

PERAMALAN INDEKS HARGA SAHAM GABUNGAN DENGAN METODE *LOGISTIC SMOOTH TRANSITION AUTOREGRESSIVE* (LSTAR)

Gayuh Kresnawati¹, Budi Warsito², Abdul Hoyyi³

^{1,2,3}Departemen Statistika, Fakultas Sains dan Matematika, Universitas Diponegoro
e-mail : budiwrs2@gmail.com

ABSTRACT

Smooth Transition Autoregressive (STAR) Model is one of time series model used in case of data that has nonlinear tendency. STAR is an expansion of *Autoregressive* (AR) Model and can be used if the nonlinear test is accepted. If the transition function $G(st,\gamma,c)$ is logistic, the method used is *Logistic Smooth Transition Autoregressive* (LSTAR). Weekly IHSG data in period of 3 January 2010 until 24 December 2017 has nonlinier tend and logistic transition function so it can be modeled with LSTAR . The result of this research with significance level of 5% is the LSTAR(1,1) model. The forecast of IHSG data for the next 15 period has *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE) 2,932612%.

Keywords : *autoregressive*, LSTAR, nonlinier, time series

1. PENDAHULUAN

Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) merupakan salah satu indeks yang dikeluarkan oleh Bursa Efek Indonesia, pergerakan IHSG paling banyak dipublikasikan ke masyarakat baik itu melalui media elektronik berupa televisi maupun media cetak seperti koran dan juga melalui internet, sehingga IHSG merupakan indeks yang paling dikenal masyarakat.

Seorang investor harus memahami pola perilaku harga saham di pasar modal. Salah satu indeks yang sering diperhatikan investor ketika berinvestasi di Bursa Efek Indonesia adalah Indeks Harga Saham Gabungan. Hal ini disebabkan karena indeks ini merupakan *composite index* dari seluruh saham yang tercatat di Bursa Efek Indonesia. Oleh karena itu melalui pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan, seorang investor dapat melihat kondisi pasar apakah sedang bergairah atau lesu. Perbedaan kondisi pasar ini memerlukan strategi yang berbeda dari investor dalam berinvestasi (Arifin, 2014).

Harga saham merupakan data runtun waktu dimana pergerakannya yang cenderung nonlinier membuat investor berpikir ulang untuk menjual atau menahan saham mereka. Oleh karena itu diperlukan metode khusus untuk meramalkan harga saham tersebut. Pemodelan *Smooth Transition Autoregressive* (STAR) dapat digunakan untuk kasus data runtun waktu nonlinier pada model *Autoregressive*. Model STAR telah menjadi model nonlinier yang populer dalam terapan bidang ekonomi modern menurut Terasvirta dan Anderson (1992). Wijk (1999) menjelaskan bahwa model STAR dibagi menjadi dua model berdasarkan fungsi transisinya yaitu *Exponential Smooth Transition Autoregressive* (ESTAR) dengan fungsi eksponensial dan *Logistic Smooth Transition Autoregressive* (LSTAR) dengan fungsi logistik. Metode LSTAR dalam penelitian sebelumnya oleh Triyono (2012) dapat digunakan untuk memodelkan data harga saham Bank Rakyat Indonesia, hal ini diperkuat dengan nilai MAPE yang relatif kecil yaitu 0,7676%.

2. TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG)

Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) adalah suatu nilai yang digunakan untuk mengukur kinerja gabungan seluruh saham yang tercatat di bursa efek. Maksud dari

gabungan seluruh saham ini adalah kinerja saham yang dimasukkan dalam perhitungan seluruh saham yang tercatat di bursa tersebut (Sunariyah, 2006).

2.2. Return

Return merupakan hasil yang diperoleh dari investasi atau tingkat keuntungan yang dinikmati oleh pemodal atas suatu investasi yang dilakukannya (Hartono, 2003).

Tsay (2005) merumuskan *return* sebagai berikut :

$$X_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$$

dengan P_t = harga saham pada waktu ke-t

P_{t-1} = harga saham pada waktu t-1

2.3. Analisis Runtun Waktu

Runtun waktu (*Time Series*) merupakan serangkaian pengamatan terhadap suatu variabel yang diambil dari waktu ke waktu dan dicatat secara berurutan menurut urutan kejadiannya dengan interval waktu yang tetap (Wei, 2006).

