pada pembukaan pasar. Terdapat lebih banyak secara signifikan *seller-initiated trades* ketika terdapat lebih banyak penutupan awan pada pembukaan pasar, dimana hal ini konsisten

dengan hasil pengujian imbal hasil. Langit berawan diasosiasikan dengan volatilitas yang lebih tinggi dan *market depth* yang lebih rendah selama keseluruhan hari perdagangan. Pada akhirnya, *cloud cover* tidak berkorelasi secara signifikan dengan ukuran-ukuran *spread* dan rasio-rasio *turnover*. Penemuan yang ada secara keseluruhan mengusulkan bahwa cuaca memiliki pengaruh yang signifikan terhadap perilaku perdagangan *intraday* investor karena cuaca memengaruhi *mood* dari investor.



II.4. Model Matematis

II.4.1. Return

Continuously compounded return dihitung berdasarkan logaritma natural dari *simple gross return* suatu aset.

$$r_t = 100\% \times \ln (p_t/p_{t-1})$$

Dimana:

r_t adalah *continuously compounded return* pada waktu t

p_t harga aset pada waktu t

II.4.2. Stationarity Test⁵

Sekumpulan data dinyatakan stasioner jika nilai rata-rata dan varian dari data *time series* tersebut tidak mengalami perubahan secara sistematis sepanjang waktu, atau dapat juga dinyatakan rata-rata dan variannya konstan.

Stasioneritas dapat dilihat dengan menggunakan sebuah uji formal yang dikenal dengan sebutan *Uji Unit Root*. Uji ini merupakan pengujian yang dikenalkan oleh David Dickey dan Wayne Fuller.

Untuk memudahkan pengertian mengenai *unit root*, perhatikan model berikut:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

⁴ Brooks, Chris., *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press. 2005.

⁵ Nachrowi, D Nachrowi., Usman, Hardius., *Pendekatan Populer dan Praktis Ekonometrika Untuk Analisis Ekonomi dan Keuangan*. Lembaga Penerbit Universitas Indonesia. 2006.

Jika $\rho = 1$, maka model menjadi *random walk* tanpa *trend*. Di sini kita akan menghadapi masalah dimana varian Y_t tidak stasioner. Dengan demikian Y_t dapat disebut mempunyai *unit root* atau tidak stasioner.

Bila persamaan di atas dikurangi pada Y_{t-1} sisi kanan dan kiri, maka persamaannya menjadi:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t$$

Atau dapat ditulis dengan:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$$

Dari persamaan tersebut dapat dibuat hipotesis:

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_1: \delta \neq 0$$

Jika kita tidak menolak hipotesis $\delta = 0$, maka $\rho = 1$. Artinya kita memiliki *unit root*, dimana data *time series* Y_t tidak stasioner.

Selain model di atas, pengujian ini juga dapat dilakukan dengan menggunakan beberapa model berikut:

1. Model dengan *intercept*:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t$$

2. Model dengan *intercept* dan memasukkan variabel bebas waktu (t)

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t$$

Akan tetapi, model-model di atas mengasumsikan u_t tidak berkorelasi. Untuk mengantisipasi adanya korelasi tersebut, Dickey Fuller mengembangkan pengujian di atas dengan sebutan *Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test*.

Formulasinya adalah sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \alpha_m \Delta Y_{t-m} + \varepsilon_t$$

Atau dapat ditulis dengan:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dimana: m = panjangnya lag yang digunakan.

Berdasarkan model tersebut kita dapat memilih tiga model yang akan digunakan untuk melakukan uji ADF, yaitu:

1. Model dengan *intercept* (β_1) dan *trend* (β_2), sebagaimana model di atas.
2. Model yang hanya *intercept* saja (β_1), yaitu:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

3. Model tanpa *intercept* dan *trend* (*slope*), yaitu:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

II.4.3. *Cointegration Test*⁶

Kadangkala dijumpai dua variabel random yang masing-masing merupakan *random walk* (tidak stasioner), tetapi kombinasi linier antara dua variabel tersebut merupakan *time series* yang stasioner.

Misalkan:

X_t dan Y_t masing-masing *random walk*; tetapi

$Z_t = X_t - \lambda Y_t$ merupakan *time series* yang stasioner

⁶ Nachrowi, D Nachrowi., Usman, Hardius., Pendekatan Populer dan Praktis Ekonometrika Untuk Analisis Ekonomi dan Keuangan. Lembaga Penerbit Universitas Indonesia. 2006.

