

ANALISIS PERAMALAN PENJUALAN SEPEDA MOTOR DI KABUPATEN NGAWI DENGAN ARIMA DAN ARIMAX

Nama : Muflih Rori Putra Harahap
NRP : 1310 100 052
Jurusa : Statistika
Dosen pembimbing : Dr. Drs. Agus Suharsono, M.S.

ABSTRAK

Tingginya kebutuhan akan kendaraan sepeda motor dan banyaknya perusahaan jasa yang bergerak dalam bidang penjualan sepeda motor, maka diperlukan target dan strategi dalam penjualan sepeda motor. Penelitian ini bertujuan untuk mendapatkan model terbaik serta nilai peramalan pada periode dua tahun kedepan di Kabupaten Ngawi. Dalam penelitian ini, data yang digunakan adalah data penjualan sepeda motor semua merek jenis cub, matic, dan sport di Kabupaten Ngawi sejak bulan Januari 2009 sampai dengan Maret 2014. Data dari bulan Januari 2009 sampai dengan Desember 2013 digunakan sebagai in-sample dan data pada bulan Januari 2014 sampai Maret 2014 sebagai out-sample. Metode yang digunakan untuk pemodelan adalah ARIMA dan ARIMAX. Model terbaik untuk menggambarkan perkembangan jumlah penjualan sepeda motor semua merek jenis cub, matic dan sport di Kabupaten Ngawi adalah dengan model ARIMAX, dengan nilai MAPE untuk sepeda motor jenis cub sebesar 26%, matic sebesar 26%, dan sport sebesar 14%.

Kata kunci: ARIMA, ARIMAX, Sepeda Motor

FORECASTING ANALYSIS OF MOTORCYCLES SALES IN NGAWI WITH ARIMA AND ARIMAX

Name : Muflih Rori Putra Harahap
NRP : 1310 100 052
Departement : Statistika
Supervisor : Dr. Drs. Agus Suharsono, M.S.

ABSTRACT

High demand for motorcycle and many service companies which are engaged in the sale of motorcycles, it is needed targets and strategies in motorcycle sales. This research aims to obtain the best models and forecasting value in the period of next two years in Ngawi. In this research, the data used is the sales data of all brands of motorcycles; cub, matic, and sport type in Ngawi since January 2009 to March 2014. The data from January 2009 to December 2013 is used as in-sample and the data on January 2014 until March 2014 as out-sample. The methods used for modeling are ARIMA and ARIMAX. The best model to describe the development of the total sales of all brands of motorcycles; cub, matic, and sport type in Ngawi is ARIMAX model, with MAPE values for motorcycle cub type by 26%, matic by 26% and sports by 14%.

Keywords: ARIMA, ARIMAX, Motorcycle

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Pengertian Time series

Time series adalah serangkaian data pengamatan yang terjadi berdasarkan indeks waktu secara berurutan dengan interval waktu tetap dimana pengambilan datanya dilakukan pada interval waktu dan sumber yang sama (Wei, 2006). Setiap pengamatan dinyatakan sebagai variabel random Z_t yang didapatkan berdasarkan indeks waktu tertentu (t_i) sebagai urutan waktu pengamatan, sehingga penulisan data *time series* adalah $Z_{t_1}, Z_{t_2}, \dots, Z_{t_n}$. Dalam metode *Time Series* ARIMA Box-Jenkins terdapat langkah prosedur yang harus diperhatikan yaitu indentifikasi model sementara, estimasi (penaksiran) parameter, pemeriksaan residual model, kemudian dilakukan peramalan.

2.1.1 Kestasioneran Data dalam *Time Series*

Stasioneritas *time series* merupakan suatu keadaan jika proses pembangkitan yang mendasari suatu deret berkala didasarkan pada nilai tengah konstan dan nilai varians konstan (Makridakis, Wheelwright, & Hyndman, 1997). Dalam suatu data kemungkinan data tersebut tidak stasioner. Hal ini dikarenakan *mean* tidak konstan atau variansnya tidak konstan sehingga untuk menghilangkan ketidakstasioneran terhadap *mean*, maka data tersebut dapat dibuat lebih mendekati stasioner dengan cara melakukan penggunaan metode pembedaan atau *differencing* (Makridakis, Wheelwright, & Hyndman, 1997).

$$\nabla^d Z_t = (1 - B)^d Z_t \quad (2.1)$$

Sedangkan, jika data tidak stasioner dalam varians, maka dapat distabilkan dengan menggunakan transformasi Box-Cox yang dapat dirumuskan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$T(Z_t) = \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda}, \quad \lambda \neq 0 \quad (2.2)$$

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} T(Z_t) = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda} = \ln(Z_t), \quad \lambda = 0 \quad (2.3)$$

Terdapat beberapa bentuk transformasi Box-Cox dengan nilai λ yang bersesuaian yang disajikan pada Tabel 2.1.

Tabel 2.1 Nilai λ pada *Transformasi Box-Cox*

Nilai estimasi λ	Transformasi
-1,0	$1 / Z_t$
-0,5	$1 / \sqrt{Z_t}$
0,0	$\text{Ln } Z_t$
0,5	$\sqrt{Z_t}$
1	Z_t (tidak ada transformasi)

(Sumber : Wei, 2006)

2.1.2 Autocorrelation Function (ACF)

Autocorrelation function (ACF) adalah fungsi yang merepresentasikan korelasi antara Z_t dan Z_{t+k} disebut autokorelasi pada lag ke- k , dan biasanya dinotasikan dengan $\hat{\rho}_k$. Secara spesifik, $\hat{\rho}_k$ didefinisikan sebagai berikut:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z})^2}, k = 0, 1, 2, \dots \quad (2.4)$$

dimana $\bar{Z} = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{n}$ yang merupakan nilai rata-rata dari data time series yang digunakan (Wei, 2006). *Standard error Autocorrelation function* (ACF) dapat dihitung dengan persamaan (2.5).

$$SE(\hat{\rho}_k) = \sqrt{\frac{(1 + 2 \sum_{m=1}^{k-1} \hat{\rho}_m^2)}{n}} \quad (2.5)$$

Dimana

k = lag j ; $k = 1, 2, 3, \dots$

n = jumlah pengamatan

$\hat{\rho}_m$ = *autocorrelation* dari lag m , $m < k$

Untuk mencari batas atas dan batas bawah dari *autocorrelation function* (ACF) dapat dihitung dengan persamaan (2.6) dan (2.7).

$$\text{Batas Atas pada Lag } k = t_{n-k-1;0,975} \times SE(\hat{\rho}_k) \quad (2.6)$$

$$\text{Batas Bawah pada Lag } k = t_{n-k-1;0,025} \times SE(\hat{\rho}_k) \quad (2.7)$$

2.1.3 Partial Autocorrelation Function (PACF)

Partial autocorrelation function (PACF) digunakan untuk mengetahui korelasi antara Z_t dan Z_{t+k} setelah pengaruh dari pengaruh linier $Z_{t+1}, Z_{t+2}, \dots, Z_{t+k-1}$ dihilangkan. Nilai PACF disimbolkan dengan $\phi_{11} = \rho_1$ dan nilai ϕ_{kk} dapat dihitung dengan persamaan (2.5).

$$\hat{\phi}_{k+1,k+1} = \frac{\hat{\rho}_{k+1} - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} \hat{\rho}_{k+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} \hat{\rho}_j} \quad (2.8)$$

dan *standard error partial autocorrelation function* (PACF) dapat dihitung dengan persamaan (2.9).

$$SE(\hat{\phi}_{kk}) = \sqrt{\frac{1}{n}} \quad (2.9)$$

Untuk mencari batas signifikan dari *partial autocorrelation function* (PACF) dapat dihitung dengan persamaan (2.10)

$$\text{Batas Signifikan} = \pm t_{n-1;0,975} \times SE(\hat{\phi}_{kk}) \quad (2.10)$$

2.2 Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

Secara umum, pemodelan ARMA merupakan pemodelan linier dari gabungan model *Autoregressive* (AR) dan *Moving Average* (MA), serta gabungan dari model AR dan MA yang telah

dilakukan proses *differencing* disebut model *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA). Secara umum bentuk model ARIMA (p,d,q) , diberikan sebagai berikut (Wei, 2006).

$$\phi_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_0 + \theta_q(B)a_t \quad (2.11)$$

B merupakan operator *backshift*, dan a_t adalah barisan *white noise* dengan *mean* dan *varians* konstan ($a_t \sim WN(0, \sigma^2)$). Ketika model ARIMA ada pengaruh *seasonal* dinyatakan sebagai berikut (Wei, 2006).

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^S)(1-B)^d(1-B^S)^D Z_t = \theta_q(B)\Theta_q(B^S)a_t \quad (2.12)$$

Secara umum, identifikasi model *time series* dapat dilakukan dengan melihat plot ACF dan plot PACF. Menurut (Bowerman & O'Connell, 1993) mengatakan bahwa ciri-ciri model *time series* dapat dilihat berdasarkan bentuk atau pola plot ACF dan PACF nya. Identifikasi kriteria Model *time series* Berdasarkan Plot ACF dan PACF dapat dilihat pada Tabel 2.2.

Tabel 2.2 Identifikasi Model Berdasarkan Plot ACF dan PACF

Model	ACF	PACF
AR(p)	Turun cepat menuju nol	Terputus setelah lag p
MA(q)	Terputus setelah lag q	Turun cepat menuju nol
AR(p) atau MA(q)	Terputus setelah lag q	Terputus setelah lag p
ARMA(p,q)	Turun secara eksponensial	Turun secara eksponensial

2.3 Estimasi Parameter

Menurut (Cryer & Chan, 2008) salah satu metode estimasi yang digunakan dalam menentukan parameter model ARIMA adalah dengan metode *least square estimation* (LSE). Konsep metode ini adalah meminimumkan jumlahan kuadrat *error* dalam model. Jika diberikan model AR(1) dimana,

$$Z_t - \mu = \phi(Z_{t-1} - \mu) + a_t \quad (2.13)$$

Dengan metode *least square estimation*, dilakukan proses meminimumkan jumlahan kuadrat *error*, sehingga

$$Z_t - \mu - \phi(Z_{t-1} - \mu) = a_t \quad (2.14)$$

Berdasarkan persamaan (2.14) didapatkan jumlah kuadrat sebagai berikut.

$$S_c(\phi, \mu) = \sum_{t=2}^n [Z_t - \mu - \phi(Z_{t-1} - \mu)]^2 \quad (2.15)$$

Dilakukan differensiasi pada persamaan diatas untuk mendapatkan jumlah kuadrat *error*, diberikan differensiasi terhadap μ adalah sebagai berikut.

$$\frac{\partial S_c}{\partial \mu} = \sum_{t=2}^n 2[(Z_t - \mu) - \phi(Z_{t-1} - \mu)](-1 + \phi) = 0 \quad (2.16)$$

$$\frac{\partial S_c}{\partial \phi} = \sum_{t=2}^n 2[(Z_t - \mu) - \phi(Z_{t-1} - \mu)](Z_{t-1} - \mu) = 0 \quad (2.17)$$

untuk n besar, maka

$$\frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^n Z_t \approx \frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^n Z_{t-1} \approx \bar{Z} \quad (2.18)$$

Jadi nilai estimasi dari *mean* dari model AR(1) adalah sebagai berikut.

$$\hat{\mu} = \frac{1}{(n-1)(1-\phi)} \left[\sum_{t=2}^n Z_t - \phi \sum_{t=2}^n Z_{t-1} \right] \quad (2.19)$$

sehingga

$$\hat{\mu} = \frac{1}{(1-\phi)} (\bar{Z} - \phi \bar{Z}) = \frac{\bar{Z}(1-\phi)}{(1-\phi)} = \bar{Z} \quad (2.20)$$

Mendapatkan estimasi parameter ϕ , diperoleh dari differensiasi yang diberikan pada persamaan berikut

$$\frac{\partial S_c(\phi, \bar{Z})}{\partial \phi} = \sum_{t=2}^n 2[(Z_t - \bar{Z}) - \phi(Z_{t-1} - \bar{Z})](Z_{t-1} - \bar{Z}) = 0 \quad (2.21)$$

maka didapatkan estimasi parameter ϕ untuk model AR(1) sebagai berikut (Cryer & Chan, 2008).

$$\hat{\phi} = \frac{\sum_{t=2}^n (Z_t - \bar{Z})(Z_{t-1} - \bar{Z})}{\sum_{t=2}^n (Z_{t-1} - \bar{Z})^2} \quad (2.22)$$

Selanjutnya, jika diberikan model MA(1) berikut.

$$Z_t = a_t - \theta a_{t-1} \quad (2.23)$$

Dengan memperhatikan persamaan (2.23), metode *least square* cukup sulit diterapkan untuk mendapatkan estimator dari θ . Maka, model MA(1) dapat juga ditulis dalam bentuk model AR dengan order tak hingga.

$$Z_t = -\theta Z_{t-1} - \theta^2 Z_{t-2} - \dots + a_t \quad (2.24)$$

Maka, metode *least square* dapat digunakan untuk mengestimasi θ dengan meminimumkan persamaan berikut.

$$S_c(\theta) = \sum_{t=1}^n a_t^2 = \sum_{t=1}^n (Z_t + \theta Z_{t-1} + \theta^2 Z_{t-2} + \dots)^2 \quad (2.25)$$

Selanjutnya, jika diberikan model ARMA(1,1) berikut.

$$Z_t = \phi Z_{t-1} + a_t - \theta a_{t-1} \quad (2.26)$$

Persamaan (2.22) dimodifikasi menjadi sebagai berikut.

$$a_t = Z_t - \phi Z_{t-1} + \theta a_{t-1} \quad (2.27)$$

Untuk model umum ARMA(p, q), maka langkah awal estimasi adalah dengan menghitung nilai a_t dimana,

$$a_t = Z_t - \phi Z_{t-1} - \dots - \phi_p Z_{t-p} + \theta a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q} \quad (2.28)$$

dengan $a_p = a_{p-1} = \dots = a_{p+1-q} = 0$ dan kemudian dilakukan proses perhitungan dengan meminimumkan $S_c(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$.

2.4 Model Variasi Kalender Berbasis Regresi *Time Series*

Secara umum, analisis regresi *time series* memiliki kesamaan bentuk model dengan model regresi linier. Yaitu dengan mengasumsikan bahwa respon adalah *dependent series* yang dipengaruhi oleh beberapa kemungkinan prediktor atau *independent series*, dimana *input* adalah variabel *fix* dan diketahui. Hubungan antara respon dan prediktor tersebut dapat diekspresikan dalam model regresi linier (Shumway & Stoffer, 2006). Apabila terdapat pengaruh tren pada data, maka model dapat diberikan pada persamaan berikut

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + N_t \quad (2.29)$$

Dimana $y_t, t=1,2,\dots,n$ dan N_t adalah *error* yang seharusnya memenuhi asumsi *white noise* dan independen, identik serta berdistribusi normal dengan mean 0 dan varian σ_w^2 .

Dengan cara yang sama, data dengan efek variasi kalender dapat juga dimodelkan dengan regresi. Model regresi linier untuk data dengan efek variasi kalender adalah sebagai berikut

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 V_{1t} + \beta_2 V_{2t} + \dots + \beta_p V_{pt} + N_t \quad (2.30)$$

dimana $V_{p,t}$ adalah variabel *dummy* efek variasi kalender. Jumlah efek variasi kalender bisa diidentifikasi berdasarkan plot *time series* dari data. Untuk mengetahui bahwa N_t telah *white noise* maka dapat dilakukan dengan uji Ljung-Box. Jika N_t belum *white noise lag* Y_t digunakan sebagai tambahan variabel independen. Pemilihan *lag* yang sesuai pada model ini didasarkan pada plot *Autocorrelation Function* (ACF) dan *Partial Autocorrelation Function* (PACF) dari N_t .

Dalam penelitian ini, model yang akan dibangun mengikuti prosedur model regresi *time series* untuk efek variasi kalender dengan asumsi tambahan bahwa data mempunyai *trend* dan pola musiman. Menurut Suhartono, Lee, dan Hamzah (2010) prosedur pembentukan modelnya adalah sebagai berikut:

1. Menentukan variabel *dummy* untuk periode variasi kalender.
Misalnya H_t menjadi variabel *dummy* untuk pada saat lebaran, H_{t-1} untuk efek sebulan sebelum lebaran, H_{t+1} adalah efek sebulan setelah lebaran.
2. Menentukan variabel yang menyatakan pola *trend* dan musiman.

Persamaan untuk *trend* linear:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t \quad (2.31)$$

Persamaan untuk pola musiman:

$$Y_t = \beta_1 M_{1t} + \beta_2 M_{2t} + \dots + \beta_s M_{st} \quad (2.32)$$

3. Melakukan estimasi model.

$$Y_t = \delta t + \beta_1 M_{1t} + \beta_2 M_{2t} + \dots + \beta_s M_{st} + \gamma_1 H_{t-1} + \gamma_2 H_t + \gamma_3 H_{t+1} + N_t \quad (2.33)$$

4. Melakukan pemeriksaan diagnostik pada residual N_t . Apabila N_t belum *white noise* maka *lag* yang signifikan berdasarkan plot ACF dan PACF N_t ditambahkan sebagai variabel independen.
5. Melakukan estimasi model efek variasi kalender, tren, dan lag yang signifikan.

$$Y_t = \beta_0 + \delta t + \beta_1 M_{1t} + \dots + \beta_s M_{st} + \gamma_1 H_{t-1} + \gamma_2 H_t + \gamma_3 H_{t+1} + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + a_t \quad (2.34)$$

dengan a_t merupakan proses yang *white noise*.

6. Melakukan eliminasi parameter-parameter yang tidak signifikan menggunakan metode *backward elimination* dan melakukan estimasi ulang model.

2.5 Model Variasi Kalender Berbasis ARIMAX

Suatu data *time series* sering kali ditemukan pada data yang berkaitan dengan ekonomi maupun bisnis, data-data tersebut biasanya dalam bentuk bulanan dan ada suatu peristiwa yang mempengaruhi pola data pada bulan-bulan tertentu, menurut (Liu, 1986) efek tersebut disebut efek variasi kalender. Menurut (Cryer & Chan, 2008), model ARIMA dengan tambahan variabel *dummy* disebut model ARIMAX. Variabel yang dimaksud disini adalah variabel *dummy* untuk efek variasi kalender saja atau variabel *dummy* untuk efek variasi kalender dan efek *deterministic trends*. Sehingga, terdapat dua model ARIMAX yaitu dengan *stochastic trends* dan model ARIMAX dengan *deterministic trends*. Model ARIMAX dengan *stochastic trends* perlu melakukan *differencing* musiman atau non musiman, dan Model ARIMAX dengan *deterministic trends* tanpa melakukan *differencing*. Model ARIMAX dengan *stochastic trends* diberikan persamaan sebagai berikut

$$Y_t = \beta_1 M_{1t} + \beta_2 M_{2t} + \dots + \beta_s M_{st} + \gamma_1 H_{t-1} + \gamma_2 H_t + \gamma_3 H_{t+1} + \frac{\theta_q(B)\Theta_Q(B^S)}{\phi_p(B)\Phi_P(B^S)(1-B)^d(1-B^S)^D} a_t \quad (2.35)$$

sedangkan Model ARIMAX dengan *deterministic trend* sebagai berikut

$$Y_t = \delta + \beta_1 M_{1t} + \beta_2 M_{2t} + \dots + \beta_s M_{st} + \gamma_1 H_{t-1} + \gamma_2 H_t + \gamma_3 H_{t+1} + \frac{\theta_q(B)\Theta_Q(B^S)}{\phi_p(B)\Phi_P(B^S)} a_t \quad (2.36)$$

Langkah-langkah pemodelan ARIMAX dengan efek variasi kalender, adalah sebagai berikut (Lee & Suhartono, 2010).