2.3.1. Stasioneritas

Menurut Soejoeti (1987), runtun waktu $\{X_t ; t = 1, 2, \dots, n\}$ dikatakan stasioner jika memenuhi sifat-sifat berikut :

- $E(X_t) = \mu$, konstan untuk setiap t
 - $\text{Var}(X_t) = \sigma^2$, konstan untuk setiap t
 - $\text{Cov}(X_t, X_{t+k}) = \gamma_k$, konstan untuk setiap t
- dan γ_k adalah autokovarian pada lag k.

Time series plot dapat digunakan untuk mendeteksi secara visual kestasioneritasan data yaitu dengan jalan membuat plot terhadap data runtun waktu.

Stasioneritas dalam Rata-rata

Dalam Wei (2006) dijelaskan bahwa proses stasioner mempunyai nilai $|\phi| < 1$. Selanjutnya dilakukan uji hipotesis dengan langkah sebagai berikut:

Hipotesis :

$H_0: |\phi| = 1$ (data tidak stasioner)

$H_1: |\phi| < 1$ (data stasioner)

Taraf signifikansi : α

Statistik uji :

$$DF = \frac{\hat{\phi} - 1}{SE(\hat{\phi})}, \text{ dengan } \hat{\phi} \text{ adalah estimator OLS dari } \phi$$

Kriteria Penolakan :

H_0 ditolak jika nilai statistik uji $DF <$ nilai tabel distribusi kumulatif empiris dari T untuk $|\phi| = 1$ atau $p\text{-value} < \alpha$.

Stasioneritas dalam Varian

Menurut Rosadi (2012), transformasi yang biasa digunakan untuk stasioneritas dalam varian adalah *Box-Cox Transformation*, dengan rumusnya adalah sebagai berikut:

Tabel 1. Nilai λ dan Fungsi Transformasi

Nilai λ	Transformasi
-1	$\frac{1}{X_t}$
-0,5	$\frac{1}{\sqrt{X_t}}$
0	$\ln X_t$
0,5	$\sqrt{X_t}$
2	X_t^2

2.3.2. Fungsi Autokorelasi/ *Autocorrelation Function* (ACF)

Menurut Wei (2006), suatu runtun waktu yang stasioner terdapat nilai mean $E(X_t) = \mu$ dan varian $Var(X_t) = \sigma^2$ yang konstan serta $Cov(X_t, X_{t+k})$ dari sini dapat ditulis kovarian antara X_t dan X_{t+k} adalah sebagai berikut :

$$\gamma_k = Cov(X_t, X_{t+k}) = E(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu),$$

dan korelasi antara X_t dan X_{t+k} adalah :

$$\rho_k = \frac{Cov(X_t, X_{t+k})}{\sqrt{Var(X_t)}\sqrt{Var(X_{t+k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

dengan $Var(X_t) = Var(X_{t+k}) = \gamma_0$.

2.3.3. Fungsi Autokorelasi Parsial/ *Partial Autocorrelation Function* (PACF)

Menurut Soejoeti (1987), fungsi autokorelasi parsial dapat ditulis dengan $\{\phi_{kk} ; k = 1, 2, \dots\}$ yaitu himpunan autokorelasi parsial untuk berbagai lag k yang kemudian didefinisikan sebagai berikut :

$$\phi_{kk} = \frac{|\underline{p}_{k*}|}{|\underline{p}_k|}$$

2.4. Model Runtun Waktu Stasioner

2.4.1. Identifikasi Model

Identifikasi model dalam runtun waktu stasioner terdiri dari model *Autoregressive* (AR), *Moving Average* (MA), dan *Autoregressive Moving Average* (ARMA).

a. Model *Autoregressive* (AR)

Menurut Soejoeti (1987), bentuk umum model *Autoregressive* (AR) dengan order p dinotasikan dengan $AR(p)$ adalah :

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + a_t, a_t \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (1)$$

b. Model *Moving Average* (MA)

Menurut Soejoeti (1987), model *Moving Average* dengan order q dinotasikan $MA(q)$ didefinisikan sebagai:

$$X_t = a_t + \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q}; a_t \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (2)$$

c. Model *Autoregressive Moving Average* (ARMA)

Model *Autoregressive Moving Average* (ARMA) merupakan suatu perluasan yang diperoleh dari campuran antara model AR dan MA (Soejoeti, 1987).