Pada kondisi seperti ini, X_t dan Y_t dikatakan berkointegrasi dan λ disebut parameter kointegrasi, dimana λ dapat diestimasi dengan OLS melalui regresi X_t pada Y_t .

a. Uji Engle-Granger atau Uji Augmented Engle-Granger

Uji ini dilakukan dengan memanfaatkan Uji DF-ADF. Adapun tahapannya adalah:

- Estimasi model regresi
- Hitung residualnya
- Jika residualnya stasioner berarti regresi tersebut merupakan regresi kointegrasi, atau variabel terikat dan bebas yang tidak stasioner tersebut terkointegrasi sehingga menghasilkan residual yang stasioner.

b. Uji Kointegrasi Durbin-Watson (*Cointegrating Regression Durbin-Watson*)

Tahapan dari pengujian ini adalah:

- Hitung Statistik Durbin-Watson (d). Karena $d = 2(1-\rho)$, maka pada saat $\rho = 1$, maka d bernilai 0. Oleh karena itu, hipotesis yang digunakan:

$$H_0: d = 0$$

- Bandingkan nilai d hitung dengan d tabel. Bila d hitung lebih besar dari d tabel ($d_{\text{hitung}} > d_{\text{tabel}}$), maka u_t stasioner dan terjadi kointegrasi antar variabel.

II.4.4. *Granger Causality Test*⁷

Uji ini pada intinya dapat mengindikasikan dapat mengindikasikan apakah suatu variabel mempunyai hubungan dua arah, atau satu arah saja. Uji Granger melihat pengaruh masa lalu terhadap kondisi sekarang sehingga data yang digunakan adalah data *time series*.

Secara matematis, untuk melihat apakah X menyebabkan Y atau tidak, dapat dilakukan dengan beberapa tahapan:

1. H_0 : X tidak menyebabkan Y

Dalam regresi hal ini berarti bahwa semua koefisien regresi bernilai 0, sehingga hipotesis dapat dituliskan juga dengan:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_m = 0$$

2. Buat regresi penuh dan dapatkan *Sum Square of Error* (SSE)

$$Y_t = \sum \alpha_i Y_{t-i} + \sum \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

3. Buat regresi terbatas dan dapatkan juga *Sum Square of Error* (SSE)

$$Y_t = \sum \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

4. Lakukan Uji F berdasarkan SSE yang didapat, dengan formula:

$$F = \frac{(N - k) (SSE_{\text{terbatas}} - SSE_{\text{penuh}})}{q \quad SSE_{\text{penuh}}}$$

dimana:

N = banyaknya pengamatan

K = banyaknya parameter model penuh

Q = banyaknya parameter model terbatas

5. Bila H_0 ditolak, berarti X memengaruhi Y. Cara yang sama juga dapat dilakukan untuk melihat apakah Y mempunyai pengaruh terhadap X.

⁷ Nachrowi, D Nachrowi., Usman, Hardius., Pendekatan Populer dan Praktis Ekonometrika Untuk Analisis Ekonomi dan Keuangan. Lembaga Penerbit Universitas Indonesia. 2006.

II.4.5. *Multiple Linier Regression*⁸

Regresi linier majemuk adalah regresi dimana variabel bebas yang digunakan lebih dari satu. Model untuk regresi linier majemuk adalah sebagai berikut:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t, t = 1, 2, \dots, T$$

Jadi, variabel $x_{2t}, x_{3t}, \dots, x_{kt}$ adalah sekumpulan dari variabel eksplanatori $k-1$ yang diperkirakan memengaruhi y , dan koefisien estimasi $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ adalah parameter-paramater yang mengkuantifikasi efek dari tiap variabel eksplanatori ini terhadap y .

II.4.6. *Deteksi Pelanggaran Asumsi Model Regresi*⁹

II.4.6.1. *Multicollinearity Test*

Sebuah asumsi implisit yang dibuat ketika menggunakan metode estimasi OLS adalah bahwa variabel-variabel eksplanatori tidak berkorelasi satu dengan yang lainnya. Jika tidak terdapat hubungan antara variabel-variabel eksplanatori, mereka akan dikatakan menjadi *orthogonal* terhadap yang lain. Jika variabel-variabel eksplanatori *orthogonal* antara yang satu dengan yang lain, menambahkan atau koefisien dari variabel-variabel lain berubah.

Dalam konteks praktik, korelasi antara variabel-variabel eksplanatori akan berbeda dari nol. Dimana tingkat hubungan yang kecil antara variabel-variabel eksplanatori akan hampir selalu terjadi tetapi tidak akan menyebabkan kehilangan ketepatan yang terlalu besar. Namun, masalah terjadi ketika variabel eksplanatori sangat berkorelasi satu sama lain, dan masalah ini dikenal dengan multikolinearitas.

⁸ Brooks, Chris., *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press. 2005.

⁹ Nachrowi, D Nachrowi., Usman, Hardius., *Pendekatan Populer dan Praktis Ekonometrika Untuk Analisis Ekonomi dan Keuangan*. Lembaga Penerbit Universitas Indonesia. 2006.