1. Menentukan variabel *dummy* berdasarkan periode variasi kalender.
2. Melakukan pemodelan regresi dengan persamaan:

$$Y_t = \delta + \beta_1 M_{1t} + \beta_2 M_{2t} + \dots + \beta_s M_{st} + \gamma_1 H_{t-1} + \gamma_2 H_t + \gamma_3 H_{t+1} + N_t \quad (2.37)$$
3. Untuk mendapatkan model N_t digunakan model ARIMA
4. Orde model ARIMA yang didapatkan pada langkah 3 digunakan untuk memodelkan data asli dan variabel *dummy* untuk efek variasi kalender sebagai input variabel secara simultan pada persamaan (2.35) dan (2.36) untuk model tren stokastik dan model tren deterministik.
5. Melakukan uji signifikansi parameter dan melakukan pemeriksaan dignostik sampai proses menunjukkan stasioneritas dan a_t telah *white noise* serta berdistribusi normal.
6. Melakukan pemilihan model terbaik berdasarkan nilai MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*) terkecil.

2.6 Uji Signifikansi Parameter

Pengujian parameter yang digunakan di dalam model ARIMAX dilakukan untuk mengetahui apakah variabel-variabel yang digunakan di dalam model merupakan variabel yang berpengaruh signifikan terhadap data *time series* yang dianalisis. Misalkan pengujian dilakukan untuk mengetahui signifikansi

parameter MA (θ), maka hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \theta_i = 0$$

$$H_1 : \theta_i \neq 0, i=1,2,\dots,q$$

Statistik uji :

$$t = \frac{\hat{\theta}_i}{SE(\hat{\theta}_i)} \quad (2.38)$$

Tolak H_0 jika $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2, n-k}$ dengan k adalah banyaknya parameter atau tolak H_0 jika p -value kurang dari nilai α (Bowerman & O'Connell, 1993).

2.7 Uji Kesesuaian Model

Suatu proses a_t dapat dikatakan *white noise process* (proses yang bebas dan identik) jika bentuk peubah acak yang berurutan tidak terdapat korelasi dan mengikuti distribusi tertentu. Pengujian untuk memeriksa sifat *white noise* dari residual dapat menggunakan statistik uji Ljung-Box, dengan hipotesis berikut (Wei, 2006).

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

$$H_1 : \rho_k \neq 0, k = 1, 2, \dots, K$$

Untuk menguji H_0 , statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut.

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_k^2}{(n-k)} \quad (2.39)$$

H_0 ditolak jika $Q \geq \chi_{\alpha, K-p-q}^2$, dimana p dan q adalah order dari model ARIMA (p, d, q). $\hat{\rho}_k$ adalah *autocorrelation function* dari residualnya.

Selain pemeriksaan *white noise* untuk residual, pemeriksaan diagnostik lainnya adalah uji asumsi normalitas. Uji normalitas dilakukan dengan uji Kolmogorov-Smirnov. Hipotesis untuk uji Kolmogorov-Smirnov sebagai berikut.

$$H_0 : F(x) = F_0(x)$$

$$H_1 : F(x) \neq F_0(x)$$

Statistik uji untuk menguji H_0 sebagai berikut

$$D = \text{Sup}_x |S(x) - F_0(x)| \quad (2.40)$$

dimana,

$S(x)$: nilai distribusi kumulatif dari data sampel

$F_0(x)$: nilai distribusi kumulatif dari distribusi normal

Tolak H_0 apabila $D_{hitung} > D_{(1,\alpha,n)}$ dimana α adalah tingkat signifikansi dan n adalah ukuran sampel (Daniel, 2000).

2.8 Penaksiran Parameter Model Variasi Kalender

Bentuk umum model variasi kalender dapat dilihat pada persamaan (2.41).

$$Y_t = \delta + \beta_1 M_{1t} + \beta_2 M_{2t} + \dots + \beta_s M_{st} + \gamma_1 H_{t-1} + \gamma_2 H_t + \gamma_3 H_{t+1} + N_t \quad (2.41)$$

Langkah selanjutnya adalah melakukan penaksiran parameter δ , β , dan γ dengan cara meminimumkan jumlah kuadrat *error* sehingga persamaan matriksnya dapat dilihat pada persamaan (2.42).

$$\begin{aligned} \mathbf{Y} &= \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \\ \boldsymbol{\varepsilon} &= \mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \end{aligned} \quad (2.42)$$

Dimana

\mathbf{Y} adalah vektor amatan yang berukuran $(n \times 1)$,

\mathbf{X} adalah matriks yang berukuran $(n \times p)$ yang diketahui,

\mathbf{B} adalah vektor parameter yang berukuran $(p \times 1)$,

$\boldsymbol{\varepsilon}$ adalah vektor galat yang berukuran $(n \times 1)$.

Dengan jumlah kuadrat *error* pada persamaan (2.43).

$$\boldsymbol{\varepsilon}'\boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_1 & \boldsymbol{\varepsilon}_2 & \dots & \boldsymbol{\varepsilon}_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_1 \\ \boldsymbol{\varepsilon}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\varepsilon}_n \end{bmatrix} = \boldsymbol{\varepsilon}_1^2 + \boldsymbol{\varepsilon}_2^2 + \dots + \boldsymbol{\varepsilon}_n^2 = \boldsymbol{\varepsilon}'\boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.43)$$

$$\begin{aligned}
\varepsilon'\varepsilon &= (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \\
&= (\mathbf{Y}' - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}')(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \\
&= (\mathbf{Y}'\mathbf{Y}) - (\mathbf{Y}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) - (\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y}) + (\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \\
&= (\mathbf{Y}'\mathbf{Y}) - 2(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y}) + (\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})
\end{aligned} \tag{2.44}$$

Matriks $(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y})$ adalah suatu matriks berukuran 1×1 , atau suatu skalar, yang putarannya $(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y})' = (\mathbf{Y}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})$ yang harus mempunyai nilai yang sama. Langkah selanjutnya yaitu menurunkan jumlah kuadrat *error* terhadap $\boldsymbol{\beta}$ pada persamaan (2.44) untuk memperoleh estimasi parameter dari δ , β , dan γ .

$$\begin{aligned}
\frac{\partial(\varepsilon'\varepsilon)}{\partial\boldsymbol{\beta}} &= \frac{\partial(\mathbf{Y}'\mathbf{Y})}{\partial\boldsymbol{\beta}} - \frac{2\partial(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y})}{\partial\boldsymbol{\beta}} + \frac{\partial(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{\partial\boldsymbol{\beta}} = 0 \\
&= 0 - \frac{2\partial(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y})}{\partial\boldsymbol{\beta}} + \frac{\partial(\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{\partial\boldsymbol{\beta}} = 0 \\
0 &= -2\mathbf{X}'\mathbf{Y} + 2\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} \\
0 &= \mathbf{X}'\mathbf{Y} + \mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} \\
\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} &= \mathbf{X}'\mathbf{Y} \\
(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})\hat{\boldsymbol{\beta}} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} \\
\mathbf{I}\hat{\boldsymbol{\beta}} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} \\
\hat{\boldsymbol{\beta}} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}
\end{aligned} \tag{2.45}$$

2.9 Pemilihan Model Terbaik

Pada analisis *time series*, ada kemungkinan bahwa ada lebih dari satu model yang parameternya signifikan dan memenuhi asumsi residual *white noise* maupun berdistribusi normal. Untuk itu diperlukan suatu kriteria tertentu untuk dapat menentukan model yang akan digunakan. Pada penelitian ini penentuan model terbaik dengan menggunakan MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*). Perhitungan MAPE untuk data *out-sample* adalah sebagai berikut

$$\text{MAPE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right| \times 100 \% \quad (2.37)$$

Dengan n menyatakan banyaknya data yang akan dihitung residualnya. Model terbaik yang dipilih merupakan model dengan nilai MAPE terkecil.

2.9 Deteksi *Outlier*

Outlier pada data *time series* merupakan kejadian mengakibatkan pengamatan tersebut berbeda dengan pengamatan yang lain. Pengaruh dari *outlier* pada data dapat membuat keputusan dan kesimpulan menjadi tidak reliabel dan tidak valid. Sehingga prosedur yang dilakukan adalah mendeteksi dan menghilangkan pengaruh dari *outlier* tersebut.

Beberapa jenis *outlier* adalah *Additive Outlier* (AO), *Innovational Outlier* (IO), *Level Shift* (LS), dan *Temporary Change* (TC). Salah satu solusi untuk mengatasi adanya *outlier* ini adalah dengan menyisipkan variabel *dummy* (I_t). Variabel ini tergantung pada jenis *outlier* yang ada.

Suatu *Additive outlier* (AO) memberikan pengaruhnya pada pengamatan ke- T , sedangkan *innovational outlier* (IO) berpengaruh pada pengamatan ke T , $T+1$, dan seterusnya. Model *outlier* umum dengan k *outlier* yang beragam dapat dituliskan sebagai

$$Z_t = \sum_{j=1}^k \beta_j v_j(B) I_t^{(T_j)} + X_t \quad (2.38)$$

Dengan

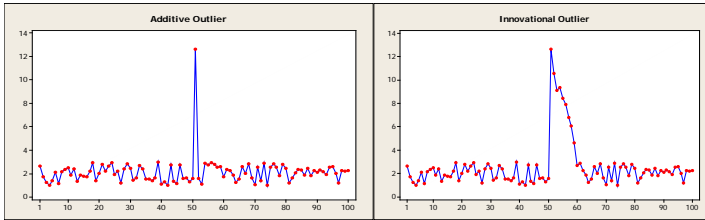
$$X_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t,$$

$$v_j(B) = \begin{cases} 1, & \text{untuk AO,} \\ \frac{\theta(B)}{\phi(B)}, & \text{untuk IO.} \end{cases}$$

$I_t^{(T)}$: Variabel *outlier* pada waktu ke-T dan dinotasikan pada persamaan (2.39).

$$I_t^{(T)} \begin{cases} 1, & t = T_j \\ 0, & t \neq T_j \end{cases} \quad (2.39)$$

Contoh bentuk plot data yang mengandung *Additive Outlier* dan *Innovational Outlier* dapat dilihat pada Gambar 2.1.



Gambar 2.1 Contoh Bentuk *Additive Outlier* dan *Innovational Outlier*

Level Shift (LS) adalah kejadian yang mempengaruhi deret pada satu waktu tertentu yang memberikan perubahan tiba-tiba dan permanen. Model *outlier Level Shift* (LS) dinyatakan sebagai berikut

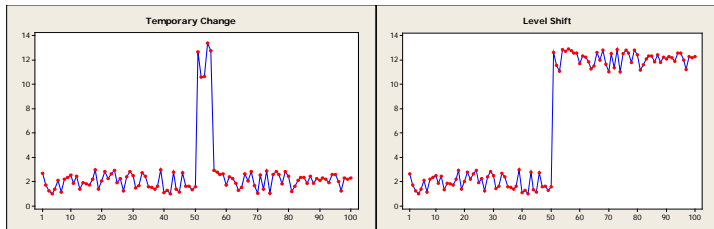
$$Z_t = X_t + \frac{1}{(1-B)} \beta I_t^{(T)} \quad (2.40)$$

Temporary Changes (TC) adalah suatu kejadian dimana *outlier* menghasilkan efek awal sebesar dilakukan β pada waktu t , kemudian secara perlahan sesuai dengan besarnya δ . Model dapat disajikan sebagai berikut

$$Z_t = X_t + \frac{1}{(1-\delta B)} \beta I_t^{(T)} \quad (2.41)$$

Pada saat $\delta = 0$ maka TC akan menjadi kasus *additive outlier* sedangkan pada saat $\delta = 1$ maka TC akan menjadi kasus *level shift* (LS).

Contoh bentuk plot data yang mengandung *Level Shift* dan *Temporary Change* dapat dilihat pada Gambar 2.2.



Gambar 2.2 Contoh Bentuk Outlier *Temporary Change* dan *Level Shift*

-Halaman Ini Sengaja Dikosongkan-

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder hasil total penjualan sepeda motor baru jenis *cub*, *matic*, dan *sport* di Kabupaten Ngawi dari Januari 2009 hingga Desember 2013 dari perusahaan “XYZ”.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah:

1. Y_{Ct} = Data total penjualan sepeda motor jenis *cub* di Kabupaten Ngawi dari bulan Januari 2009 hingga Desember 2013 sebanyak 60 data.
2. Y_{Mt} = Data total penjualan sepeda motor jenis *matic* di Kabupaten Ngawi dari bulan Januari 2009 hingga Desember 2013 sebanyak 60 data.
3. Y_{St} = Data total penjualan sepeda motor jenis *sport* di Kabupaten Ngawi dari bulan Januari 2009 hingga Desember 2013 sebanyak 60 data.
4. Variabel *dummy* efek variasi kalender adalah sebagai berikut.

Tabel 3.1 Variabel *Dummy* Efek Kalender Variasi

No	Variabel Efek Kalender Variasi	Pendefinisian Variabel
1	Efek kalender Bulan dalam satu tahun	$M_{1,t}$: Bulan Januari
		$M_{2,t}$: Bulan Februari
		$M_{3,t}$: Bulan Maret
		$M_{4,t}$: Bulan April
		$M_{5,t}$: Bulan Mei
		$M_{6,t}$: Bulan Juni
		$M_{7,t}$: Bulan Juli
		$M_{8,t}$: Bulan Agustus
		$M_{9,t}$: Bulan September
		$M_{10,t}$: Bulan Oktober
		$M_{11,t}$: Bulan Nopember
		$M_{12,t}$: Bulan Desember

2	Efek Hari Raya Idul Fitri	H_{t-1} : Bulan Sebelum Idul Fitri
		H_t : Bulan Idul Fitri
		H_{t+1} : Bulan Setelah Idul Fitri
3	Efek waktu (tren)	t

5. Variabel *dummy* pembagian periode

Tabel 3.2 Variabel *Dummy* Pembagian Periode

Variabel <i>Dummy</i>	Nilai	Keterangan
$d_{1,t}$	1	Bulan Januari 2011-Desember 2011
	0	Bulan yang lainnya
$d_{2,t}$	0	Bulan Januari 2009-Desember 2011
	1	Bulan Januari 2012-Desember 2013

6. Variabel *trend* pembagian periode ($td_{1,t}$ & $td_{2,t}$)

Struktur data dalam penelitian ini ditampilkan dalam tabel 3.2 berikut.

Tabel 3.3 Struktur Data Penelitian

Tahun	Bulan	t	Y_{Ct}	$M_{1,t}$...	$M_{12,t}$	H_{t-1}	H_t	H_{t+1}
2009	Januari	1	$Y_{c,1}$	1	...	0	0	0	0
2009	Februari	2	$Y_{c,2}$	0	...	0	0	0	0
2009	Maret	3	$Y_{c,3}$	0	...	0	0	0	0
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2013	September	57	$Y_{c,45}$	0	...	0	0	0	1
2013	Oktober	58	$Y_{c,46}$	0	...	0	0	0	0
2013	Nopember	59	$Y_{c,47}$	0	...	0	0	0	0
2013	Desember	60	$Y_{c,48}$	0	...	1	0	0	0

3.3 Langkah Penelitian

Tahapan analisis yang dilakukan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Mendeskripsikan pola penjualan sepeda motor jenis *cube*, *matic*, dan *sport* di Kabupaten Ngawi.
2. Permodelan dengan metode ARIMA
 - a) Membagi data menjadi dua bagian. Bagian awal adalah untuk pemodelan *in sampel* dengan jumlah periode adalah

60 bulan sedangkan bagian kedua digunakan untuk validasi model *out sampel* dengan periode 3 bulan.

- b) Membuat plot *time series* untuk mengetahui kestasioneran data. Apabila data sudah stasioner baik dalam varians dan *mean*, maka tidak perlu dilakukan transformasi (tidak stasioner di varians) dan *differencing* (tidak stasioner dalam *mean*).
- c) Setelah data sudah stasioner dalam *mean* dan varians, langkah selanjutnya yaitu membuat plot ACF dan PACF dari data yang sudah stasioner untuk pendugaan model ARIMA sementara yang sesuai.
- d) Melakukan pengujian signifikansi parameter model. Jika signifikan maka dilanjutkan dengan pengujian asumsi residual model, apabila tidak signifikan maka langkah pengujian dihentikan dan kembali ke pendugaan model sementara.
- e) Apabila parameter model sudah signifikan, maka langkah selanjutnya yaitu melakukan pemeriksaan diagnostik (*Diagnostic Checking*). Untuk mengetahui apakah residual memenuhi asumsi *white noise* maka dilakukan uji Ljung-Box-Pierce (LBQ) dan melakukan pengujian asumsi residual berdistribusi normal. Jika residual sudah memenuhi asumsi *white noise* dan berdistribusi normal, maka model sudah layak untuk dipakai.

Mendapatkan model bulanan penjualan motor tiap jenis dengan metode variasi kalender. Untuk mendapatkan model bulanan, tahapannya adalah sebagai berikut.

- a) Memodelkan regresi linier dengan variabel *dummy* untuk mengetahui efek variasi kalender yang signifikan terhadap model penjualan motor tiap jenis.
- b) Apabila *error* dari model regresi telah *white noise* maka model bulannannya adalah model pada langkah ke-a, namun apabila *error* dari model regresi *dummy* belum *white noise* maka dilanjutkan pada langkah ke-c.

- c) Mendapatkan model ARIMAX dengan efek variasi kalender yang signifikan.
 - d) Pemilihan model terbaik data *in sample* pada masing-masing model penjualan motor berdasarkan model ARIMAX yang terbentuk.
 - e) Melihat kebaikan ramalan model ARIMAX berdasarkan MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*) terkecil.
 - f) Melakukan pemeriksaan residual apakah sudah memenuhi asumsi *white noise* dan distribusi normal.
3. Memprediksi penjualan sepeda motor perjenis berdasarkan model terbaik.

BAB IV ANALISIS DATA DAN PEMBAHASAN

Pada bab ini dilakukan analisis terhadap jumlah penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* di Kabupaten Ngawi dimana tahap awalnya dilakukan analisis statistika deskriptif kemudian analisis *time series* dengan metode analisis yang digunakan adalah ARIMA Box-Jenkins dan ARIMAX yang bertujuan untuk mendapatkan model dan hasil ramalan terbaik.

4.1 Analisis Deskriptif

Hasil analisis deskriptif jumlah penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* di Kabupaten Ngawi pada Januari 2009 sampai dengan Desember 2013 disajikan pada Tabel 4.1, 4.2, 4.3.

Tabel 4.1 Deskriptif Penjualan Sepeda Motor Jenis *Cub*

Bulan	n	Rata-rata	StDev	Minimum	Maximum
Januari	5	586	188	394	801
Februari	5	625	197	377	900
Maret	5	755	240	468	1017
April	5	697	248	476	984
Mei	5	718	288	365	1114
Juni	5	633	259	376	941
Juli	5	872	226	654	1163
Agustus	5	861	353	502	1284
September	5	771	256	416	1047
Oktober	5	679	347	369	1253
Nopember	5	640	224	411	877
Desember	5	720	224	528	1048
Sebelum Lebaran	5	925	295	654	1284
Lebaran	5	769	231	502	1047
Setelah Lebaran	5	764	308	416	1253

Penjualan sepeda motor jenis *cub* di Kabupaten Ngawi rata-rata memiliki penjualan tertinggi pada saat satu bulan sebelum lebaran Idul Fitri sebesar 925 unit sepeda motor jenis *cub* pertahun. Hal ini di karenakan mayoritas masyarakat di Kabupaten Ngawi beragama Islam. Penjualan sepeda motor jenis

cub tertinggi kedua terjadi pada bulan Juli sebesar 872 unit sepeda motor *cub* pertahun.