Bentuk umum model $ARMA(p, q)$ didefinisikan sebagai berikut

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + a_t + \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q} \quad (3)$$

2.4.2. Estimasi Parameter

Ada banyak metode untuk mengestimasi parameter model, namun pada umumnya estimasi parameter yang digunakan adalah *Ordinary Least Square* (OLS). Estimasi OLS merupakan estimasi yang meminimumkan jumlah kuadrat residual dari model berikut

$$X_t = \phi X_{t-1} + a_t \quad t = 1, 2, \dots, n$$

Maka estimator OLS dari ϕ berdasarkan persamaan tersebut adalah :

$$\hat{\phi} = \frac{\sum_{t=1}^n X_{t-1} X_t}{\sum_{t=1}^n X_{t-1}^2}$$

2.4.3. Pengujian Parameter Model

Untuk menguji apakah parameter yang telah diidentifikasi signifikan atau tidak maka selanjutnya dilakukan pengujian terhadap parameter model dengan hipotesis sebagai berikut :

a. Model AR(p)

Hipotesis :

$H_0 : \phi_j = 0$ (parameter tidak signifikan)

$H_1 : \phi_j \neq 0$ (parameter signifikan), $j = 1, 2, \dots, p$

Taraf signifikansi : α

Statistik Uji :

$$t_{hit} = \frac{\hat{\phi}_j}{se(\hat{\phi}_j)}, \text{ dengan } se(\hat{\phi}_j) \text{ adalah } standard \text{ error dari } \hat{\phi}_j$$

Kriteria Penolakan :

Tolak H_0 jika nilai statistika $t_{hit} >$ nilai tabel $t_{\frac{\alpha}{2}(n-p)}$ atau nilai

$p\text{-value} < \alpha$

b. Model MA(q)

Hipotesis :

$H_0 : \theta_i = 0$ (parameter tidak signifikan)

$H_1 : \theta_i \neq 0$ (parameter signifikan), $i = 1, 2, \dots, q$

Taraf signifikansi : α

Statistik Uji :

$$t_{hit} = \frac{\hat{\theta}_i}{se(\hat{\theta}_i)}, \text{ dengan } se(\hat{\theta}_i) \text{ adalah } standard \text{ error dari } \hat{\theta}_i$$

Kriteria Penolakan :

Tolak H_0 jika nilai statistika $t_{hit} >$ nilai tabel $t_{\frac{\alpha}{2}(n-q)}$ atau nilai

$p\text{-value} < \alpha$.

2.5. Pemilihan Model Terbaik

Model terbaik dapat dipilih berdasarkan nilai *Akaike Info Criterion* (AIC). Dijk (1999) merumuskan AIC sebagai berikut :

$$AIC = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2p$$

dengan $\hat{\sigma}_a^2 = \sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2$, \hat{a}_t adalah residual dari estimasi model dan p adalah banyaknya parameter model. Model terbaik dipilih dari model dengan nilai AIC terkecil.

2.6. Pemeriksaan Diagnostik

2.6.1. Uji Autokorelasi Residual

Menurut Wei (2006), untuk menguji apakah residual independen atau tidak digunakan metode *L-Jung Box* sebagai berikut:

Hipotesis :

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0$ (tidak ada korelasi residual antar lag)

H_1 : paling sedikit ada satu nilai $\rho_k \neq 0$ (ada korelasi residual antar lag),
untuk $k = 1, 2, \dots, K$

Taraf signifikansi : α

Statistik Uji :

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K (n-k)^{-1} \hat{\rho}_k^2$$

Kriteria Penolakan :

Tolak H_0 jika nilai $Q > \chi_{(\alpha, K-p-q)}^2$, dengan K adalah lag tertinggi, p adalah orde dari model AR, dan q adalah orde dari model MA.