II.4.6.2. *Heteroscedasticity Test*

Salah satu asumsi yang harus dipenuhi agar taksiran parameter dalam model regresi bersifat *Best Linear Unbiased Estimators* (BLUE) maka $var(u_i)$ harus sama dengan σ^2 (konstan), atau dengan kata lain, semua residual atau eror mempunyai varian yang sama. Kondisi seperti itu disebut dengan homoskedastis. Sedangkan bila varian tidak konstan atau berubah-ubah disebut dengan heteroskedastis. Untuk mendeteksi adanya heteroskedastisitas dapat digunakan Uji White (*White's General Heteroscedasticity Test*).

Dengan persamaan regresi sebagai berikut:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + u_i$$

Uji White dilakukan dengan tahapan:

1. Hasil estimasi dari model di atas akan menghasilkan nilai *error*, yaitu:

$$\hat{u}_i^2$$

2. Buat persamaan regresi:

$$\hat{u}_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{1i}^2 + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{1i} + v_i$$

Uji ini mengasumsikan bahwa varian *error* merupakan fungsi yang mempunyai hubungan dengan variabel bebas, dan interaksi antar variabel bebas.

3. Dengan hipotesis:

$$H_0 : \text{Homoskedastis}$$

$$H_1 : \text{Heteroskedastis}$$

Sampel berukuran n dan koefisien determinasi R^2 yang didapat dari regresi akan mengikuti distribusi *Chi-Square* dengan derajat bebas jumlah variabel bebas atau jumlah koefisien regresi di luar *intercept*.

Dengan demikian, formulasi Uji White adalah sebagai berikut:

$$n R^2 \sim \chi^2$$

4. Jika nilai perhitungan melebihi nilai kritis dengan α yang dipilih, diputuskan bahwa tidak terdapat heteroskedastisitas. Hal ini disebabkan $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$, sehingga $\hat{u}_i^2 = \alpha_0$ (konstan).

II.4.6.3. Autocorrelation Test

Dalam menduga parameter dalam regresi majemuk, OLS mengasumsikan bahwa *error* merupakan variabel random yang independen (tidak berkorelasi) agar penduga bersifat BLUE. Atau secara matematis dituliskan:

$$\text{Covarian}(u_i, u_j) = 0; i \neq j$$

Artinya tidak ada korelasi antara u_i dan u_j untuk $0; i \neq j$ $\{E(u_i, u_j) = 0, i \neq j\}$. Hal ini juga berarti bahwa perbedaan antar nilai pada variabel terikat Y dapat berhubungan dengan nilai pada variabel bebas X, tetapi nilai tersebut tidak berhubungan dengan nilai-nilai dalam variabel yang sama. Dengan demikian, dapat dikatakan bahwa autokorelasi terjadi jika observasi yang berturut-turut sepanjang waktu mempunyai korelasi antara satu dengan yang lainnya.

Dengan persamaan regresi:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (1)$$

Dan dengan persamaan *error*:

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t \quad (2)$$

dimana:

u_t = *error* pada waktu ke-t

u_{t-1} = *error* pada waktu ke-(t-1)

ρ = koefisien autokorelasi lag-1 (untuk mengukur korelasi antara residual pada waktu ke-t dengan residual pada waktu t-1)

v_t = *error* yang independen dan berdistribusi normal dengan nilai tengah = 0, dan varian σ^2 .

Persamaan di atas menunjukkan bahwa *error* pada satu waktu yang lalu ($t-1$) secara langsung memengaruhi *error* pada waktu ke- t . Koefisien autokorelasi ρ mengindikasikan seberapa kuat pengaruh tersebut, yang besarnya $-1 < \rho < 1$, dimana $\rho = -1$ menunjukkan korelasi negatif yang sempurna, $\rho = 1$ menunjukkan korelasi positif yang sempurna, dan $\rho = 0$ menunjukkan tidak adanya korelasi. Untuk mendeteksi adanya autokorelasi dapat digunakan uji Lagrange Multiplier. Uji ini dikembangkan oleh Breuch-Godfrey, sehingga dikenal juga dengan sebutan *The Breuch-Godfrey (BG) Test*. Perhatikan model persamaan berikut:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (1)$$

Pada uji ini diasumsikan bahwa u_t mengikuti model autoregresif ordo p (AR(p))¹, dengan bentuk sebagai berikut:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \rho_3 u_{t-3} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t$$

Adapun hipotesis yang digunakan:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$$

$$H_1 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots \neq \rho_p \neq 0$$

Dengan demikian bila kita tidak mempunyai cukup bukti untuk menolak hipotesis, maka: $u_t = \varepsilon_t$, berarti tidak ada serial korelasi.