Tabel 4.2 Deskriptif Penjualan Sepeda Motor Jenis *Matic*

Bulan	n	Rata-rata	StDev	Minimum	Maximum
Januari	5	580	233	364	976
Februari	5	681	288	410	1106
Maret	5	780	260	477	1188
April	5	735	356	436	1354
Mei	5	853	441	436	1414
Juni	5	800	355	444	1253
Juli	5	1077	617	568	2152
Agustus	5	869	452	491	1616
September	5	932	407	540	1539
Oktober	5	765	284	524	1240
Nopember	5	797	400	220	1352
Desember	5	1079	381	641	1559
Sebelum Lebaran	5	1070	624	537	2152
Lebaran	5	844	453	491	1616
Setelah Lebaran	5	922	408	589	1539

Untuk rata-rata penjualan sepeda motor jenis *matic* pertahun tertinggi terjadi pada saat bulan Desember sebanyak 1079 unit sepeda motor jenis *matic* pertahun. Sedangkan penjualan sepeda motor jenis *matic* terbanyak kedua terjadi pada saat bulan Juli sebanyak 1077 unit sepeda motor jenis *matic* pertahun. Hal ini diduga berkaitan dengan tahun ajaran baru dari jenjang pendidikan menengah sampai perguruan tinggi, dimana permulaan tahun ajaran baru adalah bulan Juli-Agustus.

Tabel 4.3 menunjukkan bahwa rata-rata penjualan sepeda motor jenis *sport* pertahun di Kabupaten Ngawi paling tinggi terjadi pada satu bulan sebelum lebaran yaitu sebesar 362 unit sepeda motor jenis *sport*. Hal ini menunjukkan pada saat satu bulan sebelum bulan hari raya Idul Fitri sebagian besar masyarakat Kabupaten Ngawi membeli sepeda motor jenis *sport* lebih banyak dibandingkan dengan saat bulan lebaran hari raya Idul Fitri dan satu bulan setelah bulan hari raya Idul Fitri. Sedangkan penjualan sepeda motor jenis *sport* terbesar kedua terjadi pada bulan Juli-Agustus. Hal ini diduga berkaitan dengan

tahun ajaran baru dari jenjang pendidikan menengah sampai perguruan tinggi, dimana permulaan tahun ajaran baru adalah bulan Juli-Agustus.

Tabel 4.3 Deskriptif Penjualan Sepeda Motor Jenis *Sport*

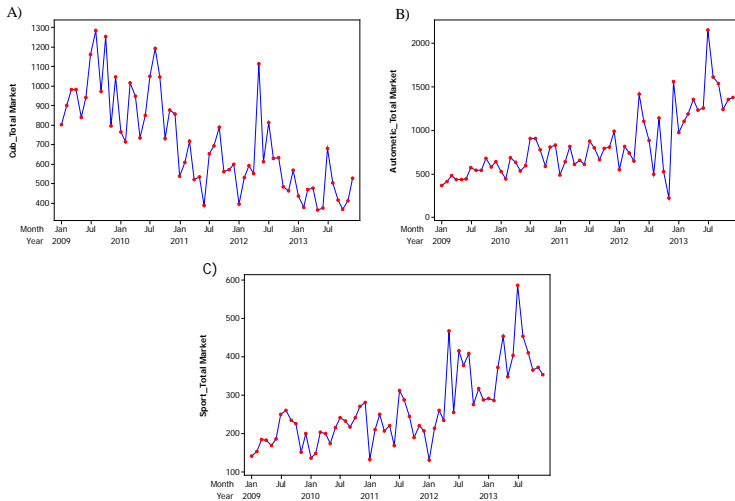
Bulan	n	Rata-rata	StDev	Minimum	Maximum
Januari	5	166	70	131	291
Februari	5	202	56	148	286
Maret	5	254	74	185	373
April	5	255	113	183	454
Mei	5	276	130	168	468
Juni	5	246	94	169	403
Juli	5	361	144	241	587
Agustus	5	322	91	233	453
September	5	303	98	217	411
Oktober	5	259	67	190	365
Nopember	5	290	58	221	373
Desember	5	266	64	200	353
Sebelum Lebaran	5	362	144	233	587
Lebaran	5	314	100	217	453
Setelah Lebaran	5	306	95	225	411

4.2 Pemodelan Penjualan Sepeda Motor Jenis *cup*, *matik* dan *sport* dengan Metode ARIMA

Dalam melakukan pemodelan ARIMA, dilakukan analisis terhadap penjualan sepeda motor honda jenis *cup*, *matik*, dan *sport* sehingga didapatkan model ARIMA pada penjualan sepeda motor masing-masing jenis.

4.2.1 Identifikasi Model ARIMA

Dalam identifikasi model sementara yang perlu dilakukan adalah melihat pola data pada plot *time series* dan plot ACF dan PACF untuk melihat apakah sudah stasioner atau belum. Selain itu, uji stasioneritas juga dapat menggunakan uji *unit root*. Uji *unit root* yang digunakan adalah *Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test*, Berikut adalah plot *time series* sepeda motor jenis *cup*, *matik*, dan *sport*.



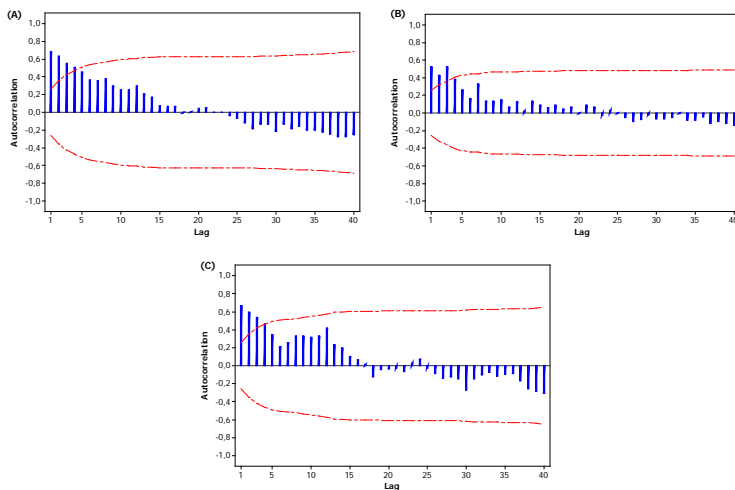
Gambar 4.1 Time Series Plot data Penjualan Sepeda Motor *Cub* (A), *matic* (B), dan *sport* (C)

Berdasarkan plot *time series* pada Gambar 4.1 penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* dapat dilihat bahwa data belum stasioner dalam *mean*. Dari ketiga pola data tersebut diduga penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* tidak mempunyai efek musiman (*seasonal*). Untuk memeriksa stasioneritas dalam varians, digunakan transformasi Box-Cox. Berikut adalah hasil pemeriksaan stasioneritas dalam varians.

Tabel 4.4 Hasil Pemeriksaan Stasioneritas Varians

Jenis Sepeda Motor	Transformasi	Kesimpulan
<i>Cub</i>	Y_{ct} (transformasi $\ln(Y_{ct})$)	Data tidak stasioner dalam varians
<i>Matic</i>	Y_{mt} (transformasi $\ln(Y_{mt})$)	Data tidak stasioner dalam varians
<i>Sport</i>	Y_{st} (transformasi $\ln(Y_{st})$)	Data tidak stasioner dalam varians

Berdasarkan Tabel 4.4 didapatkan hasil bahwa semua data penjualan sepeda motor baik jenis *cub*, *matic*, dan *sport* belum stasioner dalam varians, sehingga untuk data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* perlu dilakukan transformasi dengan (\ln). Selanjutnya, stasioneritas data dalam *mean* dilihat berdasarkan struktur ACF Pada Gambar 4.2.



Gambar 4.2 Plot ACF data Penjualan Sepeda Motor *Cub* (A), *matic* (B), dan *sport* (C)

Berdasarkan plot ACF data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* pada Gambar 4.2 dapat dilihat bahwa data bergerak turun lambat. Hal ini menunjukkan bahwa data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* belum stasioner dalam *mean*. Untuk memperkuat analisis, selanjutnya dilakukan pengujian *unit root* menggunakan *ADF test*. Hasil pengujian menggunakan *ADF test* dapat dilihat pada Tabel 4.5.

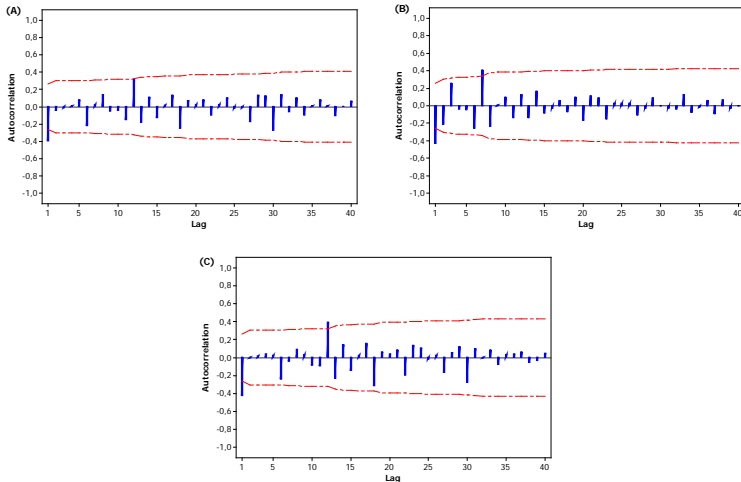
Tabel 4.5 Hasil Pengujian *ADF Test*

Jenis Sepeda Motor	τ	<i>P-value</i>	Kesimpulan
<i>Cub</i>	-2,04	0,2702	Belum stasioner
<i>Matic</i>	-2,82	0,0623	Belum stasioner
<i>Sport</i>	-2,30	0,1767	Belum stasioner

Tabel 4.5 menunjukkan bahwa data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* tidak stasioner dalam *mean*. Berdasarkan plot *time series*, plot ACF, dan *ADF test* dapat disimpulkan bahwa data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* tidak stasioner dalam *mean*. Oleh karena itu, perlu

melakukan *differencing* pada data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* pada lag 1. Hasil dari proses *differencing* secara regular menunjukkan bahwa kondisi data sudah stasioner dalam *mean*. Plot ACF data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* yang sudah dilakukan proses *differencing* dapat dilihat pada Gambar 4.3, sehingga dapat disimpulkan bahwa data bergerak turun cepat dan sudah stasioner dalam *mean*.

Langkah selanjutnya adalah menentukan orde lag AR dan MA dari plot ACF dan PACF data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* yang sudah stasioner dalam *mean* dan varians. Plot ACF dan PACF dari data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* yang sudah stasioner dapat dilihat masing-masing pada Gambar 4.3 dan Gambar 4.4. sehingga akan diperoleh model dugaan sementara dari masing-masing data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* yang sudah stasioner tersebut.



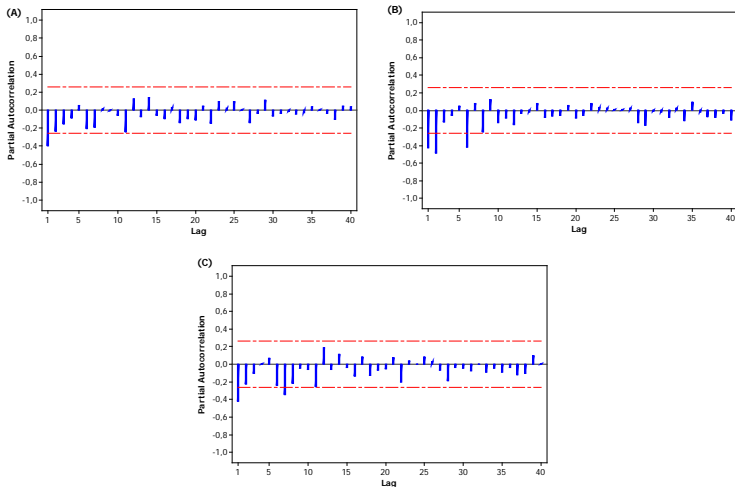
Gambar 4.3 Plot ACF data Penjualan Sepeda Motor *Cub* (A), *matic* (B), dan *sport* (C)

Berdasarkan plot ACF pada Gambar 4.3 dapat diketahui bahwa pada penjualan sepeda motor jenis *cub* mengalami *cut off*

pada lag 1. Untuk ACF pada penjualan sepeda motor jenis *matic* mengalami *cut off* pada lag 1 dan 7. Sedangkan pada penjualan sepeda motor jenis *sport* plot ACF mengalami *cut off* pada lag 1 dan 12.

Berdasarkan plot PACF pada Gambar 4.4 dapat diketahui bahwa PACF pada penjualan sepeda motor jenis *cub* mengalami *cut off* pada lag 1. Untuk PACF pada penjualan sepeda motor jenis *matic* mengalami *cut off* pada lag 1, 2, dan 6. Sedangkan pada penjualan sepeda motor jenis *sport* plot PACF mengalami *cut off* pada lag 1 dan 7.

Dugaan model sementara berdasarkan hasil plot ACF dan PACF dapat diketahui bahwa untuk model ARIMA penjualan sepeda motor jenis *cub* adalah ARIMA(0,1,1), model ARIMA penjualan sepeda motor jenis *matic* adalah ARIMA([1,2,6],1,1), sedangkan model ARIMA penjualan sepeda motor jenis *sport* adalah ARIMA(0,1,[1,12]),



Gambar 4.4 Plot PACF Data Penjualan Sepeda Motor *Cub* (A), *matic* (B), dan *sport* (C)

4.2.2 Estimasi dan Pengujian Signifikansi Parameter

Setelah dilakukan identifikasi model untuk mendapatkan model dugaan sementara peramalan penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* maka dilakukan pengujian parameter pada Tabel 4.6 untuk menunjukkan apakah parameter sudah signifikan terhadap model atau layak untuk dimasukkan model.

Tabel 4.6 Uji Signifikansi Parameter Model ARIMA

Variabel	Model	Parameter	Estimate	t Value	P-value
Jenis <i>Cub</i>	ARIMA(0,1,1)	θ_1	0,609	5,83	<0,0001
Jenis <i>Matic</i>	ARIMA([1,2,6],1,1)	θ_1	-0,571	-3,35	0,0015
		ϕ_1	-0,975	-7,17	<0,0001
		ϕ_2	-0,565	-5,69	<0,0001
		ϕ_6	-0,313	-3,49	0,0010
Jenis <i>Sport</i>	ARIMA(0,1,[1,12])	θ_1	0,649	9,05	<0,0001
		θ_{12}	-0,397	-5,17	<0,0001

Berdasarkan hasil uji signifikansi parameter model ARIMA untuk penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* didapatkan model untuk penjualan sepeda motor jenis *cub* adalah ARIMA (0,1,1), sedangkan untuk model jenis *matic* adalah ARIMA ([1,2,6],1,1) dan untuk model jenis *sport* adalah ARIMA (0,1,[1,12]). Karena semua parameter telah signifikan yang mana *p-value* kurang dari taraf signifikansi *alpha* 5%.

4.2.3 Pemeriksaan Diagnostik

Setelah semua parameter signifikan, selanjutnya dilakukan pemeriksaan diagnostik dengan memeriksa residual memenuhi asumsi *white noise* dan berdistribusi normal. Pengujian asumsi *white noise* untuk sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* masing-masing dapat dilihat pada Tabel 4.7, 4.8 dan 4.9.

Tabel 4.7 Pengujian Ljung-Box untuk Sepeda Motor Jenis *Cub*

Sampai Lag	Chi-Square	Derajat Bebas (db)	$\chi^2_{0,05,db}$	P-value
6	4,58	5	11,070	0,4695
12	12,11	11	19,675	0,3553
18	17,88	17	27,587	0,3963
24	22,50	23	35,172	0,4903

Tabel 4.8 Pengujian Ljung-Box untuk Sepeda Motor Jenis *Matic*

Sampai Lag	<i>Chi-Square</i>	Derajat Bebas (db)	$\chi^2_{0,05;db}$	<i>P-value</i>
6	3,19	2	5,991	0,2024
12	6,32	8	15,507	0,6118
18	8,22	14	23,685	0,8774
24	12,08	20	36,415	0,9132

Tabel 4.9 Pengujian Ljung-Box untuk Sepeda Motor Jenis *Sport*

Sampai Lag	<i>Chi-Square</i>	Derajat Bebas (db)	$\chi^2_{0,05;db}$	<i>P-value</i>
6	5,00	4	9,488	0,2869
12	7,99	10	18,307	0,6298
18	14,97	16	26,296	0,5267
24	23,04	22	33,924	0,3996

Berdasarkan pengujian asumsi *white noise*, didapatkan hasil bahwa asumsi residual *white noise* terpenuhi karena statistik uji *chi-square* lebih besar dari nilai $\chi^2_{0,05;db}$ atau *p-value* yang lebih besar dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$.

Setelah diperoleh model yang telah *white noise* maka langkah selanjutnya melakukan pengujian normalitas dari residual. Pengujian normalitas dengan menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov*. Berikut adalah hasil pengujian normalitas masing-masing residual.

Tabel 4.10 Uji Normalitas Residual

Variabel	Statistik KS	<i>P-value</i>	Kesimpulan
Jenis <i>Cub</i>	0,062863	>0,1500	Residual normal
Jenis <i>Matic</i>	0,090397	>0,1500	Residual normal
Jenis <i>Sport</i>	0,076117	>0,1500	Residual normal

Berdasarkan hasil pengujian normalitas residual, dapat dilihat bahwa residual pada variabel penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* telah memenuhi asumsi distribusi normal. Setelah semua asumsi residual telah terpenuhi, selanjutnya persamaan model ARIMA masing-masing jenis sepeda motor yang diperoleh dapat dituliskan dalam persamaan matematis berikut.

$$Y_{C,t} = Y_{C,t-1} - 0,60867a_{1,t-1} + a_t \quad (4.1)$$

$$Y_{M,t} = Y_{M,t-1} - 0,97428(Y_{M,t-1} - Y_{M,t-2}) - 0,56503(Y_{M,t-2} - Y_{M,t-3}) + (4.2) \\ - 0,31309(Y_{M,t-6} - Y_{M,t-7}) + 0,5713a_{2,t-1} + a_t$$

$$Y_{S,t} = Y_{S,t-1} - 0,64869a_{3,t-1} + 0,39696a_{3,t-12} + a_t \quad (4.3)$$

Dari persamaan (4.1) maka dapat diketahui bahwa penjualan sepeda motor jenis *cub* periode t dipengaruhi oleh penjualan sepeda motor jenis *cub* 1 bulan yang lalu ($t-1$), dipengaruhi kesalahan penjualan pada saat ini dan dipengaruhi kesalahan penjualan satu bulan sebelumnya. Sedangkan pada persamaan (4.2) dapat diinterpretasikan bahwa penjualan sepeda motor jenis *matic* periode t dipengaruhi oleh penjualan 1 bulan lalu ($t-1$), 2 bulan lalu ($t-2$), 3 bulan lalu, 6 bulan lalu ($t-6$) dan 7 bulan ($t-7$) lalu dan dipengaruhi kesalahan penjualan saat ini dan satu bulan sebelumnya. Untuk persamaan (4.3) dapat disimpulkan bahwa penjualan sepeda motor jenis *sport* tiap bulannya dipengaruhi oleh penjualan 1 bulan lalu ($t-1$) dan dipengaruhi oleh kesalahan pada saat ini, satu bulan sebelumnya dan 12 bulan sebelumnya. Model pada persamaan (4.1), (4.2) dan (4.3) tersebut memiliki nilai kriteria kebaikan model seperti pada Tabel 4.11.