2.6.2. Uji Homoskedastisitas Residual

Menurut William (1993), salah satu cara untuk mendeteksi adanya proses ARCH adalah uji *Lagrange Multiplier* yaitu dengan cara meregresikan kuadrat dari residual model

$$\hat{\sigma}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \alpha_2 a_{t-2}^2 + \dots + \alpha_k a_{t-k}^2$$

Hipotesis :

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0$ (tidak ada efek ARCH)

H_1 : paling sedikit ada satu $\alpha_j \neq 0$, dengan $j = 1, 2, \dots, k$ (ada efek ARCH)

Taraf signifikansi : α

Statistik Uji :

$$LM = nR^2, \text{ dengan } R^2 = \frac{JKR}{JKT} = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\sigma}_t - \bar{\sigma})^2}{\sum_{t=1}^T (\hat{\sigma}_t - \bar{\sigma})^2}$$

Kriteria Penolakan :

Tolak H_0 jika nilai statistika $LM > \chi_k^2$.

2.7. Model Smooth Transition Autoregressive (STAR)

Model *Smooth Transition Autoregressive* (STAR) merupakan salah satu model runtun waktu nonlinier perluasan dari model *Autoregressive* (AR). Dijk (1999) menuliskan model STAR sebagai berikut :

$$X_t = \phi_1' Z_t (1 - G(s_t, \gamma, c)) + \phi_2' Z_t G(s_t, \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (4)$$

2.7.1. Logistic Smooth Transition Autoregressive (LSTAR)

Menurut Terasvirta (1994), fungsi transisi logistik dapat ditulis sebagai berikut :

$$G(s_t, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))}, \gamma > 0 \quad (5)$$

maka diperoleh model LSTAR yaitu :

$$X_t = \phi_1' Z_t \left(1 - \left(\frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))} \right) \right) + \phi_2' Z_t \left(\frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))} \right) + \varepsilon_t$$

2.7.2. Exponential Smooth Transition Autoregressive (ESTAR)

Fungsi transisi eksponensial menurut Terasvirta (1994) yaitu sebagai berikut :

$$G(s_t, \gamma, c) = 1 - \exp(-\gamma(s_t - c)^2), \gamma > 0 \quad (6)$$

sehingga diperoleh model ESTAR yaitu :

$$X_t = \phi_1' Z_t (1 - (1 - \exp(-\gamma(s_t - c)^2))) + \phi_2' Z_t (1 - \exp(-\gamma(s_t - c)^2)) + \varepsilon_t$$

2.8. Pengujian Nonlinieritas

Hipotesis nol pengujian nonlinieritas model STAR berikut yaitu:

$$X_t = \phi_1' Z_t + (\phi_2' - \phi_1') Z_t G(s_t, \gamma, c) + \varepsilon_t$$

Hipotesis :

$$H_0 : \phi_1 = \phi_2 \text{ (model linier)}$$

$$H_1 : \phi_1 \neq \phi_2 \text{ (model nonlinier)}$$

Taraf signifikansi : α

Statistik Uji :

$$LM_3 = n \frac{(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0}, \text{ dengan } n \text{ adalah ukuran sampel}$$

Kriteria Penolakan :

Tolak H_0 jika nilai $LM_3 > \chi^2_{3p}$, model STAR dapat digunakan jika uji nonlinieritas terpenuhi.

2.9. Pemilihan Fungsi Transisi

Langkah selanjutnya adalah menentukan bentuk dari fungsi transisi $G(s_t, \gamma, c)$ dengan menguji urutan hipotesis nol dari model regresi bantu berikut :

$$a_t = \beta_{0,0} + \beta'_0 \tilde{X}_t + \beta'_1 \tilde{X}_t s_t + \beta'_2 \tilde{X}_t s_t^2 + \beta'_3 \tilde{X}_t s_t^3 + e_t$$

Hipotesis :

$$H_0 : \beta_{3,i} = 0 \text{ (fungsi transisi eksponensial)}$$

$$H_1 : \beta_{3,i} \neq 0 \text{ (fungsi transisi logistik), dengan } i = 1, 2$$

Taraf signifikan : α

Statistik Uji :

$$t_{hit} = \frac{\hat{\beta}_{3,i}}{se(\hat{\beta}_{3,i})}$$

Kriteria Penolakan :

$$\text{Tolak } H_0 \text{ jika nilai } |t_{hit}| \geq t_{\frac{\alpha}{2}(n-p)} \text{ atau nilai } p\text{-value} < \alpha.$$

2.10. Estimasi Parameter Model STAR

Dijk (1999) menggunakan metode *Nonlinier Least Square* (NLS) untuk mengestimasi parameter dari model STAR(p, d) dengan meminimumkan jumlah kuadrat residual yang didefinisikan sebagai berikut :

$$\hat{\theta} = \operatorname{argmin} \sum_{t=1}^T (X_t - F(Z_t; \theta))^2$$

dengan

$$F(Z_t, \theta) = \phi'_1 Z_t (1 - G(s_t, \gamma, c)) + \phi'_2 Z_t G(s_t, \gamma, c)$$

Proses pencarian nilai parameter pada metode NLS ini dilakukan dengan menggunakan metode numerik yaitu metode *Gauss-Newton* untuk melakukan estimasi secara iterasi.