Adapun langkah-langkah yang harus dilakukan untuk mendeteksi adanya autokorelasi dengan menggunakan Uji LM ini adalah sebagai berikut:

1. Estimasi regresi pada persamaan 1 dan dapatkan \hat{u}_t^2 .
2. Gunakan \hat{u}_t^2 sebagai variabel terikat dan regresikan dengan variabel bebas X_t (jika variabel bebas lebih dari satu, gunakan keseluruhannya) dan $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$, sehingga akan didapat model regresi:

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \rho_p \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t$$

Dari hasil regresi tersebut, akan didapat koefisien determinan (R^2). Jika data yang digunakan besar, maka:

$$(n-p) R^2 = \chi_p$$

Dimana p adalah derajat kebebasan, yang besarnya sama dengan ordo yang digunakan untuk model AR.

II.4.7. Uji-t¹⁰

Uji-t adalah uji untuk menghitung koefisien regresi secara individu. Uji-t didefinisikan sebagai berikut:

$$\text{test statistics} = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i^*}{SE(\hat{\beta}_i)}$$

Hipotesis dari uji ini adalah:

$$H_0: \beta_i = 0$$

$$H_1: \beta_i \neq 0$$

Tetapi karena β_i akan diuji apakah sama dengan 0 ($H_0: \beta_i = 0$), maka nilai

* β_i dalam persamaan di atas harus diganti dengan nol. Maka formula Uji-t menjadi:

$$\text{test statistics} = \frac{\hat{\beta}_i}{SE(\hat{\beta}_i)}$$

Jika H_0 ditolak, dapat dikatakan bahwa tes statistik signifikan. Jika variabel tidak signifikan, berarti sementara nilai koefisien yang diestimasi tidak tepat nol, koefisien tersebut secara statistik tidak dapat dibedakan dari nol. Jika nilai nol ditempatkan dalam persamaan dan bukan nilai yang diestimasi, hal ini berarti bahwa

¹⁰ Brooks, Chris., Introductory Econometrics for Finance. Cambridge University Press. 2005.

apapun yang terjadi pada nilai dari variabel penjelas, maka variabel terikat tidak akan dipengaruhi.

II.4.8. Uji-F¹¹

Uji-F digunakan untuk melakukan uji hipotesis koefisien (*slope*) regresi secara bersamaan. Secara umum hipotesisnya dituliskan sebagai berikut:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1: \text{Tidak demikian (paling tidak ada satu } slope \text{ yang } \neq 0)$$

Dimana: k adalah banyaknya variabel bebas.

Test statistics untuk menguji *multiple hypothesis* mengenai estimasi koefisien adalah sebagai berikut:

$$\text{Test statistics: } \frac{RRSS - URSS}{URSS} \times \frac{T-k}{m}$$

Dimana:

URSS = *residual sum of squares from unrestricted regression*

RRSS = *residual sum of squares from restricted regression*

m = *number of restrictions*

T = *number of observations*

k = *number or regressors in unrestricted regression*

Setelah didapatkan F Hitung, maka langkah selanjutnya adalah membandingkan dengan Tabel F dengan *degree of freedom* sebesar k dan n-k-1. Jika

¹¹ Nachrowi, D Nachrowi., Usman, Hardius., Pendekatan Populer dan Praktis Ekonometrika Untuk Analisis Ekonomi dan Keuangan. Lembaga Penerbit Universitas Indonesia. 2006., Brooks, Chris., Introductory Econometrics for Finance. Cambridge University Press. 2005.

Fhitung > $F_{\alpha(k,n-k-1)}$, maka tolak H_0 atau dengan kata lain bahwa paling tidak ada satu *slope* regresi yang signifikan secara statistik.

II.4.9. Koefisien Determinasi (R^2)¹²

Koefisien determinasi (*Goodness of Fit*), yang dinotasikan dengan R^2 , merupakan suatu ukuran yang penting dalam regresi, karena dapat menginformasikan baik atau tidaknya model regresi yang terestimasi. Atau dengan kata lain, angka tersebut dapat mengukur seberapa dekatkah garis regresi yang terestimasi dengan data sesungguhnya.

Nilai koefisien determinasi (R^2) ini mencerminkan seberapa besar variasi dari variabel terikat Y dapat diterangkan oleh variabel bebas X. Bila nilai koefisien determinasi sama dengan 0 ($R^2 = 0$), artinya variasi dari Y tidak dapat diterangkan oleh X sama sekali. Sementara bila $R^2 = 1$, artinya variasi dari Y secara keseluruhan dapat diterangkan oleh X. Dengan kata lain bila $R^2 = 1$, maka semua titik pengamatan berada tepat pada garis regresi. Dengan demikian baik atau buruknya suatu persamaan regresi ditentukan oleh R^2 -nya yang mempunyai nilai antara nol dan satu.

¹² Nachrowi, D Nachrowi., Usman, Hardius., Pendekatan Populer dan Praktis Ekonometrika Untuk Analisis Ekonomi dan Keuangan. Lembaga Penerbit Universitas Indonesia. 2006.