Tabel 4.11 Kriteria Kebaikan Model

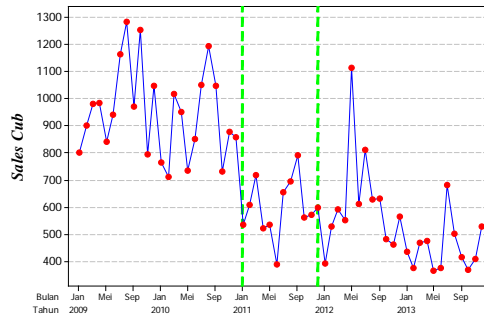
Variabel	AIC	MAPE
<i>Cub</i>	-2,88825	52,56176
<i>Matic</i>	31,23298	12,6176
<i>Sport</i>	-8,41235	23,32177

4.3 Pemodelan Penjualan Sepeda Motor Jenis *Cub*, *matic* dan *sport* dengan Metode ARIMAX

Pembahasan pada penelitian ini adalah memperoleh model peramalan penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* di Kabupaten Ngawi.

4.3.1 Pemodelan Penjualan Sepeda Motor *Cub*

Langkah awal sebelum melakukan analisis, perlu membuat *time series plot* pada data penjualan bulanan sepeda motor jenis *cub* di Kabupaten Ngawi yang di tampilkan pada Gambar 4.5.



Gambar 4.5 Time Series Plot Penjualan Cub di Ngawi

Time series plot pada Gambar 4.5 terdapat dua periode yang mempunyai pola yang berbeda. Periode pertama yaitu mulai dari bulan Januari 2009 hingga bulan Desember 2010 yang memiliki pola yang stabil. Periode kedua yaitu mulai dari bulan Januari 2011 hingga bulan Desember 2012 yang memiliki pola menurun jika dibandingkan dengan periode pertama. Sementara pada periode ketiga yaitu mulai dari bulan Januari 2013 hingga bulan Desember 2013 yang menggambarkan pola datanya cenderung sama dengan pada periode pertama.

Langkah selanjutnya yang dilakukan untuk melakukan peramalan dengan metode ARIMAX adalah membuat model regresi antara variabel penjualan sepeda motor masing-masing jenis dengan seluruh variabel *dummy* yang diduga mempengaruhi penjualan sepeda motor tersebut. Hasil model regresi *dummy* dapat dilihat pada persamaan (4.4).

$$\begin{aligned}
 Y_{Ct} = & 852,93M_{1,t} + 903,31M_{2,t} + 1044,7M_{3,t} + 997,48M_{4,t} + \\
 & 1029,7M_{5,t} + 956,85M_{6,t} + 1137,3M_{7,t} + 1160,9M_{8,t} + \\
 & 1129M_{9,t} + 1048,2M_{10,t} + 1003,6M_{11,t} + 1112M_{12,t} - 7,45t + \\
 & 115,88H_{t-1} - 41,65d_{1,t} + 191,86d_{2,t} - 5,72td_{1,t} - 6,99td_{2,t} + \quad (4.4)
 \end{aligned}$$

Hasil uji signifikansi parameter dari model regresi *dummy* lengkap pada data penjualan sepeda motor jenis *cub* di Kabupaten Ngawi dapat dilihat pada Tabel 4.13.

Tabel 4.13 Uji Signifikansi Parameter Model Regresi Jenis *Cub*

Parameter	Koefisien	Std Error	t Value	P-value
β_1	852,93	71,87	11,87	<0,0001
β_2	903,31	72,43	12,47	<0,0001
β_3	1044,7	73,18	14,28	<0,0001
β_4	997,48	74,12	13,46	<0,0001
β_5	1029,7	75,24	13,69	<0,0001
β_6	956,85	76,53	12,50	<0,0001
β_7	1137,3	91,31	12,46	<0,0001
β_8	1160,9	85,58	13,56	<0,0001
β_9	1129	81,36	13,88	<0,0001
β_{10}	1048,2	83,25	12,59	<0,0001
β_{11}	1003,6	85,27	11,77	<0,0001
β_{12}	1112	87,41	12,72	<0,0001
τ	-7,45	3,97	-1,87	0,0678
γ_1	115,88	80,57	1,44	0,1578
δ_1	-41,65	364,06	-0,11	0,9095
δ_2	191,86	195,34	0,98	0,3316
λ_1	-5,71	11,95	-0,48	0,6353
λ_2	-6,99	5,21	-1,34	0,1862

Dari Tabel 4.13 diperoleh informasi bahwa terdapat parameter yang tidak signifikan, sehingga variabel yang tidak signifikan perlu dikeluarkan dari model dengan menggunakan metode *backward elimination*. Setelah dihilangkan variabel yang tidak signifikan, maka diperoleh model regresi terbaik pada persamaan (4.5).

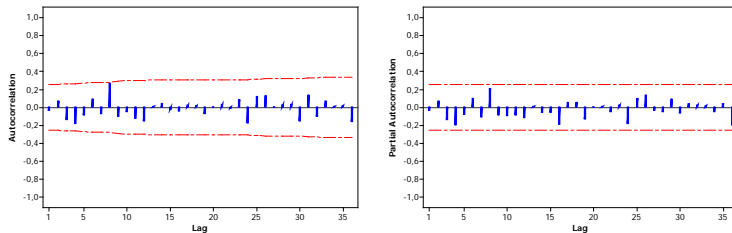
$$\begin{aligned}
 Y_{Ct} = & 896,49M_{1,t} + 947,89M_{2,t} + 1090,3M_{3,t} + 1044,11M_{4,t} + \\
 & 1077,3M_{5,t} + 1005,5M_{6,t} + 1256,5M_{7,t} + 1257,9M_{8,t} + \\
 & 1180,7M_{9,t} + 1100,9M_{10,t} + 1057,3M_{11,t} + 1166,7M_{12,t} + \\
 & -11,48t - 4,64td_{1,t} + N_t
 \end{aligned}
 \tag{4.5}$$

Setelah menemukan model terbaik langkah selanjutnya adalah melakukan pemeriksaan apakah residual dari model (4.5) sudah memenuhi asumsi *white noise* atau belum. Pemeriksaan asumsi *white noise* menggunakan uji *Ljung-Box* yang dapat dilihat pada Tabel 4.14 atau dilakukan dengan cara melihat dari plot ACF dan PACF pada residual yang ditampilkan pada Gambar 4.6.

Tabel 4.14 Uji *White Noise* (N_t)

Sampai Lag	<i>White Noise</i>			Uji Normalitas	
	<i>Chi-Square</i>	Df	<i>P-Value</i>	D	<i>P-Value</i>
6	4,84	6	0,5642	0,0818	>0.1500
12	14,31	12	0,2815		
18	14,73	18	0,6801		
24	19,15	24	0,7437		

Berdasarkan hasil uji asumsi *white noise* dapat disimpulkan bahwa residual dari model (4.5) sudah memenuhi asumsi *white noise* karena *p-value* dari semua lag lebih besar dari *alpha* (5%). Sedangkan dengan cara melihat dari plot ACF dan PACF pada Gambar 4.6 juga dapat disimpulkan bahwa sudah memenuhi asumsi *white noise* karena tidak terdapat lag yang keluar.

**Gambar 4.6** Plot ACF dan PACF dari (N_t)

Berdasarkan hasil pemeriksaan asumsi *white noise* yang dilakukan dengan uji *Ljung-Box* dan melihat dari plot ACF dan PACF dari residual maka model (4.5) tidak perlu dilanjutkan ke pemodelan ARIMA. Karena model sudah memenuhi asumsi *white noise*. Setelah melakukan pengujian asumsi *white noise* maka selanjutnya melakukan pengujian asumsi residual dari model apakah sudah berdistribusi normal atau belum. Hasil pengujian normalitas dapat dilihat pada Tabel 4.14. Dari hasil uji normalitas pada Tabel 4.14 menunjukkan bahwa telah memenuhi asumsi berdistribusi normal karena memiliki *p-value* yang lebih besar dari *alpha* (5%).

Model terbaik diperoleh setelah residual telah memenuhi asumsi *white noise* dan berdistribusi normal. Maka diperoleh model terbaik dari data penjualan sepeda motor jenis *cube* di

Kabupaten Ngawi yaitu model (4.5) dengan nilai MAPE sebesar 26,1016. Adapun uraian uji signifikansi parameter untuk model tersebut dapat dilihat pada Tabel 4.15.

Tabel 4.15 Uji Signifikansi Parameter Model Regresi Jenis *Cub*

Parameter	Koefisien	Std Error	t Value	P-value
β_1	896,49	61,01	14,70	<0,0001
β_2	947,89	61,41	15,44	<0,0001
β_3	1090,30	61,83	17,63	<0,0001
β_4	1044,10	62,26	16,77	<0,0001
β_5	1077,30	62,70	17,18	<0,0001
β_6	1005,50	63,15	15,92	<0,0001
β_7	1256,50	63,62	19,75	<0,0001
β_8	1257,90	64,10	19,62	<0,0001
β_9	1180,70	64,59	18,28	<0,0001
β_{10}	1100,90	65,09	16,91	<0,0001
β_{11}	1057,30	65,60	16,12	<0,0001
β_{12}	1166,70	66,13	17,64	<0,0001
δ	-11,48	0,95	-12,09	<0,0001
λ_1	-4,64	1,31	-3,53	0,0009

Untuk mempermudah dalam interpretasi maka dilakukan penjabaran model. Karena pola penjualan bulanan sepeda motor jenis *cub* di Kabupaten Ngawi ada 3 periode, maka model dibagi menjadi 3 periode.

Model pertama untuk periode bulan Januari 2009 hingga Desember 2010 dimana $t = (1,2,3,\dots,36)$ dapat dilihat pada persamaan (4.6).

$$\begin{aligned}
 Y_{Ct} = & 896,49M_{1,t} + 947,89M_{2,t} + 1090,3M_{3,t} + 1044,11M_{4,t} + \\
 & 1077,3M_{5,t} + 1005,5M_{6,t} + 1256,5M_{7,t} + 1257,9M_{8,t} + \\
 & 1180,7M_{9,t} + 1100,9M_{10,t} + 1057,3M_{11,t} + 1166,7M_{12,t} + \\
 & -11,48t + N_t
 \end{aligned}
 \tag{4.6}$$

Dari model (4.6) dapat terlihat bahwa variabel t yang menggambarkan periode pertama signifikan bernilai negatif. Hal tersebut menunjukkan bahwa pada periode Januari 2009 hingga Desember 2010 mengalami penurunan sepeda motor jenis *cub* sebesar 11 sepeda motor per bulan.

Model kedua untuk periode bulan Januari 2011 hingga Desember 2011 dimana $t = (37,38,39,\dots,48)$ dapat dilihat pada persamaan (4.7).

$$\begin{aligned}
 Y_{Ct} = & 896,49M_{1,t} + 947,89M_{2,t} + 1090,3M_{3,t} + 1044,11M_{4,t} + \\
 & 1077,3M_{5,t} + 1005,5M_{6,t} + 1256,5M_{7,t} + 1257,9M_{8,t} + \\
 & 1180,7M_{9,t} + 1100,9M_{10,t} + 1057,3M_{11,t} + 1166,7M_{12,t} + \\
 & - 11,48t - 4,64td_{1,t} + N_t
 \end{aligned} \tag{4.7}$$

Sementara variabel td_1 yang menggambarkan periode kedua signifikan bernilai negatif terhadap model yang artinya bila dibandingkan dengan periode pertama pada periode januari 2011 hingga desember 2011 mengalami penurunan penjualan sepeda motor jenis *cube* lagi sebesar 5 unit sepeda motor per bulan.

Model ketiga untuk periode bulan Januari 2012 hingga seterusnya dimana $t = (49,50,51,\dots)$ dapat dilihat pada persamaan (4.8).

$$\begin{aligned}
 Y_{Ct} = & 896,49M_{1,t} + 947,89M_{2,t} + 1090,3M_{3,t} + 1044,11M_{4,t} + \\
 & 1077,3M_{5,t} + 1005,5M_{6,t} + 1256,5M_{7,t} + 1257,9M_{8,t} + \\
 & 1180,7M_{9,t} + 1100,9M_{10,t} + 1057,3M_{11,t} + 1166,7M_{12,t} + \\
 & - 11,48t + N_t
 \end{aligned} \tag{4.8}$$

Sementara variabel td_2 untuk menggambarkan periode ketiga tidak signifikan terhadap model yang artinya pada periode Januari 2012 ke atas mempunyai pola peningkatan penjualan yang sama dengan periode pertama.

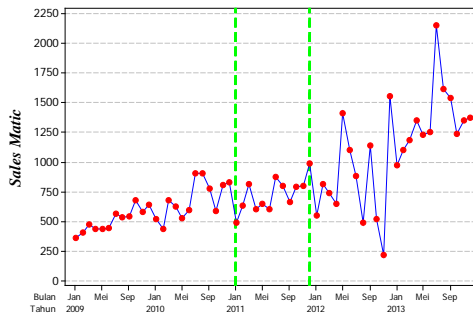
Selain itu, untuk setiap bulannya terdapat kenaikan-kenaikan yang signifikan, terlebih pada bulan Juli dan Agustus yang mempunyai pengaruh yang tinggi dibandingkan bulan lainnya. Bulan Juli mempunyai pengaruh sebesar 1.257 sepeda motor dan di bulan Agustus mempunyai pengaruh 1.258 sepeda motor yang diduga berkaitan dengan tahun ajaran baru dari jenjang pendidikan dasar hingga perguruan tinggi, sehingga penjualan sepeda motor jenis *cube* di Kabupaten Ngawi meningkat cukup besar. Penjualan sepeda motor jenis *cube* di Kabupaten

Ngawi tidak dipengaruhi oleh variasi kalender. Dari model (4.5) kita dapat melakukan peramalan penjualan sepeda motor *cube* di Kabupaten Ngawi mulai bulan Januari 2014 hingga bulan Desember 2015. Persamaan (4.9) contoh untuk mendapatkan nilai peramalan penjualan sepeda motor jenis *cube* di Kabupaten Ngawi pada bulan Januari 2014 ($t=61$).

$$\begin{aligned}
 Y_{C61} &= 896,49(1) + 947,89(0) + 1090,3(0) + 1044,11(0) + \\
 & 1077,3(0) + 1005,5(1) + 1256,5(0) + 1257,9(0) + \\
 & 1180,7(0) + 1100,9(0) + 1057,3(0) + 1166,7(0) + \\
 & -11,48(61) - 4,64(0) \qquad \qquad \qquad (4.9) \\
 & = 896,49(1) - 11,48(61) = 896,49 - 700,28 = 196,21 \approx 196
 \end{aligned}$$

4.3.2 Pemodelan Penjualan Sepeda Motor *Matic*

Langkah awal sebelum melakukan analisis pemodelan penjualan sepeda motor *matic* adalah membuat *time series plot* pada data penjualan bulanan sepeda motor jenis *matic* di Kabupaten Ngawi untuk mengetahui perubahan pola datanya yang di tampilkan pada Gambar 4.7.



Gambar 4.7 Time Series Plot Penjualan *Matic* di Ngawi

Time series plot pada Gambar 4.7 terdapat dua periode yang mempunyai pola yang berbeda. Periode pertama yaitu mulai dari bulan Januari 2009 hingga bulan Desember 2012 yang memiliki pola yang stabil. Periode kedua yaitu mulai dari bulan Januari 2012 hingga bulan Desember 2013 yang memiliki pola cenderung naik jika dibandingkan dengan periode pertama.

Kemudian melakukan regresi *dummy* terhadap penjualan sepeda motor jenis *matic*. Hasil model regresi *dummy* dapat dilihat pada persamaan (4.10).

$$\begin{aligned}
 Y_{Mt} = & 285,29M_{1,t} + 356,56M_{2,t} + 425,83M_{3,t} + 350,69M_{4,t} + \\
 & 439,16M_{5,t} + 356,23M_{6,t} + 502,22M_{7,t} + 299,05M_{8,t} + \\
 & 399,63M_{9,t} + 202,5M_{10,t} + 159,57M_{11,t} + 457,44M_{12,t} + \\
 & 18,38t + 168,79H_{t-1} - 618,04d_{1,t} + -1200,4d_{2,t} + \\
 & 13,67td_{1,t} + 21,55td_{2,t} + N_t
 \end{aligned} \tag{4.10}$$

Hasil uji signifikansi parameter dari model regresi *dummy* lengkap pada data penjualan sepeda motor jenis *matic* di Kabupaten Ngawi dapat dilihat pada Tabel 4.16.

Tabel 4.16 Uji Signifikansi Parameter Model Regresi Lengkap Jenis *Matic*

Parameter	Koefisien	Std Error	t Value	P-value
β_1	285,29	131,02	2,18	0,0351
β_2	356,56	132,03	2,7	0,0099
β_3	425,83	133,4	3,19	0,0027
β_4	350,69	135,11	2,6	0,0130
β_5	439,16	137,56	3,20	0,0026
β_6	356,23	139,52	2,55	0,0144
β_7	502,22	166,45	3,02	0,0043
β_8	299,05	156	1,92	0,0621
β_9	399,63	148,31	2,69	0,0101
β_{10}	202,5	151,76	1,33	0,1893
β_{11}	159,57	155,44	1,03	0,3105
β_{12}	457,44	159,34	2,87	0,0064
τ	18,38	7,24	2,54	0,0149
γ_1	168,79	146,88	1,15	0,2570
δ_1	-618,04	663,65	-0,93	0,3570
δ_2	-1200,4	356,09	-3,37	0,0016
λ_1	13,67	21,79	0,63	0,5337
λ_2	21,55	9,49	2,27	0,0283

Model regresi terbaik merupakan model regresi dengan menggunakan parameter yang signifikan dan berpengaruh terhadap data penjualan sepeda motor jenis *matic* di Kabupaten Ngawi. Berdasarkan Tabel 4.16 diperoleh informasi bahwa terdapat parameter yang tidak signifikan, sehingga variabel yang

tidak signifikan perlu dikeluarkan dari model dengan menggunakan metode *backward elimination*. Setelah dihilangkan variabel yang tidak signifikan, maka diperoleh model regresi terbaik pada persamaan (4.11).

$$\begin{aligned}
 Y_{Mt} = & 317,45M_{1,t} + 397,02M_{2,t} + 474,6M_{3,t} + 407,77M_{4,t} + \\
 & 504,54M_{5,t} + 429,92M_{6,t} + 685,49M_{7,t} + 456,86M_{8,t} + \\
 & 498,24M_{9,t} + 309,41M_{10,t} + 274,78M_{11,t} + 580,95M_{12,t} + \\
 & -1172,4d_{2,t} + 10,55t + 27,2td_{2,t} + N_t
 \end{aligned} \tag{4.11}$$

Adapun uraian uji signifikansi parameter untuk model (4.11) dapat dilihat pada Tabel 4.17.