2.11. Evaluasi Hasil Peramalan

Menurut Dijk (1999), ukuran yang digunakan untuk evaluasi hasil peramalan salah satunya adalah dengan *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE). Semakin kecil MAPE maka peramalan yang dihasilkan semakin baik. MAPE dirumuskan sebagai:

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \left(\frac{P_t - \hat{P}_t}{P_t} \right) \times 100\% \right|$$

3. METODOLOGI PENELITIAN

3.1. Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder tentang Indeks Harga Saham Gabungan mingguan yang diambil dari *website* <http://finance.yahoo.com> periode 3 Januari 2010 sampai dengan 24 Desember 2017.

3.2. Metode Analisis

Langkah-langkah yang ditempuh untuk mencapai tujuan penelitian ini adalah sebagai berikut :

1. Menghitung nilai *return* data Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG)
2. Melakukan pengujian stasioneritas dari data *return* IHSG
3. Mengidentifikasi model runtun waktu stasioner
4. Melakukan estimasi parameter
5. Pengujian model terbaik AR
6. Melakukan pengujian asumsi autokorelasi dan homoskedastisitas dari residual model AR(p). Orde model AR yang terbentuk akan digunakan dalam pengujian nonlinieritas pada model STAR.
7. Menentukan fungsi transisi
8. Estimasi model LSTAR
9. Pemodelan LSTAR
10. Meramalkan nilai *return* menggunakan model LSTAR untuk mencari nilai ramalan IHSG

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Deskripsi Data

Data harga saham terkecil terletak pada minggu ke 5 yaitu sebesar 2518,976 dan harga saham terbesar terletak pada minggu ke 414 yaitu sebesar 6355,654, data berfluktuasi dari waktu ke waktu yang mengindikasikan bahwa data tidak stasioner.

4.2. Return

Data Indeks Harga Saham Gabungan mingguan periode 3 Januari 2010 sampai 24 Desember 2017 tidak stasioner. Sedangkan data *return* memperlihatkan data sudah stasioner, karena rata-rata dari plot return terlihat konstan, indikasi bahwa data sudah stasioner juga dapat ditunjukkan pada plot ACF dan PACF, plot ACF dan PACF pada lag pertama turun secara cepat mendekati nol, sehingga data stasioner.

4.3. Pengujian Stasioneritas

Stasioneritas dalam Varian

Data *return* saham mempunyai nilai negatif dan nol sehingga dilakukan penambahan sebesar 0,17386 sesuai dengan nilai terkecil pada data *return*. *Rounded Value* yang diperoleh dari data *return* IHSG adalah 1, sehingga data telah stasioner dalam varian.

Stasioneritas dalam Rata-rata

Hipotesis uji DF adalah

Hipotesis :

$$H_0: |\phi| = 1 \text{ (data tidak stasioner)}$$

$$H_1: |\phi| < 1 \text{ (data stasioner)}$$

Nilai statistik uji DF yang dihasilkan adalah -4,378914. Dengan menggunakan α sebesar 5% nilai kritis DF = -1,941602. Dari hasil tersebut dapat disimpulkan bahwa nilai statistik uji DF lebih kecil dari nilai kritis DF yang artinya menolak H_0 yaitu data stasioner.

4.4. Identifikasi Model

Dalam tahap idenfitikasi model digunakan fungsi autokorelasi/ *Autocorrelation Function* (ACF) dan fungsi autokorelasi parsial/ *Partial Autocorrelation Function* (PACF). Pada lag pertama plot ACF dan PACF keluar dari interval konfidensi maka model yang akan terbentuk adalah AR(1), MA(1), dan ARMA(1,1).