Tabel 4.17 Uji Signifikansi Parameter Model Regresi Jenis *Matic*

Parameter	Koefisien	Std Error	t Value	P-value
β_1	317,45	120,55	2,63	0,0115
β_2	397,02	121,43	3,27	0,0021
β_3	474,60	122,43	3,88	0,0003
β_4	407,77	123,53	3,30	0,0019
β_5	504,54	124,75	4,04	0,0002
β_6	429,92	126,06	3,41	0,0014
β_7	685,49	127,48	5,38	<0,0001
β_8	456,86	129,00	3,54	0,0009
β_9	498,23	130,61	3,81	0,0004
β_{10}	309,41	132,31	2,34	0,0239
β_{11}	274,78	134,09	2,05	0,0463
β_{12}	580,95	135,96	4,27	<0,0001
γ_2	-1172,40	352,75	-3,32	0,0018
δ	10,55	3,82	2,76	0,0083
λ_2	27,20	7,80	3,49	0,0011

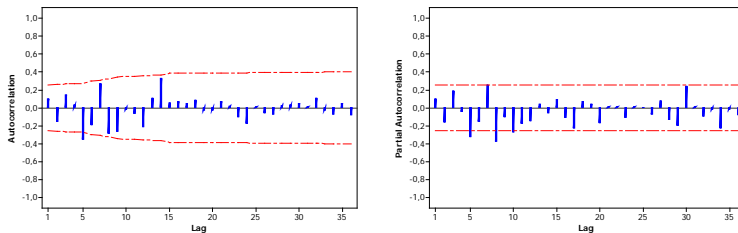
Dari Tabel 4.17 diperoleh informasi bahwa semua variabel telah signifikan karena *p-value* lebih kecil dari *alpha* (5%). Maka langkah dapat dilanjutkan ke pengujian uji asumsi residual. Pengujian asumsi yang dilakukan merupakan uji asumsi *white noise* dan uji asumsi berdistribusi normal. Pemeriksaan asumsi *white noise* menggunakan uji *Ljung-Box* yang dapat dilihat pada Tabel 4.18 atau dilakukan dengan cara melihat dari plot ACF dan PACF pada residual yang ditampilkan pada Gambar 4.8. Sedangkan untuk uji asumsi residual berdistribusi normal

dilakukan menggunakan uji *Kolmogorov* yang dapat dilihat pada Tabel 4.18.

Tabel 4.18 Uji *White Noise* dan Normalitas (N_t)

<i>White Noise</i>				Uji Normalitas	
Sampai Lag	<i>Chi-Square</i>	Df	<i>P-Value</i>	D	<i>P-Value</i>
6	14,52	6	0,0244	0,134715	<0,0100
12	34,33	12	0,0006		
18	45,61	18	0,0003		
24	50,21	24	0,0013		

Berdasarkan hasil uji asumsi *white noise* dapat disimpulkan bahwa residual dari model (4.11) belum memenuhi asumsi *white noise* karena *p-value* dari semua lag lebih kecil dari *alpha* (5%). Sedangkan dengan cara melihat dari plot ACF dan PACF pada Gambar 4.8 juga dapat disimpulkan bahwa belum memenuhi asumsi *white noise* karena masih terdapat lag yang keluar.



Gambar 4.8 Plot ACF dan PACF dari (N_t)

Residual pada model regresi *dummy* belum memenuhi asumsi *white noise* dan berdistribusi normal. Sehingga perlu dilakukan analisis lebih lanjut dengan melakukan pemodelan ARIMA pada residual data penjualan sepeda motor jenis *matic* tersebut. Sebelum melakukan pemodelan residual dengan menggunakan metode ARIMA, terlebih dahulu dilakukan identifikasi plot ACF dan PACF residual data. Plot ACF dan PACF dapat dilihat pada Gambar 4.8.

Berdasarkan informasi yang diperoleh pada plot ACF dan PACF pada Gambar 4.8 tersebut model diduga adalah model ARIMA(0,0,[5]), ARIMA([5,8,10],0,0). Setelah melakukan analisis dengan beberapa model, didapatkan hasil bahwa model

yang telah memenuhi semua asumsi adalah model ARIMA([8],0,[5]). Setelah mengetahui model residual dari data penjualan sepeda motor jenis *matic*, maka dilakukan uji signifikansi parameter model ARIMA([8],0,[5]) pada Tabel 4.19.

Tabel 4.19 Uji Signifikansi Parameter Model ARIMA Residual *Matic*

Model	Parameter	Estimate	P-value
ARIMA([8],0,[5])	θ_5	0,38457	0,0031
	ϕ_8	-0,31248	0,0303

Uji signifikansi parameter menunjukkan bahwa parameter dari model ARIMA([8],0,[5]) sudah signifikan dengan α (5%). selanjutnya dilakukan pengujian terhadap asumsi residual *white noise* dan berdistribusi normal. Hasil pengujian ditunjukkan pada Tabel 4.20. Tabel 4.20 tersebut menunjukkan bahwa sudah memenuhi asumsi *white noise* yang artinya tidak ada korelasi antara residual tersebut. Untuk uji kenormalan pada residual dari data penjualan sepeda motor jenis *matic* mempunyai nilai p -value yang lebih besar dari α (5%). Hal ini menunjukkan bahwa residual telah berdistribusi normal. Maka dari itu model ARIMA([8],0,[5]) dapat digunakan. Kemudian model tersebut digabungkan dengan model (4.11) yang disebut dengan model ARIMAX.

Tabel 4.20 Uji *White Noise* dan Normalitas dari Model ARIMA([8],0,[5])

Sampai Lag	<i>White Noise</i>			Uji Normalitas	
	<i>Chi-Square</i>	Df	<i>P-Value</i>	D	<i>P-Value</i>
6	5,86	4	0,2100	0,0972	>0,1500
12	16,76	10	0,0799		
18	24,21	16	0,0850		
24	29,82	22	0,1228		

Selanjutnya untuk model ARIMAX([8],0,[5]), $M_{1,t}$, $M_{2,t}$, $M_{3,t}$, $M_{4,t}$, $M_{5,t}$, $M_{6,t}$, $M_{7,t}$, $M_{8,t}$, $M_{9,t}$, $M_{10,t}$, $M_{11,t}$, $M_{12,t}$, $d_{2,t}$, t , $td_{2,t}$ dilakukan uji signifikansi parameter untuk mengetahui apakah parameter sudah signifikan dengan α (5%). Hasil estimasi parameter yang signifikan pada model dapat dilihat pada Tabel 4.21.

Tabel 4.21 Uji Signifikansi Parameter Model ARIMAX *Matic*

Parameter	Koefisien	Std Error	t Value	P-value
ϕ_8	-0,349	0,169	-2,07	0,0448
θ_5	0,401	0,146	2,75	0,0088
β_1	308,676	101,657	3,04	0,0041
β_2	404,392	101,688	3,98	0,0003
β_3	443,494	103,215	4,30	<0,0001
β_4	390,077	102,619	3,80	0,0004
β_5	506,097	103,731	4,88	<0,0001
β_6	444,271	107,828	4,12	0,0002
β_7	680,638	108,980	6,25	<0,0001
β_8	481,344	110,895	4,34	<0,0001
β_9	519,883	114,726	4,53	<0,0001
β_{10}	309,695	115,879	2,67	0,0106
β_{11}	312,863	117,856	2,65	0,0111
β_{12}	589,701	117,995	5,00	<0,0001
γ_2	-1275,300	261,448	-4,88	<0,0001
δ	10,705	2,295	4,67	<0,0001
λ_2	28,827	5,284	5,46	<0,0001

Tabel 4.21 menunjukkan bahwa semua parameter telah signifikan pada α (5%). Model tersebut juga telah *white noise* dan berdistribusi normal, hal ini didukung oleh Tabel 4.22.

Tabel 4.22 Uji *White Noise* dan Normalitas a_t

Sampai Lag	<i>White Noise</i>			Uji Normalitas	
	Chi-Square	Df	P-Value	D	P-Value
6	7,31	4	0,1206	0,1043	0,1007
12	17,73	10	0,0597		
18	25,47	16	0,0620		
24	30,71	22	0,1022		

Model terbaik diperoleh setelah residual telah memenuhi asumsi *white noise* dan berdistribusi normal. Maka diperoleh model terbaik adalah model (4.12) dengan nilai MAPE sebesar 26,0208.

$$\begin{aligned}
 Y_{Mt} = & 308,68M_{1,t} + 404,39M_{2,t} + 443,49M_{3,t} + 390,08M_{4,t} + \\
 & 506,1M_{5,t} + 444,27M_{6,t} + 680,64M_{7,t} + 481,34M_{8,t} + \\
 & 519,88M_{9,t} + 309,7M_{10,t} + 312,86M_{11,t} + 589,7M_{12,t} + \\
 & -1275,3d_{2,t} + 10,71t + 28,83td_{2,t} + \frac{1-0,401B^5}{1+0,349B^8}a_t \quad (4.12)
 \end{aligned}$$

Untuk mempermudah dalam interpretasi maka dilakukan penjabaran model. Karena pola penjualan bulanan sepeda motor jenis *matic* di Kabupaten Ngawi dibagi 3 periode, maka model dibagi menjadi 3 periode.

Model pertama untuk periode bulan Januari 2009 hingga Desember 2012 dimana $t = (1,2,3,\dots,48)$ dapat dilihat pada persamaan (4.13).

$$\begin{aligned}
 Y_{Mt} = & 308,68M_{1,t} + 404,39M_{2,t} + 443,49M_{3,t} + 390,08M_{4,t} + \\
 & 506,1M_{5,t} + 444,27M_{6,t} + 680,64M_{7,t} + 481,34M_{8,t} + \\
 & 519,88M_{9,t} + 309,7M_{10,t} + 312,86M_{11,t} + 589,7M_{12,t} + \\
 & 10,71t + \frac{1 - 0,401B^5}{1 + 0,349B^8} a_t
 \end{aligned} \tag{4.13}$$

Dari model (4.13) dapat terlihat bahwa variabel t yang menggambarkan periode pertama signifikan bernilai positif. Hal tersebut menunjukkan bahwa pada periode Januari 2009 hingga Desember 2010 mengalami peningkatan penjualan sepeda motor jenis *matic* sebesar 11 sepeda motor per bulan.

Model kedua untuk periode bulan Januari 2011 hingga Desember 2011 dimana $t = (37,38,39,\dots,48)$ dapat dilihat pada persamaan (4.14).

$$\begin{aligned}
 Y_{Mt} = & 308,68M_{1,t} + 404,39M_{2,t} + 443,49M_{3,t} + 390,08M_{4,t} + \\
 & 506,1M_{5,t} + 444,27M_{6,t} + 680,64M_{7,t} + 481,34M_{8,t} + \\
 & 519,88M_{9,t} + 309,7M_{10,t} + 312,86M_{11,t} + 589,7M_{12,t} + \\
 & 10,71t + \frac{1 - 0,401B^5}{1 + 0,349B^8} a_t
 \end{aligned} \tag{4.14}$$

Sementara variabel td_1 yang menggambarkan periode kedua tidak signifikan terhadap model yang artinya pada periode Januari 2011 hingga Desember 2011 mempunyai pola peningkatan penjualan sepeda motor jenis *matic* yang sama dengan periode pertama. Artinya pada periode kedua penjualan sepeda motor jenis *matic* mengalami peningkatan sebesar 11 sepeda motor per bulan.

Model ketiga untuk periode bulan Januari 2012 hingga seterusnya dimana $t = (49, 50, 51, \dots)$ dapat dilihat pada persamaan (4.15).

$$\begin{aligned}
 Y_{Mt} = & 308,68M_{1,t} + 404,39M_{2,t} + 443,49M_{3,t} + 390,08M_{4,t} + \\
 & 506,1M_{5,t} + 444,27M_{6,t} + 680,64M_{7,t} + 481,34M_{8,t} + \\
 & 519,88M_{9,t} + 309,7M_{10,t} + 312,86M_{11,t} + 589,7M_{12,t} + \\
 & -1275,3d_{2,t} + 10,71t + 28,83td_{2,t} + \frac{1-0,401B^5}{1+0,349B^8} a_t \quad (4.15)
 \end{aligned}$$

Sementara variabel td_2 yang menggambarkan periode ketiga signifikan bernilai positif terhadap model yang artinya pada periode Januari 2012 ke atas mengalami peningkatan penjualan sepeda motor jenis *matic* sebesar 29 sepeda motor per bulan.

Selain itu, untuk setiap bulannya terdapat kenaikan-kenaikan yang signifikan, terlebih pada bulan Juli yang mempunyai pengaruh yang tinggi dibandingkan bulan lainnya. Bulan Juli mempunyai pengaruh sebesar 681 sepeda motor yang diduga berkaitan dengan tahun ajaran baru dari jenjang pendidikan dasar hingga perguruan tinggi, sehingga penjualan sepeda motor jenis *matic* di Kabupaten Ngawi meningkat cukup besar. Penjualan sepeda motor jenis *matic* di Kabupaten Ngawi tidak hanya dipengaruhi oleh *trend* dan bulan, namun penjualan sepeda motor jenis *Matic* bulan ini dipengaruhi juga oleh penjualan sepeda motor jenis *Matic* delapan bulan yang lalu dan kesalahan penjualan lima bulan yang lalu. Dari model (4.12) kita dapat melakukan peramalan penjualan sepeda motor *matic* di Kabupaten Ngawi mulai bulan Januari 2014 hingga bulan Desember 2015. Untuk mempermudah mendapatkan ramalan secara *manual* maka model (4.12) dapat disederhanakan dengan mengalikan $(1+0,349\beta^8)$ pada kedua sisinya, maka diperoleh persamaan model baru yang sudah dijabarkan. Persamaan (4.16) contoh untuk mendapatkan nilai peramalan penjualan sepeda motor jenis *matic* di Kabupaten Ngawi pada bulan Januari 2014 ($t=61$).

$$\begin{aligned}
Y_{Mt} = & 308,68M_{1,t} + 107,73M_{1,t-8} + 404,39M_{2,t} + 141,13M_{2,t-8} + \\
& 443,49M_{3,t} + 154,78M_{3,t-8} + 390,08M_{4,t} + 136,14M_{4,t-8} + \\
& 506,1M_{5,t} + 176,63M_{5,t-8} + 444,27M_{6,t} + 155,05M_{6,t-8} + \\
& 680,64M_{7,t} + 237,54M_{7,t-8} + 481,34M_{8,t} + 167,99M_{8,t-8} + \\
& 519,88M_{9,t} + 181,44M_{9,t-8} + 309,7M_{10,t} + 108,09M_{10,t-8} + \\
& 312,86M_{11,t} + 109,18M_{11,t-8} + 589,7M_{12,t} + 205,81M_{12,t-8} + \\
& -1275,3d_{2,t} + 445,08d_{2,t-8} + 10,71t_t + 3,73t_{t-8} + 28,83td_{2,t} + \\
& 10,06td_{2,t-8} - 0,349Y_{mt-8} - 0,401a_{t-5} + a_t \quad (4.16)
\end{aligned}$$

Sebagai contoh untuk mendapatkan prediksi penjualan sepeda motor jenis *matic* pada bulan januari 2014 ($t=61$).

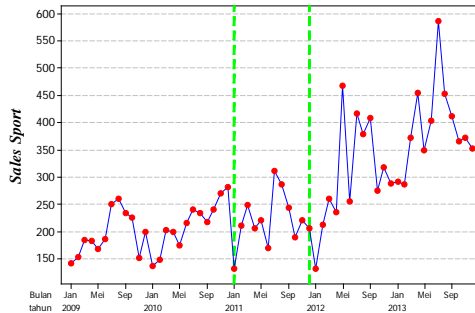
$$\begin{aligned}
Y_{m61} = & 308,68M_{1,61} + 107,73M_{1,53} + 404,39M_{2,61} + 141,13M_{2,53} + \\
& 443,49M_{3,61} + 154,78M_{3,53} + 390,08M_{4,61} + 136,14M_{4,53} + \\
& 506,1M_{5,61} + 176,63M_{5,53} + 444,27M_{6,61} + 155,05M_{6,53} + \\
& 680,64M_{7,61} + 237,54M_{7,53} + 481,34M_{8,61} + 167,99M_{8,53} + \\
& 519,88M_{9,61} + 181,44M_{9,53} + 309,7M_{10,61} + 108,09M_{10,53} + \\
& 312,86M_{11,61} + 109,18M_{11,53} + 589,7M_{12,61} + 205,81M_{12,53} + \\
& -1275,3d_{2,61} + 445,08d_{2,53} + 10,71t_{61} + 3,73t_{53} + \\
& 28,83td_{2,61} + 10,06td_{2,53} - 0,349Y_{m53} - 0,401a_{56} + a_t \quad (4.17)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
Y_{m61} = & 308,68(1) + 107,73(0) + 404,39(0) + 141,13(0) + \\
& 443,49(0) + 154,78(0) + 390,08(0) + 136,14(0) + \\
& 506,1(0) + 176,63(1) + 444,27(0) + 155,05(0) + \\
& 680,64(0) + 237,54(0) + 481,34(0) + 167,99(0) + \\
& 519,88(0) + 181,44(0) + 309,7(0) + 108,09(0) + \\
& 312,86(0) + 109,18(0) + 589,7(0) + 205,81(0) + \\
& -1275,3(1) + 445,08(1) + 10,71(61) + 3,73(53) + 28,83(61) + \\
& 10,06(53) - 0,349(1233) - 0,401(275,48)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
Y_{m61} = & 308,68(1) + 176,63(1) - 1275,3(1) + 445,08(1) + 10,71(61) + \\
& 3,73(53) + 28,83(61) + 10,06(53) - 0,349(1233) - 0,401(275,48) \\
= & 1366,96 \approx 1367
\end{aligned}$$

4.3.3 Pemodelan Penjualan Sepeda Motor *Sport*

Langkah awal sebelum melakukan analisis pemodelan penjualan sepeda motor *sport* adalah membuat *time series plot* pada data penjualan bulanan sepeda motor jenis *sport* di Kabupaten Ngawi untuk mengetahui perubahan pola datanya yang di tampilkan pada Gambar 4.9.



Gambar 4.9 *Time Series Plot* Penjualan *Sport* di Ngawi

Time series plot pada Gambar 4.9 terdapat tiga periode yang mempunyai pola yang berbeda. Periode pertama yaitu mulai dari bulan Januari 2009 hingga bulan Desember 2010 yang memiliki pola cenderung meningkat namun peningkatan penjualannya cukup stabil. Periode kedua yaitu mulai dari bulan Januari 2011 hingga bulan Desember 2012 yang memiliki pola yang hampir mirip dengan periode pertama. Periode ketiga yaitu mulai dari bulan Januari 2013 hingga bulan Desember 2013 yang memiliki pola peningkatan drastis bila dibandingkan kedua periode sebelumnya.

Langkah selanjutnya yang dilakukan untuk melakukan peramalan dengan metode ARIMAX untuk penjualan sepeda motor jenis *sport* adalah membuat model regresi antara variabel penjualan sepeda motor jenis *sport* dengan variabel *dummy*. Hasil model regresi *dummy* dapat dilihat pada persamaan (4.18)

$$\begin{aligned}
Y_{St} = & 97,65M_{1,t} + 130,03M_{2,t} + 178,6M_{3,t} + 176,57M_{4,t} + \\
& 193,75M_{5,t} + 160,12M_{6,t} + 251,45M_{7,t} + 215,91M_{8,t} + \\
& 206,84M_{9,t} + 159,82M_{10,t} + 163,99M_{11,t} + 159,37M_{12,t} + \\
& 2,13t + 34,41H_{t-1} - 60,88d_{1,t} + 155,87d_{2,t} - 2,71td_{1,t} + \\
& 4,59td_{2,t} + N_t
\end{aligned} \tag{4.18}$$

Hasil uji signifikansi parameter dari model regresi *dummy* lengkap pada data penjualan sepeda motor jenis *sport* di Kabupaten Ngawi dapat dilihat pada Tabel 4.23.

Tabel 4.23 Uji Signifikansi Parameter Model Regresi Lengkap Jenis *Sport*

Parameter	Koefisien	Std Error	t Value	P-value
β_1	97,65	27,61	3,54	0,001
β_2	130,03	27,83	4,67	<0,0001
β_3	178,6	28,12	6,35	<0,0001
β_4	176,57	28,48	6,20	<0,0001
β_5	193,75	28,91	6,70	<0,0001
β_6	160,12	29,4	5,45	<0,0001
β_7	251,45	35,08	7,17	<0,0001
β_8	215,91	32,88	6,57	<0,0001
β_9	206,84	31,26	6,62	<0,0001
β_{10}	159,82	31,99	5	<0,0001
β_{11}	163,99	32,76	5,01	<0,0001
β_{12}	159,37	33,58	4,75	<0,0001
τ	2,13	1,53	1,4	0,1701
γ_1	34,41	30,96	1,11	0,2726
δ_1	-60,88	139,88	0,44	0,6656
δ_2	155,87	75,05	-2,08	0,0440
λ_1	-2,71	4,59	-0,59	0,5584
λ_2	4,59	1,99	2,3	0,0266

Model regresi terbaik merupakan model regresi dengan menggunakan parameter yang signifikan dan berpengaruh terhadap data penjualan sepeda motor jenis *sport* di Kabupaten Ngawi. Berdasarkan Tabel 4.23 diperoleh informasi bahwa terdapat parameter yang tidak signifikan, sehingga variabel yang tidak signifikan perlu dikeluarkan dari model dengan menggunakan metode *backward elimination*. Setelah dihilangkan variabel yang tidak signifikan, maka diperoleh model regresi

dengan variabel-variabel yang signifikan terhadap penjualan sepeda motor *sport* pada persamaan (4.19).

$$\begin{aligned}
 Y_{St} = & 125,25M_{1,t} + 158,45M_{2,t} + 207,85M_{3,t} + 206,66M_{4,t} + \\
 & 224,66M_{5,t} + 191,86M_{6,t} + 304,66M_{7,t} + 263,06M_{8,t} + \\
 & 241,07M_{9,t} + 194,87M_{10,t} + 199,87M_{11,t} + 196,07M_{12,t} + \\
 & -176,88d_{2,t} + 6,494td_{2,t} + N_t
 \end{aligned} \tag{4.19}$$

Adapun uraian uji signifikansi parameter untuk model (4.19) dapat dilihat pada Tabel 4.24.

Tabel 4.24 Uji Signifikansi Parameter Model Regresi Jenis *Sport*

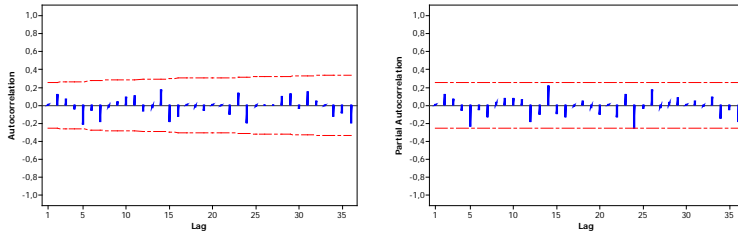
Parameter	Koefisien	Std Error	t Value	P-value
β_1	125,25	22,35	5,60	0,000
β_2	158,45	22,27	7,11	0,000
β_3	207,85	22,21	9,36	0,000
β_4	206,66	22,16	9,32	0,000
β_5	224,66	22,13	10,15	0,000
β_6	191,86	22,11	8,68	0,000
β_7	304,66	22,11	13,78	0,000
β_8	263,06	22,13	11,89	0,000
β_9	241,07	22,16	10,88	0,000
β_{10}	194,87	22,21	8,77	0,000
β_{11}	199,87	22,27	8,97	0,000
β_{12}	196,07	22,35	8,77	0,000
γ_2	-176,88	73,63	-2,40	0,020
λ_2	6,494	1,495	4,34	0,000

Dari Tabel 4.24 diperoleh informasi bahwa semua variabel telah signifikan karena *p-value* lebih kecil dari *alpha* (5%). Maka langkah dapat dilanjutkan ke pengujian uji asumsi residual. Pengujian asumsi yang dilakukan merupakan uji asumsi *white noise* dan uji asumsi berdistribusi normal. Pemeriksaan asumsi *white noise* menggunakan uji *Ljung-Box* yang dapat dilihat pada Tabel 4.25 atau dilakukan dengan cara melihat dari plot ACF dan PACF pada residual yang ditampilkan pada Gambar 4.10. Sedangkan untuk uji asumsi residual berdistribusi normal dilakukan menggunakan uji *Kolmogorov* yang dapat dilihat pada Tabel 4.25.

Tabel 4.25 Uji *White Noise* dan Normalitas (N_t)

Sampai Lag	<i>White Noise</i>			Uji Normalitas	
	<i>Chi-Square</i>	Df	<i>P-Value</i>	D	<i>P-Value</i>
6	4,70	6	0,5828	0,132892	<0,0100
12	9,03	12	0,7003		
18	15,55	18	0,6238		
24	22,60	24	0,5433		

Berdasarkan hasil uji asumsi *white noise* dapat disimpulkan bahwa residual dari model (4.19) sudah memenuhi asumsi *white noise* karena *p-value* dari semua lag lebih besar dari *alpha* (5%). Sedangkan dengan cara melihat dari plot ACF dan PACF pada Gambar 4.10 juga dapat disimpulkan bahwa sudah memenuhi asumsi *white noise* karena tidak terdapat lag yang keluar.

**Gambar 4.10** Plot ACF dan PACF (N_t)

Berdasarkan hasil uji *white noise* dan normalitas pada Tabel 4.23 menunjukkan bahwa residual (N_t) memenuhi asumsi *white noise* mulai lag 1 sampai lag 36, akan tetapi residual (N_t) belum memenuhi asumsi berdistribusi normal karena *p-value* kurang dari *alpha* (5%). Hal ini terjadi diduga akibat adanya *outlier* pada data penjualan sepeda motor jenis *sport*. Sehingga perlu dilakukan identifikasi *outlier* pada model tersebut. *Outlier* yang terdeteksi merupakan *outlier* dengan tipe *additive* sebanyak 3 *outlier* yang berpengaruh terhadap kebaikan model. Kemudian data *outlier* dimasukkan ke dalam model $M_{1,t}$, $M_{2,t}$, $M_{3,t}$, $M_{4,t}$, $M_{5,t}$, $M_{6,t}$, $M_{7,t}$, $M_{8,t}$, $M_{9,t}$, $M_{10,t}$, $M_{11,t}$, $M_{12,t}$, $d_{2,t}$, $td_{2,t}$, dimana model tersebut berubah menjadi model $M_{1,t}$, $M_{2,t}$, $M_{3,t}$, $M_{4,t}$, $M_{5,t}$, $M_{6,t}$, $M_{7,t}$, $M_{8,t}$, $M_{9,t}$, $M_{10,t}$, $M_{11,t}$, $M_{12,t}$, $d_{2,t}$, $td_{2,t}$, I_{41} , I_{55} , I_{52} .

Hasil penaksiran parameter dan uji signifikansi parameter pada model $M_{1,t}$, $M_{2,t}$, $M_{3,t}$, $M_{4,t}$, $M_{5,t}$, $M_{6,t}$, $M_{7,t}$, $M_{8,t}$, $M_{9,t}$, $M_{10,t}$, $M_{11,t}$, $M_{12,t}$, $d_{2,t}$, $td_{2,t}$, I_{41} , I_{55} , I_{52} ditunjukkan pada tabel 4.26. dari hasil uji signifikansi parameter dengan menggunakan α (5%) bahwa semua variabel telah signifikan. Langkah selanjutnya yaitu melakukan uji asumsi residual (a_t) *white noise* dan normalitas. Hasil uji asumsi (a_t) ditampilkan pada Tabel 4.27.

Tabel 4.26 Uji Signifikansi Parameter dengan *Outlier*

Parameter	Koefisien	Std Error	t Value	P-value
β_1	133,08	15,81	8,42	<0,0001
β_2	166,29	15,75	10,56	<0,0001
β_3	215,70	15,70	13,74	<0,0001
β_4	189,90	17,28	10,99	<0,0001
β_5	191,12	17,17	11,13	<0,0001
β_6	199,73	15,63	12,78	<0,0001
β_7	284,05	17,19	16,53	<0,0001
β_8	270,95	15,65	17,32	<0,0001
β_9	248,96	15,68	15,88	<0,0001
β_{10}	202,78	15,72	12,90	<0,0001
β_{11}	207,79	15,77	13,17	<0,0001
β_{12}	204,00	15,84	12,88	<0,0001
γ_2	-195,50	55,37	-3,53	0,0010
λ_2	6,47	1,13	5,73	<0,0001
ω_{41}	207,02	39,74	5,21	<0,0001
ω_{55}	142,47	39,63	3,60	0,0008
ω_{52}	123,04	39,13	3,14	0,0030

Hasil uji *white noise* terhadap (a_t) pada Tabel 4.27 menunjukkan bahwa residual memenuhi asumsi *white noise* dengan nilai *p-value* lebih besar dari α (5%). Selain itu model juga telah memenuhi asumsi berdistribusi normal dengan memiliki nilai *p-value* yang lebih besar dari α (5%).

Tabel 4.27 Uji *White Noise* (a_t) dan Normalitas

Sampai Lag	<i>White Noise</i>			Uji Normalitas	
	Chi-Square	Df	P-Value	D	P-Value
6	8,37	6	0,2122	0.0931	>0.1500
12	10,04	12	0,6126		
18	19,66	18	0,3521		
24	28,75	24	0,2298		

Ringkasan *outlier* yang dideteksi pada model regresi *dummy* penjualan sepeda motor jenis *sport* di Kabupaten Ngawi ditampilkan pada Tabel 4.28. Pada Tabel 4.28 menunjukkan bahwa *outlier* terjadi bukan karena menjelang lebaran Idul Fitri, akan tetapi penyebab terjadinya *outlier* disebabkan karena adanya tahun ajaran baru atau disaat menjelang tahun ajaran baru dari jenjang pendidikan dasar sampai menengah dan perguruan tinggi, dimana permulaan tahun ajaran baru adalah Juli-Agustus.

Tabel 4.28 Ringkasan *Outlier*

Obs	Type	Bulan
41	<i>Additive</i>	Mei 2012
55	<i>Additive</i>	Juli 2013
52	<i>Additive</i>	April 2013

Model yang terbentuk sesudah penambahan *outlier* adalah model (4.20) dengan nilai MAPE sebesar 14,3158.

$$\begin{aligned}
 Y_{St} = & 133,08M_{1,t} + 166,29M_{2,t} + 215,70M_{3,t} + 189,90M_{4,t} + \\
 & 191,12M_{5,t} + 199,73M_{6,t} + 284,05M_{7,t} + 270,95M_{8,t} + \\
 & 248,96M_{9,t} + 202,78M_{10,t} + 207,79M_{11,t} + 204M_{12,t} + \\
 & -195,5d_{2,t} + 6,47td_{2,t} + 207,02I_{41} + 142,47I_{55} + \\
 & 123,04I_{52} + a_t
 \end{aligned} \tag{4.20}$$

Berdasarkan model (4.20), terlihat bahwa variabel t yang menggambarkan periode pertama tidak signifikan. Hal tersebut menunjukkan bahwa memang benar pada periode Januari 2009 hingga Desember 2010 mempunyai pola yang stabil. Lain halnya, dengan variabel td_2 yang menggambarkan periode ketiga signifikan bernilai positif terhadap model yang artinya pada periode Januari 2012 ke atas mengalami peningkatan penjualan sepeda motor jenis *sport* sebesar 7 sepeda motor per bulan.

Kemudian untuk setiap bulannya terdapat kenaikan-kenaikan yang signifikan, terlebih pada bulan Juli yang mempunyai pengaruh yang tinggi dibandingkan bulan lainnya. Bulan Juli mempunyai pengaruh sebesar 285 sepeda motor. Diduga berkaitan dengan tahun ajaran baru dari jenjang pendidikan dasar hingga perguruan tinggi, sehingga penjualan sepeda motor jenis

sport di Kabupaten Ngawi meningkat cukup besar. Selain itu, untuk observasi ke-41 yaitu bulan Mei 2012 mengalami peningkatan penjualan sebesar 208 sepeda motor sedangkan observasi ke-55 yaitu Juli 2013 mengalami peningkatan penjualan sebesar 143 sepeda motor dan observasi ke-52 yaitu April 2013 mengalami peningkatan penjualan sebesar 144 sepeda motor.

Dari model (4.20) kita dapat melakukan peramalan penjualan sepeda motor *sport* di Kabupaten Ngawi mulai bulan Januari 2014 hingga bulan Desember 2015. Persamaan (4.21) contoh untuk mendapatkan nilai peramalan penjualan sepeda motor jenis *sport* di Kabupaten Ngawi pada bulan Januari 2014 ($t=61$).

$$\begin{aligned}
 Y_{st} = & 133,08(1) + 166,29(0) + 215,70(0) + 189,90(0) + \\
 & 191,12(0) + 199,73(0) + 284,05(0) + 270,95(0) + \\
 & 248,96(0) + 202,78(0) + 207,79(0) + 204(0) + \\
 & -195,5(1)6,47(61) + 207,02(0) + 142,47(0) + 123,04(0) \quad (4.21)
 \end{aligned}$$

$$Y_{st} = 133,08(1) - 195,5(1) + 6,47(61) = 332,25 \approx 332$$

4.4 Perbandingan Peramalan Model ARIMA dan Model ARIMAX

Berdasarkan dari model peramalan data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* di Kabupaten Ngawi dari kedua metode ARIMA dan ARIMAX akan dibandingkan untuk mengetahui model mana yang paling baik digunakan untuk meramalkan penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* di Kabupaten Ngawi untuk tahun 2014 dan tahun 2015. Perbandingan model dilakukan dengan melihat kriteria kebaikan model, yaitu MAPE yang ditampilkan pada Tabel 4.29.

Tabel 4.29 Perbandingan Model ARIMA dan Model ARIMAX

Model	Variabel	MAPE
ARIMA	<i>Cub</i>	52,56176
	<i>Matic</i>	12,6176
	<i>Sport</i>	23,32177
ARIMAX	<i>Cub</i>	26,10161
	<i>Matic</i>	26,02084
	<i>Sport</i>	14,31588

Hasil perbandingan kedua model peramalan pada Tabel 4.29 menunjukkan bahwa MAPE untuk data penjualan sepeda motor jenis *cub* dan *sport* pada model ARIMAX bernilai lebih kecil daripada model ARIMA. Sedangkan untuk penjualan sepeda motor *matic* nilai MAPE pada model ARIMA lebih kecil bila dibandingkan dengan model ARIMAX. Namun jika menggunakan model ARIMA dalam peramalan penjualan sepeda motor *matic* akan mengalami hasil ramalan yang buruk. Karena ramalan pada tahun 2014 dan 2015 setiap bulannya cenderung sama. Hal ini tidak sesuai dengan kondisi penjualan sepeda motor *matic* pada 2 tahun sebelumnya, dimana penjualannya mengalami peningkatan. Sehingga metode peramalan yang terbaik yang digunakan untuk meramalkan data penjualan sepeda motor jenis *matic* di Kabupaten Ngawi untuk tahun 2014 dan 2015 adalah model ARIMAX.

Metode peramalan yang terbaik yang digunakan untuk meramalkan data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic* dan *sport* di Kabupaten Ngawi untuk tahun 2014 dan 2015 adalah model ARIMAX. Hasil peramalan data penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* di Kabupaten Ngawi dari model ARIMAX ditampilkan masing-masing pada Tabel 4.30, Tabel 4.31 dan Tabel 4.32.

Tabel 4.30 Ramalan Penjualan Sepeda Motor Jenis *Cub* dengan ARIMAX

Periode	B.Bawah	Y_{ct}	B.Atas	Periode	B.Bawah	Y_{ct}	B.Atas
Jan-14	-48	196	441	Jan-15	-186	59	303
Feb-14	-8	236	481	Feb-15	-146	99	343
Mar-14	123	367	612	Mar-15	-15	230	474
Apr-14	65	310	554	Apr-15	-73	172	417
Mei-14	87	331	576	Mei-15	-51	194	438
Jun-14	3	248	493	Jun-15	-134	110	355
Jul-14	243	488	732	Jul-14	105	350	594
Agust-14	233	478	722	Jul-15	95	340	584
Sep-14	144	389	633	Agust-15	7	251	496
Okt-14	53	298	542	Sep-15	-85	160	404
Nop-14	-2	243	487	Okt-15	-140	105	349
Des-14	96	340	585	Nop-15	-42	203	447

Tabel 4.31 Ramalan Penjualan Sepeda Motor Jenis *Matic* dengan ARIMAX

Periode	B.Bawah	Y_{mt}	B.Atas	Periode	B.Bawah	Y_{mt}	B.Atas
Jan-14	964	1367	1770	Jan-15	1456	1912	2368
Feb-14	1208	1611	2014	Feb-15	1584	2044	2504
Mar-14	1082	1485	1888	Mar-15	1671	2131	2591
Apr-14	1205	1608	2011	Apr-15	1622	2081	2541
Mei-14	1418	1821	2224	Mei-15	1803	2265	2728
Jun-14	1374	1809	2243	Jun-15	1794	2256	2719
Jul-14	1626	2060	2494	Jul-14	2045	2507	2970
Agust-14	1568	2002	2437	Jul-15	1902	2364	2827
Sep-14	1543	2000	2456	Agust-15	1987	2449	2912
Okt-14	1334	1791	2247	Sep-15	1817	2280	2743
Nop-14	1448	1905	2361	Okt-15	1857	2319	2782
Des-14	1717	2173	2630	Nop-15	2185	2648	3111

Tabel 4.32 Ramalan Penjualan Sepeda Motor Jenis *Sport* dengan ARIMAX

Periode	B.Bawah	Y_{st}	B.Atas	Periode	B.Bawah	Y_{st}	B.Atas
Jan-14	266	332	399	Jan-15	344	410	477
Feb-14	306	372	439	Feb-15	383	450	516
Mar-14	361	428	494	Mar-15	439	506	572
Apr-14	342	409	475	Apr-15	420	486	553
Mei-14	350	416	483	Mei-15	427	494	560
Jun-14	365	431	498	Jun-15	443	509	576
Jul-14	456	522	589	Jul-14	533	600	666
Agust-14	449	516	582	Jul-15	527	593	660
Sep-14	434	500	567	Agust-15	511	578	644
Okt-14	394	460	527	Sep-15	472	538	604
Nop-14	405	472	538	Okt-15	483	549	616

-Halaman Ini Sengaja Dikosongkan-

BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Hasil pembahasan dan analisa yang telah dilakukan memberikan kesimpulan sebagai berikut:

1. Rata-rata penjualan sepeda motor jenis *cub* dan *sport* per tahun di Kabupaten Ngawi paling tinggi terjadi pada satu bulan sebelum lebaran yaitu sebesar 925 unit sepeda motor jenis *cub* dan 362 unit sepeda motor jenis *sport*. Untuk rata-rata penjualan sepeda motor jenis *matic* per tahun tertinggi terjadi pada saat bulan Desember.
2. Model ARIMA untuk penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* di Kabupaten Ngawi adalah ARIMA (0,1,1), sedangkan untuk model penjualan sepeda motor jenis *matic* adalah ARIMA ([1,2,6],1,1) dan untuk model penjualan sepeda motor jenis *sport* adalah ARIMA (0,1,[1,12]). Untuk model terbaik dari data penjualan sepeda motor jenis *cub* di Kabupaten Ngawi yaitu regresi *dummy*

$$\begin{aligned}
 Y_{ct} = & 896,49M_{1,t} + 947,89M_{2,t} + 1090,3M_{3,t} + 1044,11M_{4,t} + \\
 & 1077,3M_{5,t} + 1005,5M_{6,t} + 1256,5M_{7,t} + 1257,9M_{8,t} + \\
 & 1180,7M_{9,t} + 1100,9M_{10,t} + 1057,3M_{11,t} + 1166,7M_{12,t} + \\
 & -11,48t - 4,64td_{1,t} + N_t
 \end{aligned}$$

Model terbaik untuk penjualan sepeda motor jenis *matic* adalah model ARIMAX

$$\begin{aligned}
 Y_{mt} = & 308,68M_{1,t} + 404,39M_{2,t} + 443,49M_{3,t} + 390,08M_{4,t} + \\
 & 506,1M_{5,t} + 444,27M_{6,t} + 680,64M_{7,t} + 481,34M_{8,t} + \\
 & 519,88M_{9,t} + 309,7M_{10,t} + 312,86M_{11,t} + 589,7M_{12,t} + \\
 & -1275,3d_{2,t} + 10,71t + 28,83td_{2,t} + \frac{1-0,401B^5}{1+0,349B^8} a_t
 \end{aligned}$$

Model terbaik untuk penjualan sepeda motor jenis *sport* adalah regresi *dummy* dengan *outlier*

$$\begin{aligned}
Y_{st} = & 133,08M_{1,t} + 166,29M_{2,t} + 215,70M_{3,t} + 189,90M_{4,t} + 191,12M_{5,t} + \\
& 199,73M_{6,t} + 284,05M_{7,t} + 270,95M_{8,t} + 248,96M_{9,t} + \\
& 202,78M_{10,t} + 207,79M_{11,t} + 204M_{12,t} - 195,5d_{2,t} + \\
& 6,47td_{2,t} + 207,02I_{41} + 142,47I_{55} + 123,04I_{52} + a_t
\end{aligned}$$

3. Nilai ramalan berdasarkan model terbaik untuk meramalkan penjualan sepeda motor *cub*, *matic* dan *sport* yaitu dengan model ARIMAX.