4.5. Estimasi dan Pengujian Parameter Model

Selanjutnya dilakukan estimasi terhadap parameter model AR(1), MA(1), dan ARMA(1,1) dengan menggunakan metode *Ordinary Least Square* (OLS).

Tabel 2. Estimasi Parameter Model AR(1), MA(1), dan ARMA(1,1)

Model	Koefisien	t hitung	Probabilitas	Keputusan
AR(1)	-0,164217	-4,103523	0,0000	Signifikan
MA(1)	-0,153040	-3,587279	0,0004	Signifikan
ARMA(1,1)	-0,197064	-0,898239	0,3696	Tidak Signifikan
	0,033705	0,145507	0,8844	Tidak Signifikan

4.6. Pemilihan Model Terbaik

Pada penelitian ini kriteria yang digunakan untuk menentukan model terbaik yaitu parameter-parameternya signifikan dan mempunyai nilai AIC terkecil.

Tabel 3. Hasil Pengujian Parameter Model dan Nilai AIC

Model	Uji Signifikansi	AIC
AR(1)	Signifikan	-3,169962
MA(1)	Signifikan	-3,168302
ARMA(1,1)	Tidak Signifikan	-3,165183

Model AR(1) adalah model terbaik karena untuk uji signifikansi, parameter model signifikan dan memiliki nilai AIC terkecil yaitu sebesar -3,169962.

4.7. Uji Asumsi

4.7.1. Uji Autokorelasi Residual

Hipotesis *Ljung-Box* adalah sebagai berikut:

Hipotesis :

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0$ (tidak ada korelasi residual antar lag)

H_1 : paling sedikit ada satu nilai $\rho_k \neq 0$ (ada korelasi residual antar lag), untuk $k = 1, 2, \dots, K$

Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$ diperoleh nilai $\chi^2_{(0,05;21)}$ sebesar 32,671, nilai Q-stat sampai lag ke 22 lebih kecil dari nilai $\chi^2_{(0,05;21)}$ yang artinya menerima H_0 yaitu tidak ada korelasi di dalam residual model AR(1) sampai lag ke 22.

4.7.2. Uji Homoskedastisitas Residual

Hipotesis Uji Homoskedastisitas adalah sebagai berikut:

Hipotesis :

$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0$ (tidak ada efek ARCH)

H_1 : paling sedikit ada satu $\alpha_j \neq 0$, dengan $j = 1, 2, \dots, k$ (ada efek ARCH)

Nilai statistik uji LM *test* sebesar 1,047849, dengan menggunakan $\alpha 5\%$ diperoleh nilai $\chi^2_{(0,05;1)}$ sebesar 3,841, sehingga dapat disimpulkan bahwa nilai statistik uji LM *test* lebih kecil dari nilai tabel $\chi^2_{(0,05;1)}$ yang artinya terima H_0 yaitu tidak ada efek ARCH.

4.8. Pemodelan Awal *Smooth Transition Autoregressive* (STAR)

Orde model STAR diperoleh berdasarkan orde model AR(1) atau orde $p = 1$ sehingga variabel transisi dalam model STAR adalah $s_t = X_{t-1}$. Model STAR(1,1) berdasarkan persamaan (4) dapat ditulis sebagai berikut:

$$X_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}X_{t-1})(1 - G(s_t, \gamma, c)) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}X_{t-1})G(s_t, \gamma, c) + \varepsilon_t$$

dengan $G(s_t, \gamma, c)$ adalah fungsi transisi.

4.9. Uji Nonlinieritas dan Fungsi Transisi

Asumsi nonlinieritas dapat diuji menggunakan statistik *Lagrange Multiplier* (LM) dengan hasil sebagai berikut:

Tabel 4. Hasil Pengujian Nonlinieritas dengan Variabel Transisi $s_t=X_{t-1}$

Model	LM statistic	Probabilitas
ESTAR	0,441	0,802
LSTAR	15,027	0,002

Hipotesis pengujian nonlinieritas yaitu:

Pengujian ESTAR

Hipotesis

$H_0 : \phi_1 = \phi_2$ (model linier)

$H_1 : \phi_1 \neq \phi_2$ (model yang sesuai ESTAR)

Berdasarkan tabel 4 diperoleh bahwa model ESTAR memiliki statistik uji LM₃ yaitu 0,441, dengan α sebesar 5% nilai tabel Chi-square ($\chi^2_{(0,05;3)}=7,815$), dapat disimpulkan bahwa nilai statistik LM₃ lebih kecil dari nilai tabel Chi-square yang artinya menerima H_0 dan model yang sesuai adalah model linier.