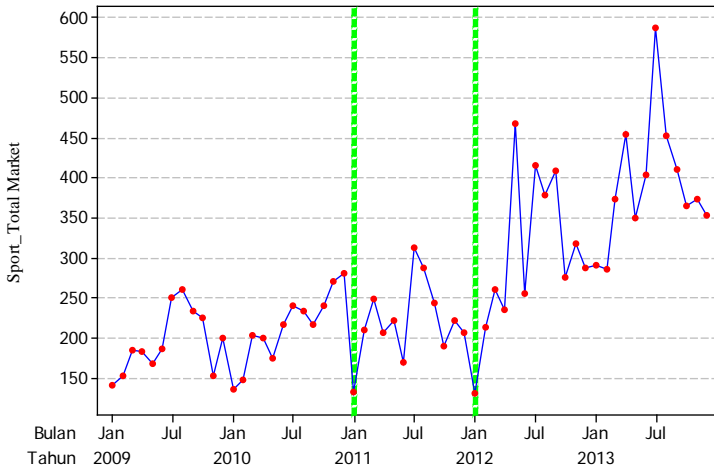
5.2 Saran

Saran yang dapat disampaikan bagi pihak perusahaan “XYZ” di Kabupaten Ngawi adalah melakukan strategi dalam meningkatkan jumlah penjualan sepeda motor jenis *cub*, *matic*, dan *sport* pada bulan terjadinya tahun ajaran baru. Sedangkan saran untuk penelitian berikutnya adalah membuat pemodelan dengan metode yang lebih tepat untuk memodelkan jumlah penjualan sepeda motor di Kabupaten Ngawi agar hasil pemodelan lebih sesuai terhadap kejadian yang terjadi dan dalam menggunakan kriteria *out sample* seharusnya tidak hanya 3 bulan, lebih baik menggunakan *out sample* 12 bulan.

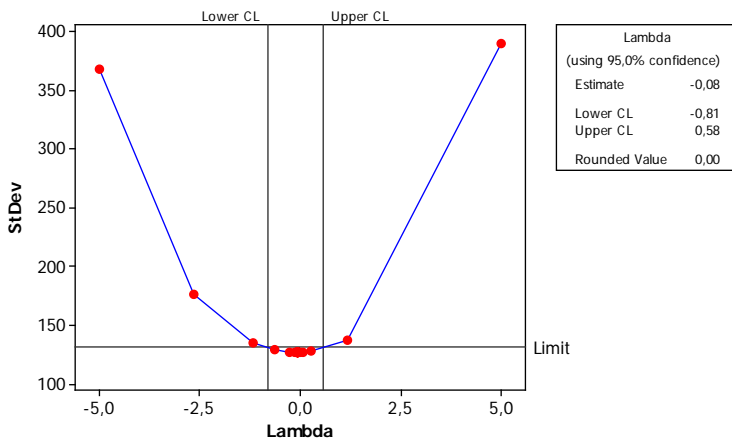
LAMPIRAN 1. Data Penjualan Sepeda Motor

Tahun	Bulan	<i>Cub</i>	<i>Matic</i>	<i>Sport</i>
2009	Januari	801	364	141
	Februari	900	410	153
	Maret	982	477	185
	April	984	436	183
	Mei	841	436	168
	Juni	941	444	186
	Juli	1163	568	250
	Agustus	1284	537	260
	September	971	540	234
	Oktober	1253	678	225
	Nopember	795	579	152
	Desember	1048	641	200
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	⋮	⋮	⋮	⋮
	⋮	⋮	⋮	⋮
2013	Januari	435	976	291
	Februari	377	1106	286
	Maret	468	1188	373
	April	476	1354	454
	Mei	365	1233	349
	Juni	376	1253	403
	Juli	681	2152	587
	Agustus	502	1616	453
	September	416	1539	411
	Oktober	369	1240	365
	Nopember	411	1352	373
	Desember	528	1376	353

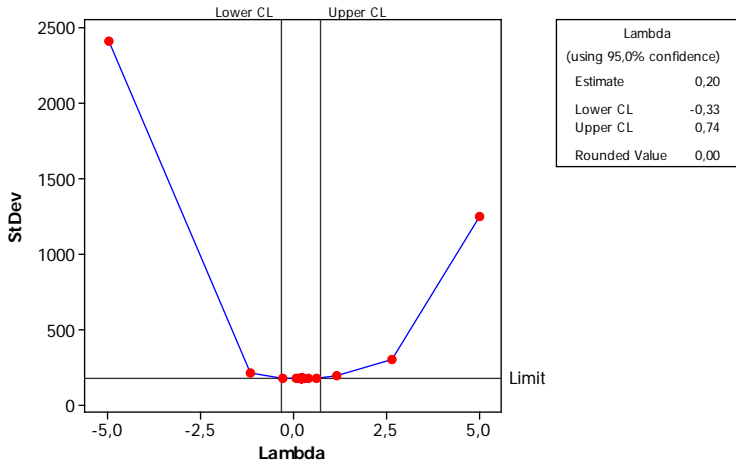
LAMPIRAN 4. *Time Series Plot* Data Penjualan Sport



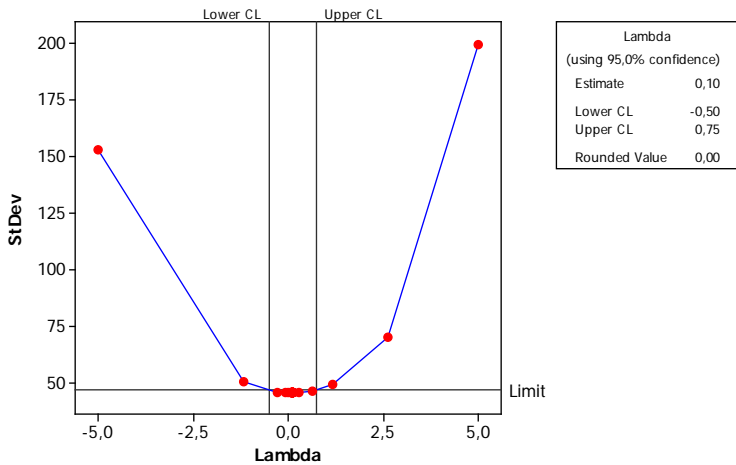
LAMPIRAN 5. *Box-cox Transformasion* Data Penjualan Cub



LAMPIRAN 6. *Box-cox Transformasion Data Penjualan Matic*



LAMPIRAN 7. *Box-cox Transformasion Data Penjualan Sport*



LAMPIRAN 8. Syntax SAS Model ARIMA(0,1,1) Sepeda Motor *Cub*

```
data bebek;
input y;
datalines;
6.68586
6.80239
6.88959
6.89163
...
;
proc arima data=bebek;
identify var=y(1);
estimate p=0 q=1 noconstant method=cls;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
forecast lead=24 out=ramalan printall;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
proc export data=ramalan
outfile="D:\tugas kuliah\Output\ramalan Cub ARIMA.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;
```

LAMPIRAN 9. Syntax SAS Model ARIMA([1,2,6],1,1) Sepeda Motor *Matic*

```
data matic;  
input y;  
datalines;  
5.89715  
6.01616  
6.16752  
6.07764  
...  
;  
proc arima data=matic;  
identify var=y(1);  
estimate p=(1,2,6) q=1 noconstant method=cls;  
outlier maxnum=5 alpha=0.01;  
forecast lead=24 out=ramalan printall;  
run;  
proc univariate data=ramalan normal;  
var residual;  
run;  
proc export data=ramalan  
outfile="D:\tugas kuliah\Output\ramalan Matic ARIMA.xls"  
dbms=excel97  
replace;  
sheet="1";  
run;
```


LAMPIRAN 10. Syntax SAS Model ARIMA(0,1,[1,12]) Jenis *Sport*

```
data sport;
input y;
datalines;
4.94876
5.03044
5.22036
...
;
proc arima data=sport;
identify var=y(1);
estimate p=(0) q=(1,12) noconstant method=cls;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
forecast lead=24 out=ramalan printall;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
proc export data=ramalan
outfile="D:\tugas kuliah\Output\ramalan sport ARIMA.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;
```

LAMPIRAN 11. Output SAS Model ARIMA(0,1,1) Sepeda Motor *Cub*

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag				
MA1,1	0.60867	0.10442	5.83	<.0001	1				
Variance Estimate		0.054824							
Std Error Estimate		0.234144							
AIC		-2.88825							
SBC		-0.81071							
Number of Residuals		59							
* AIC and SBC do not include log determinant.									
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	4.58	5	0.4695	0.046	-0.028	-0.016	-0.001	-0.027	-0.253
12	12.11	11	0.3553	-0.033	0.117	-0.032	-0.079	-0.046	0.275
18	17.88	17	0.3963	-0.032	0.049	-0.097	-0.011	0.031	-0.230
24	22.50	23	0.4903	0.008	0.054	0.099	-0.010	0.087	0.160
Tests for Normality									
Test	--Statistic--		----p Value-----						
Shapiro-Wilk	W	0.974238	Pr < W	0.2432					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.067464	Pr > D	>0.1500					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.042235	Pr > W-Sq	>0.2500					
Anderson-Darling	A-Sq	0.343774	Pr > A-Sq	>0.2500					

LAMPIRAN 12. Output SAS Model ARIMA([1,2,6],1,1) Sepeda Motor *Matic*

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag				
MA1,1	-0.57130	0.17068	-3.35	0.0015	1				
AR1,1	-0.97482	0.13599	-7.17	<.0001	1				
AR1,2	-0.56503	0.09928	-5.69	<.0001	2				
AR1,3	-0.31309	0.08971	-3.49	0.0010	6				
Variance Estimate			0.093117						
Std Error Estimate			0.305152						
AIC			31.23298						
SBC			39.54313						
Number of Residuals			59						
* AIC and SBC do not include log determinant.									
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	3.19	2	0.2024	-0.093	-0.179	-0.003	0.004	-0.098	-0.006
12	6.32	8	0.6118	0.038	0.024	0.107	-0.147	-0.068	0.053
18	8.22	14	0.8774	0.062	0.104	-0.074	0.052	-0.019	0.020
24	12.08	20	0.9132	-0.030	-0.063	0.139	0.085	-0.092	-0.019
Tests for Normality									
Test	--Statistic--		----p Value-----						
Shapiro-Wilk	W	0.976507	Pr < W	0.3094					
Kolmogorov-Smimov	D	0.090397	Pr > D	>0.1500					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.063888	Pr > W-Sq	>0.2500					
Anderson-Darling	A-Sq	0.44143	Pr > A-Sq	>0.2500					

LAMPIRAN 13. Output SAS Model ARIMA(0,1,[1,12]) Sepeda Motor Sport

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag				
MA1,1	0.64869	0.07166	9.05	<.0001	1				
MA1,2	-0.39696	0.07681	-5.17	<.0001	12				
Variance Estimate		0.049106							
Std Error Estimate		0.221599							
AIC		-8.41235							
SBC		-4.25727							
Number of Residuals		59							
* AIC and SBC do not include log determinant..									
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	5.00	4	0.2869	0.051	0.008	0.032	-0.047	-0.121	-0.232
12	7.99	10	0.6298	-0.109	0.084	0.085	-0.008	0.028	0.119
18	14.97	16	0.5267	-0.174	0.023	-0.115	-0.025	0.057	-0.190
24	23.04	22	0.3996	0.008	0.057	0.029	-0.091	0.207	0.158
Tests for Normality									
Test	--Statistic--		----p Value-----						
Shapiro-Wilk	W	0.98672	Pr < W	0.7676					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.076117	Pr > D	>0.1500					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.043325	Pr > W-Sq	>0.2500					
Anderson-Darling	A-Sq	0.28485	Pr > A-Sq	>0.2500					

LAMPIRAN 14. Syntax SAS untuk Pemodelan Regresi *dummy* Sepeda Motor *Cub*

```

data bebek;
input total b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10 b11 b12 t HR1 d1
d2 td1 td2;
datalines;
801    1      0      0      0      0      0      0      0
        0      0      0      0      0      0      1      0
        0      0      0      0      0      0      0      0
900    0      1      0      0      0      0      0      0
        0      0      0      0      0      0      2      0
        0      0      0      0      0      0      0      0
...
;
proc arima data=bebek out=result1;
identify var=total crosscorr=(b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10
b11 b12 t HR1 d1 d2 td1 td2) nlag=36;
run;
estimate input=(b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10 b11 b12 t
td1) p=(0)(0) q=(0)(0)
noconstant;
run;
outlier maxnum=3;
run;
forecast lead=24 out=resi1 printall;
run;
proc univariate data=resi1 normal;
var residual;
run;
proc export data=resi1
outfile="D:\tugas kuliah\Output\ramalan arimax cub.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;

```

LAMPIRAN 15. Syntax SAS untuk Pemodelan Regresi *dummy* Sepeda Motor *Matic* Sebelum Pemodelan ARIMA

```

data matic;
input total HR1 b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10 b11 b12 d1
d2 t td1 td2;
datalines;
364 0 1 0 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 0 0 0
0 1 0 0
410 0 0 1 0 0 0 0
0 0 0 0 0 0 0
0 2 0 0
...
;
proc arima data=matic out=result1;
identify var=total crosscorr=(HR1 b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8
b9 b10 b11 b12 d1 d2 t td1 td2) nlag=36;
run;
estimate input=(b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10 b11 b12 d2 t
td2) p=(0) q=(0)
noconstant;
run;
outlier maxnum=3;
run;
forecast lead=24 out=resi1 printall;
run;
proc univariate data=resi1 normal;
var residual;
run;
proc export data=resi1
outfile="D:\tugas kuliah\Output\ramalan arimax matic.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;

```

LAMPIRAN 16. Syntax SAS ARIMAX(8,0,5) untuk Pemodelan Sepeda Motor *Matic*

```

data matic;
input total HR1 b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10 b11 b12 d1
d2 t td1 td2;
datalines;
364 0 1 0 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 0 0 0
0 1 0 0
410 0 0 1 0 0 0 0
0 0 0 0 0 0 0
0 2 0 0
...
;
proc arima data=matic out=result1;
identify var=total crosscorr=(HR1 b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8
b9 b10 b11 b12 d1 d2 t td1 td2) nlag=36;
run;
estimate input=(b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10 b11 b12 d2 t
td2) p=(8) q=(5)
noconstant;
run;
outlier maxnum=3;
run;
forecast lead=24 out=resi1 printall;
run;
proc univariate data=resi1 normal;
var residual;
run;
proc export data=resi1
outfile="D:\tugas kuliah\Output\ramalan arimax matic.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;

```

LAMPIRAN 17. Syntax SAS untuk Pemodelan Regresi *dummy* Sepeda Motor *Sport* Sebelum Penambahan *Outlier*

```

data sport;
input total b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10 b11 b12 t HR1 d1
d2 td1 td2;
datalines;
141  1    0    0    0    0    0    0    0    0
    0    0    0    0    0    0    1    0
    0    0    0    0
153  0    1    0    0    0    0    0    0    0
    0    0    0    0    0    0    2    0
    0    0    0    0
...
;
data sport;
set sport;
if _n_=41 then OA41=1; else OA41=0;
if _n_=55 then OA55=1; else OA55=0;
if _n_=52 then OA52=1; else OA52=0;
run;
proc arima data=sport out=result1;
identify var=total crosscorr=(b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10
b11 b12 t HR1 d1 d2 td1 td2 OA41 OA55 OA52) nlag=36;
run;
estimate input=(b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10 b11 b12 d2
td2) p=(0)(0) q=(0)(0)
noconstant;
run;
outlier maxnum=3;
run;
forecast lead=24 out=resi1 printall;
run;
proc univariate data=resi1 normal;
var residual;
run;

```



```

proc export data=resi1
outfile="D:\tugas kuliah\Output\ramalan sport arimax.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;

```

LAMPIRAN 18. Syntax SAS untuk Pemodelan Regresi *dummy* Sepeda Motor *Sport* dengan *Outlier*

```

data sport;
input total b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10 b11 b12 t HR1 d1
d2 td1 td2;
datalines;
141 1 0 0 0 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 0 1 0
0 0 0 0
153 0 1 0 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 2 0
0 0 0 0
...
;
data sport;
set sport;
if _n_=41 then OA41=1; else OA41=0;
if _n_=55 then OA55=1; else OA55=0;
if _n_=52 then OA52=1; else OA52=0;
run;
proc arima data=sport out=result1;
identify var=total crosscorr=(b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10
b11 b12 t HR1 d1 d2 td1 td2 OA41 OA55 OA52) nlag=36;
run;
estimate input=(b1 b2 b3 b4 b5 b6 b7 b8 b9 b10 b11 b12 d2
td2 OA41 OA55 OA52) p=(0)(0) q=(0)(0)
noconstant;
run;

```

```

outlier maxnum=3;
run;
forecast lead=24 out=resi1 printall;
run;
proc univariate data=resi1 normal;
var residual;
run;
proc export data=resi1
outfile="D:\tugas kuliah\Output\ramalan sport arimax.xls"
dbms=excel97
replace;
sheet="1";
run;