Pengujian LSTAR

Hipotesis

$H_0 : \phi_1 = \phi_2$ (model linier)

$H_1 : \phi_1 \neq \phi_2$ (model yang sesuai LSTAR)

Berdasarkan tabel 4 diperoleh bahwa model LSTAR memiliki statistik uji LM₃ yaitu 15,027, dengan α sebesar 5% nilai tabel Chi-square ($\chi^2_{(0,05;3)}=7,815$), dapat disimpulkan bahwa nilai statistik LM₃ lebih besar dari nilai tabel Chi-square yang artinya menolak H_0 dan model yang sesuai adalah model LSTAR.

Fungsi Transisi Logistik

Model yang terpilih adalah model *Logistic Smooth Transition Autoregressive* (LSTAR) dimana fungsi transisi logistik menurut Terasvirta (1994) yaitu:

$$G(s_t, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))}, \gamma > 0$$

Model awal LSTAR(1,1) yaitu sebagai berikut:

$$X_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}X_{t-1}) \left(1 - \left(\frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))} \right) \right) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}X_{t-1}) \left(\frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))} \right) + \varepsilon_t$$

4.10. Estimasi Parameter Model LSTAR (1,1)

Estimasi model LSTAR(1,1) menggunakan metode *Nonlinier Least Square* (NLS) yang didekati dengan iterasi *Gauss-Newton*, selanjutnya diestimasi ulang dengan sistem *Try and Error* yakni mengilangkan parameter yang tidak signifikan dan membandingkan nilai AIC dan MAPE yang diperoleh.

Tabel 5. Nilai AIC Model LSTAR

Model	AIC
LSTAR(1,1)	-3,194866
LSTAR(1,1) tanpa $\phi_{1,1}$	-3,197513
LSTAR(1,1) tanpa $\phi_{2,0}$	-3,180711
LSTAR(1,1) tanpa γ	-3,171047

Model LSTAR(1,1) tanpa parameter $\phi_{1,1}$ adalah model terbaik karena memiliki nilai AIC terkecil yaitu -3,197513. Model LSTAR yang dapat digunakan adalah Model LSTAR(1,1) dan Model LSTAR(1,1) tanpa parameter $\phi_{1,1}$ karena parameter-parameter dari fungsi transisi $G(s_t, \gamma, c)$ signifikan.

4.11. Model LSTAR(1,1)

Model LSTAR(1,1) yang diperoleh berdasarkan estimasi parameter di bagian 4.10 yaitu sebagai berikut:

Model LSTAR(1,1)

$$X_t = (0,008622) \left(1 - \left(\frac{1}{1 + \exp(-(X_{t-1} - 0,161794))} \right) \right) + (1,731463 X_{t-1}) \left(\frac{1}{1 + \exp(-(X_{t-1} - 0,161794))} \right)$$

Model LSTAR(1,1) Tanpa Parameter $\phi_{1,1}$

$$X_t = (0,011617) \left(1 - \left(\frac{1}{1 + \exp(-31,58354(X_{t-1} - 0,163233))} \right) \right) + (-0,482701 + 1,834902 X_{t-1}) \left(\frac{1}{1 + \exp(-31,58354(X_{t-1} - 0,163233))} \right)$$

dengan X_t adalah nilai *return* pada waktu ke-t.

4.12. Evaluasi Hasil Peramalan

Nilai *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE) hasil ramalan kedua model LSTAR(1,1) untuk 15 periode berikutnya yaitu:

Tabel 6. Nilai MAPE Model LSTAR

Model	AIC
LSTAR(1,1)	19,604802%
LSTAR(1,1) tanpa $\phi_{1,1}$	5,801193%

Model terbaik LSTAR dipilih berdasarkan nilai AIC dan MAPE yang diperoleh dari masing-masing model. Oleh karena itu model terbaik yang dipilih adalah model LSTAR(1,1) tanpa parameter $\phi_{1,1}$ karena memiliki nilai AIC dan MAPE yang paling kecil.

Model LSTAR(1,1) Tanpa Parameter $\phi_{1,1}$

$$\square_{\square} = (0,011617) \left(1 - \left(\frac{1}{1 + \exp(-31,58354(\square_{\square-1} - 0,163233))} \right) \right) + (-0,482701 + 1,834902 \square_{\square-1}) \left(\frac{1}{1 + \exp(-31,58354(\square_{\square-1} - 0,163233))} \right)$$

5. PENUTUP

5.1. Kesimpulan

Kesimpulan yang dapat diambil dari hasil analisis dan pembahasan pada penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Model LSTAR(1,1) tanpa parameter $\phi_{1,1}$ adalah model terbaik yang diperoleh untuk memodelkan data Indeks Harga Saham Gabungan yang terlebih dahulu ditransformasikan dalam bentuk *return*. Model yang diperoleh adalah

$$\hat{X}_t = (0,011617) \left(1 - \left(\frac{1}{1 + \exp(-31,58354(\hat{X}_{t-1} - 0,163233))} \right) \right) + (-0,482701 + 1,834902 \hat{X}_{t-1}) \left(\frac{1}{1 + \exp(-31,58354(\hat{X}_{t-1} - 0,163233))} \right)$$

dengan X_t adalah *return* pada periode ke- t .

2. Hasil peramalan Indeks Harga Saham Gabungan untuk 15 periode ke depan mendekati data aslinya. Hal ini ditunjukkan dengan nilai MAPE yang relatif kecil yaitu sebesar 5,801193%.

5.2. Saran

Kajian penelitian lebih lanjut dapat dikembangkan untuk pemodelan heteroskedastisitas model runtun waktu nonlinear yaitu model *Smooth Transition Autoregressive Conditional Heteroscedastic* (STARARCH).

DAFTAR PUSTAKA

- Arifin, M. 2014. Pengaruh Inflasi, Suku Bunga SBI, Perubahan Kurs, dan Standard & Poor's 500 Terhadap Indeks Harga Saham Gabungan. *Jurnal Fakultas Ekonomi Universitas Yogyakarta*
- Dickey, D.A., dan Fuller, W. A. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74 (366): 427-431
- Dijk, V. 1999. *Smooth Transition Models : Extensions and Outliers Robust Inference*. Tinberg Institute : Amsterdam
- Jogiyanto, Hartono. 2003. *Teori Portofolio dan Analisis Investasi Edisi Kelima*. Yogyakarta. Bpfe.
- Makridakis, S. Whellwright, S. C., dan McGee, V. E. 1992. *Metode dan Aplikasi Peramalan*. Erlangga : Jakarta
- Rosadi, D. 2012. *Ekonometrika & Analisis Runtun Waktu Terapan dengan EViews*. Andi : Yogyakarta
- Soejoeti, Z. 1987. *Analisis Runtun Waktu*. Universitas Terbuka : Karunia Jakarta
- Sunariyah. 2006. *Pengantar Pengetahuan Pasar Modal*. Edisi Kelima, UPP STIM YKPN, Yogyakarta
- Terasvirta, T. 1994. Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89 : 425
- Terasvirta, T., Dijk, dan Marcelo. 2005. Linear Models, Smooth Transition Autoregressions, and Neural Networks for Forecasting Macroeconomic Time Series : A Re-examination. *International Journal of Forecasting*, Vol. 21 : 755-774
- Terasvirta, T., dan Anderson, H. 1992. Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7 : 119-136

- Triyono. 2012. *Peramalan Harga Saham Bank Rakyat Indonesia Menggunakan Model Logistic Smooth Transition Autoregressive (LSTAR)*. Skripsi. Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Sebelas Maret : Surakarta
- Tsay, R. S. 2005. *Analysis of Financial Time Series* . John Wiley & Sons, Inc : Canada.
- Wei, W.W.S. 2006. *Time Series Analysis : Univariate and Multivariate Methods*. Addison-Wesley Publishing Company-Inc : USA
- William, H. G. 1993. *Econometric Analysis*. Pearson Education, Inc : New Jersey
- Yanuar, AY. 2013. Dampak Variabel Internal Dan Eksternal Terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) Di Indonesia. *Jurnal Fakultas Ekonomi dan Bisnis Universitas Brawijaya Malang*.
- [BEI]. Bursa Efek Indonesia. 2018. www.idx.co.id diakses pada tanggal 20 Mei 2018 jam 10.56 WIB