```

LAMPIRAN 19. Output SAS Model Regresi *Dummy* Sepeda Motor *Cub*

Conditional Least Squares Estimation							
Parameter	Estimate	Error	Standard t Value	Pr > t	Approx Lag	Variable	Shift
NUM1	896.49000	61.00512	14.70	<.0001	0	b1	0
NUM2	947.89360	61.40935	15.44	<.0001	0	b2	0
NUM3	1090.3	61.82663	17.63	<.0001	0	b3	0
NUM4	1044.1	62.25671	16.77	<.0001	0	b4	0
NUM5	1077.3	62.69931	17.18	<.0001	0	b5	0
NUM6	1005.5	63.15417	15.92	<.0001	0	b6	0
NUM7	1256.5	63.62104	19.75	<.0001	0	b7	0
NUM8	1257.9	64.09964	19.62	<.0001	0	b8	0
NUM9	1180.7	64.58971	18.28	<.0001	0	b9	0
NUM10	1100.9	65.09101	16.91	<.0001	0	b10	0
NUM11	1057.3	65.60327	16.12	<.0001	0	b11	0
NUM12	1166.7	66.12623	17.64	<.0001	0	b12	0
NUM13	-11.47639	0.94942	-12.09	<.0001	0	t	0

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi- Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	4.84	6	0.5642	-0.032	0.073	-0.138	-0.180	-0.083	0.091
12	14.31	12	0.2815	-0.070	0.271	-0.101	-0.050	-0.124	-0.151
18	14.73	18	0.6801	0.009	0.040	-0.026	-0.042	0.023	0.021
24	19.15	24	0.7437	-0.068	0.007	0.036	-0.014	0.086	-0.174
30	25.62	30	0.6945	0.119	0.128	0.002	0.035	0.034	-0.153
36	34.24	36	0.5527	0.138	-0.103	0.071	0.015	0.019	-0.160

Tests for Normality				
Test		--Statistic---	----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.879154	Pr < W	<0.0001
Kolmogorov-Smimov	D	0.081806	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.118022	Pr > W-Sq	0.0659
Anderson-Darling	A-Sq	1.004358	Pr > A-Sq	0.0116

LAMPIRAN 20. Output SAS Regresi *Dummy* Sepeda Motor Matic Sebelum Pemodelan ARIMA

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift		
NUM1	317.45104	120.55074	2.63	0.0115	0	b1	0		
NUM2	397.02397	121.43358	3.27	0.0021	0	b2	0		
NUM3	474.59690	122.42919	3.88	0.0003	0	b3	0		
NUM4	407.76983	123.53486	3.30	0.0019	0	b4	0		
NUM5	504.54277	124.74764	4.04	0.0002	0	b5	0		
NUM6	429.91570	126.06446	3.41	0.0014	0	b6	0		
NUM7	685.48863	127.48208	5.38	<.0001	0	b7	0		
NUM8	456.86156	128.99719	3.54	0.0009	0	b8	0		
NUM9	498.23449	130.60638	3.81	0.0004	0	b9	0		
NUM10	309.40742	132.30624	2.34	0.0239	0	b10	0		
NUM11	274.78035	134.09331	2.05	0.0463	0	b11	0		
NUM12	580.95328	135.96415	4.27	<.0001	0	b12	0		
NUM13	-1172.4	352.75217	-3.32	0.0018	0	d2	0		
NUM14	10.54793	3.81839	2.76	0.0083	0	t	0		
NUM15	27.19784	7.79876	3.49	0.0011	0	td2	0		
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	14.52	6	0.0244	0.100	-0.148	0.147	0.031	-0.354	-0.192
12	34.33	12	0.0006	0.267	-0.286	-0.265	-0.021	-0.066	-0.213
18	45.61	18	0.0003	0.107	0.332	0.052	0.067	0.046	0.087
24	50.21	24	0.0013	-0.028	-0.028	0.069	0.015	-0.098	-0.171
30	51.64	30	0.0083	0.010	-0.056	-0.071	0.026	0.036	0.047
36	55.35	36	0.0206	0.011	0.109	-0.022	-0.074	0.051	-0.075
Tests for Normality									
Test		--Statistic---	----p Value-----						
Shapiro-Wilk	W	0.946828	Pr < W	0.0111					
Kolmogorov-Smimov	D	0.134715	Pr > D	<0.0100					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.204799	Pr > W-Sq	<0.0050					
Anderson-Darling	A-Sq	1.147831	Pr > A-Sq	<0.0050					

LAMPIRAN 21. Output SAS Model ARIMAX Sepeda Motor *Matic*

Conditional Least Squares Estimation								
Parameter	Estimate	Standard		Approx		Lag	Variable	Shift
		Error	t Value	Pr > t				
MA1,1	0.40114	0.14607	2.75	0.0088	5	total	0	
AR1,1	-0.34868	0.16870	-2.07	0.0448	8	total	0	
NUM1	308.67614	101.65678	3.04	0.0041	0	b1	0	
NUM2	404.39225	101.68795	3.98	0.0003	0	b2	0	
NUM3	443.49404	103.21497	4.30	<.0001	0	b3	0	
NUM4	390.07738	102.61886	3.80	0.0004	0	b4	0	
NUM5	506.09707	103.73081	4.88	<.0001	0	b5	0	
NUM6	444.27108	107.82759	4.12	0.0002	0	b6	0	
NUM7	680.63845	108.97952	6.25	<.0001	0	b7	0	
NUM8	481.34371	110.89454	4.34	<.0001	0	b8	0	
NUM9	519.88273	114.72629	4.53	<.0001	0	b9	0	
NUM10	309.69546	115.87857	2.67	0.0106	0	b10	0	
NUM11	312.86269	117.85608	2.65	0.0111	0	b11	0	
NUM12	589.70082	117.99511	5.00	<.0001	0	b12	0	
NUM13	-1275.3	261.44758	-4.88	<.0001	0	d2	0	
NUM14	10.70538	2.29475	4.67	<.0001	0	t	0	
NUM15	28.82665	5.28380	5.46	<.0001	0	td2	0	

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	Pr > DF	ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	7.31	4	0.1206	0.005	-0.200	-0.009	-0.098	-0.008	-0.243
12	17.73	10	0.0597	0.230	0.004	-0.217	-0.013	-0.126	-0.163
18	25.47	16	0.0620	0.056	0.277	0.080	-0.052	0.009	0.075
24	30.71	22	0.1022	-0.034	-0.054	0.055	0.093	-0.083	-0.171
30	34.02	28	0.2003	0.044	-0.033	0.025	-0.023	-0.043	0.145
36	40.80	34	0.1963	-0.053	0.086	-0.020	-0.107	0.114	-0.108

Tests for Normality				
Test	--Statistic--	----p Value----		
Shapiro-Wilk	W	0.960849	Pr < W	0.0518
Kolmogorov-Smirnov	D	0.104309	Pr > D	0.1007
Cramer-von Mises	W-Sq	0.128239	Pr > W-Sq	0.0462
Anderson-Darling	A-Sq	0.816147	Pr > A-Sq	0.0345

LAMPIRAN 22. Output SAS Model Regresi *Dummy* Sepeda Motor *Sport* Sebelum Penambahan *Outlier*

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift		
NUM1	125.24858	22.35467	5.60	<.0001	0	b1	0		
NUM2	158.45086	22.27450	7.11	<.0001	0	b2	0		
NUM3	207.85314	22.21015	9.36	<.0001	0	b3	0		
NUM4	206.65541	22.16177	9.32	<.0001	0	b4	0		
NUM5	224.65769	22.12946	10.15	<.0001	0	b5	0		
NUM6	191.85997	22.11328	8.68	<.0001	0	b6	0		
NUM7	304.66225	22.11328	13.78	<.0001	0	b7	0		
NUM8	263.06453	22.12946	11.89	<.0001	0	b8	0		
NUM9	241.06681	22.16177	10.88	<.0001	0	b9	0		
NUM10	194.86909	22.21015	8.77	<.0001	0	b10	0		
NUM11	199.87137	22.27450	8.97	<.0001	0	b11	0		
NUM12	196.07364	22.35467	8.77	<.0001	0	b12	0		
NUM13	-176.87646	73.62802	-2.40	0.0204	0	d2	0		
NUM14	6.49430	1.49542	4.34	<.0001	0	td2	0		
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	Pr > DF	ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	4.70	6	0.5828	0.013	0.121	0.072	-0.039	-0.214	-0.054
12	9.03	12	0.7003	-0.182	-0.015	0.044	0.095	0.104	-0.066
18	15.55	18	0.6238	-0.026	0.177	-0.177	-0.124	0.009	-0.020
24	22.60	24	0.5433	-0.056	0.013	-0.006	-0.103	0.134	-0.194
30	25.94	30	0.6781	-0.008	0.007	0.006	0.101	0.130	-0.030
36	38.41	36	0.3608	0.149	0.049	-0.005	-0.124	-0.086	-0.197
Outlier Details									
Obs	Type	Estimate	Chi-Square	Approx Prob> ChiSq					
41	Additive	153.95236	18.43	<.0001					
55	Additive	102.02756	8.18	0.0042					
52	Additive	86.51730	6.03	0.0141					
Tests for Normality									
Test	--Statistic--		----p Value----						
Shapiro-Wilk	W	0.925841	Pr < W	0.0013					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.132892	Pr > D	<0.0100					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.155428	Pr > W-Sq	0.0206					
Anderson-Darling	A-Sq	1.007098	Pr > A-Sq	0.0114					

LAMPIRAN 23. Output SAS Model Regresi *Dummy* Sepeda Motor *Sport* Setelah Penambahan *Outlier*

Conditional Least Squares Estimation							
Parameter	Estimate	Standard Error	Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
NUM1	133.07553	15.80921	8.42	<.0001	0	b1	0
NUM2	166.28663	15.74733	10.56	<.0001	0	b2	0
NUM3	215.69773	15.69823	13.74	<.0001	0	b3	0
NUM4	189.90139	17.28139	10.99	<.0001	0	b4	0
NUM5	191.11659	17.17437	11.13	<.0001	0	b5	0
NUM6	199.73104	15.62869	12.78	<.0001	0	b6	0
NUM7	284.04721	17.18719	16.53	<.0001	0	b7	0
NUM8	270.95324	15.64763	17.32	<.0001	0	b8	0
NUM9	248.96434	15.67666	15.88	<.0001	0	b9	0
NUM10	202.77544	15.71865	12.90	<.0001	0	b10	0
NUM11	207.78655	15.77350	13.17	<.0001	0	b11	0
NUM12	203.99765	15.84106	12.88	<.0001	0	b12	0
NUM13	-195.49538	55.37283	-3.53	0.0010	0	d2	0
NUM14	6.47225	1.13040	5.73	<.0001	0	td2	0
NUM15	207.01672	39.74058	5.21	<.0001	0	OA41	0
NUM16	142.47467	39.63066	3.60	0.0008	0	OA55	0
NUM17	123.03722	39.12556	3.14	0.0030	0	OA52	0

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	8.37	6	0.2122	0.177	0.294	-0.056	0.090	0.000	-0.035
12	10.04	12	0.6126	-0.101	-0.007	0.071	-0.035	-0.050	-0.063
18	19.66	18	0.3521	-0.123	-0.044	-0.292	-0.049	-0.103	0.034
24	28.75	24	0.2298	0.012	-0.021	0.074	0.041	0.084	-0.272
30	32.71	30	0.3354	0.052	0.005	0.165	0.032	0.026	0.056
36	41.33	36	0.2489	0.065	-0.052	-0.043	-0.152	-0.035	-0.160

Tests for Normality					
Test	--Statistic--	----p Value----			
Shapiro-Wilk	W	0.974244	Pr < W	0.2341	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.093114	Pr > D	>0.1500	
Cramer-von Mises	W-Sq	0.08209	Pr > W-Sq	0.1984	
Anderson-Darling	A-Sq	0.487871	Pr > A-Sq	0.2233	

LAMPIRAN 24. Hasil Ramalan Sepeda Motor *Cub*

Periode	B.Bawah	Y_{ct}	B.Atas	Periode	B.Bawah	Y_{ct}	B.Atas
Jan-14	-48	196	441	Jan-15	-186	59	303
Feb-14	-8	236	481	Feb-15	-146	99	343
Mar-14	123	367	612	Mar-15	-15	230	474
Apr-14	65	310	554	Apr-15	-73	172	417
Mei-14	87	331	576	Mei-15	-51	194	438
Jun-14	3	248	493	Jun-15	-134	110	355
Jul-14	243	488	732	Jul-14	105	350	594
Agust-14	233	478	722	Jul-15	95	340	584
Sep-14	144	389	633	Agust-15	7	251	496
Okt-14	53	298	542	Sep-15	-85	160	404
Nop-14	-2	243	487	Okt-15	-140	105	349
Des-14	96	340	585	Nop-15	-42	203	447

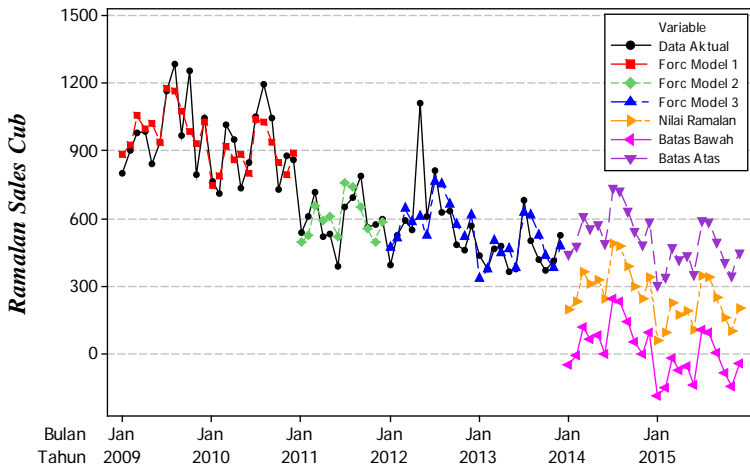
LAMPIRAN 25. Hasil Ramalan Sepeda Motor *Matic*

Periode	B.Bawah	Y_{mt}	B.Atas	Periode	B.Bawah	Y_{mt}	B.Atas
Jan-14	964	1367	1770	Jan-15	1456	1912	2368
Feb-14	1208	1611	2014	Feb-15	1584	2044	2504
Mar-14	1082	1485	1888	Mar-15	1671	2131	2591
Apr-14	1205	1608	2011	Apr-15	1622	2081	2541
Mei-14	1418	1821	2224	Mei-15	1803	2265	2728
Jun-14	1374	1809	2243	Jun-15	1794	2256	2719
Jul-14	1626	2060	2494	Jul-14	2045	2507	2970
Agust-14	1568	2002	2437	Jul-15	1902	2364	2827
Sep-14	1543	2000	2456	Agust-15	1987	2449	2912
Okt-14	1334	1791	2247	Sep-15	1817	2280	2743
Nop-14	1448	1905	2361	Okt-15	1857	2319	2782
Des-14	1717	2173	2630	Nop-15	2185	2648	3111

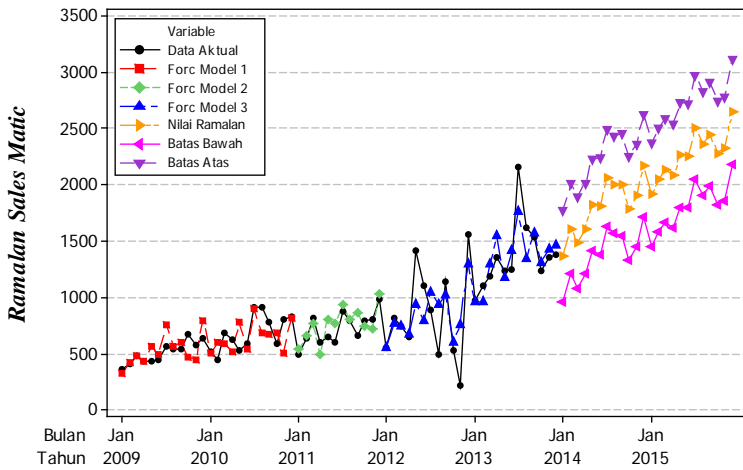
LAMPIRAN 26. Hasil Ramalan Sepeda Motor *Sport*

Periode	B.Bawah	Y_{st}	B.Atas	Periode	B.Bawah	Y_{st}	B.Atas
Jan-14	266	332	399	Jan-15	344	410	477
Feb-14	306	372	439	Feb-15	383	450	516
Mar-14	361	428	494	Mar-15	439	506	572
Apr-14	342	409	475	Apr-15	420	486	553
Mei-14	350	416	483	Mei-15	427	494	560
Jun-14	365	431	498	Jun-15	443	509	576
Jul-14	456	522	589	Jul-14	533	600	666
Agust-14	449	516	582	Jul-15	527	593	660
Sep-14	434	500	567	Agust-15	511	578	644
Okt-14	394	460	527	Sep-15	472	538	604
Nop-14	405	472	538	Okt-15	483	549	616

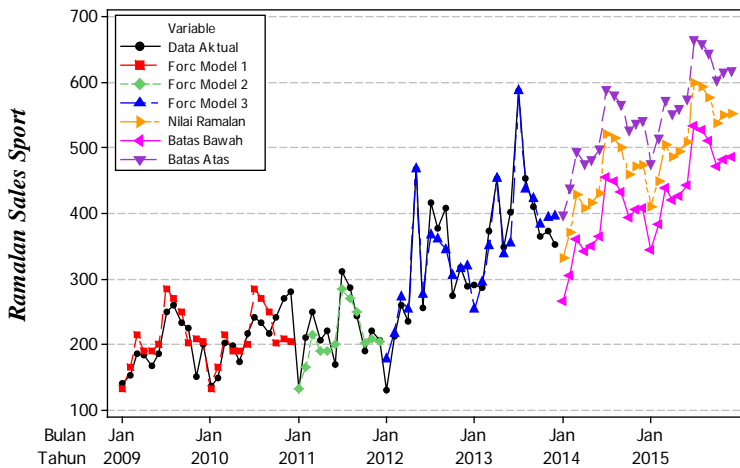
LAMPIRAN 27. *Time Series Plot* Hasil Ramalan *Cub*



LAMPIRAN 28. Time Series Plot Hasil Ramalan Matic



LAMPIRAN 29. Time Series Plot Hasil Ramalan Sport



-Halaman Ini Sengaja Dikosongkan-

BIODATA PENULIS



Penulis dilahirkan di Rantauprapat, pada tanggal 12 Januari 1992, penulis merupakan anak ketiga dari 3 bersaudara, dari pasangan H. Basri Harahap dan Hj. Rosmaida Daulay. Penulis memiliki hobi futsal, voli, menonton film dan mendengarkan musik. Penulis telah menempuh pendidikan formal yaitu di TK Kuntum Melati Rantauprapat pada tahun 1997-1998, SDN 112139 Rantauprapat pada tahun 1998-2004, MTsN Rantauprapat pada tahun 2004-2007 dan SMAN 3 Rantau Utara pada tahun 2007-2010. Pada tahun 2010, penulis diterima di Jurusan Statistika ITS melalui jalur PMDK dan terdaftar dengan NRP 1310100052. Penulis pernah aktif di JMMI ITS dan MBP ITS. Pembaca yang ingin memberikan kritik atau pertanyaan mengenai Tugas Akhir ini dapat menulisnya di alamat email penulis muflih1310100052@gmail.com atau muflih.rori.harahap10@mhs.statistika.its.ac.id