

Peramalan Nilai Ekspor Non Migas Berdasarkan Nilai Tukar Rupiah terhadap *US Dollar* di Provinsi Jawa Timur Menggunakan Fungsi Transfer

Septiana Vera Kurniasari dan Mike Prastuti

Departemen Statistika Bisnis, Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)

e-mail: mike_p@statistika.its.ac.id

Abstrak—Provinsi Jawa Timur merupakan salah satu provinsi yang memiliki peranan strategis dalam ekspor non migas secara nasional. Salah satu faktor yang mempengaruhi penurunan ekspor non migas yaitu adanya perubahan nilai tukar rupiah terhadap *US dollar*. Berdasarkan hal tersebut, maka pada penelitian ini dilakukan peramalan kegiatan ekspor non migas di Provinsi Jawa Timur menggunakan metode fungsi transfer dengan variabel *input* adalah nilai tukar rupiah terhadap *US dollar*. Hasil penelitian menunjukkan bahwa model peramalan terbaik yang didapatkan adalah model fungsi transfer dengan orde $r = 0$, $s = 0$, $b = 9$ yang artinya nilai ekspor non migas di Provinsi Jawa Timur dipengaruhi oleh nilai tukar rupiah terhadap *US dollar* sembilan bulan sebelumnya. Hasil peramalan pada tahun 2021 menunjukkan nilai ekspor non migas di Provinsi Jawa Timur cenderung menurun. Berdasarkan plot *time series* antara hasil ramalan dan nilai aktual diketahui bahwa hasil ramalan tidak mendekati nilai aktual dan memiliki pola yang berbeda, diduga hal ini disebabkan karena variabel *input* yang digunakan kurang tepat digunakan dalam meramalkan nilai ekspor non migas. Sehingga, penelitian selanjutnya disarankan menggunakan variabel *input* lainnya yang mempengaruhi nilai ekspor non migas di Provinsi Jawa Timur.

Kata Kunci— Ekspor Non Migas, Fungsi Transfer, Nilai Tukar Rupiah, Peramalan, Provinsi Jawa Timur.

I. PENDAHULUAN

PERUBAHAN pada nilai tukar rupiah terhadap mata uang asing dalam suatu negara bisa menyebabkan penurunan kegiatan ekspor begitu juga sebaliknya. Apabila dalam suatu negara terjadi penurunan kegiatan ekspor maka hal tersebut dapat mempengaruhi cadangan devisa suatu daerah [1]. Dampak perubahan nilai tukar juga dialami oleh Provinsi Jawa Timur yang sempat mengalami penurunan. Apabila keadaan tersebut terus dibiarkan akan mengancam cadangan devisa. Hal ini merupakan suatu masalah yang sangat memerlukan perhatian khusus oleh pemerintah Provinsi Jawa Timur.

Kegiatan ekspor merupakan kegiatan mengirimkan barang dan jasa dari suatu negara ke negara lain tujuannya untuk dijual dan mendapatkan mata uang asing dari negara pembeli [2]. Ekspor sendiri terbagi menjadi dua yaitu ekspor non migas dan ekspor migas. Kinerja ekspor non migas di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2015 sampai 2019 memiliki persentase sebesar 96,35%, 94,67%, 93,71%, 93,70 dan 95,47% dari total ekspor keseluruhan [2]. Selain itu, Provinsi Jawa Timur juga memiliki peran strategis dalam kontribusi ekspor non migas secara nasional. Peran tersebut ditandai dengan besarnya kontribusi Provinsi Jawa Timur terhadap

ekspor non migas nasional pada tahun 2019 menyumbangkan 11,39% dan pada tahun 2020 sebesar 12,78%. Semakin berkembangnya nilai ekspor non migas di suatu wilayah salah satu faktor yang paling dominan mempengaruhi yaitu nilai tukar rupiah [3].

Nilai tukar merupakan harga suatu mata uang di sebuah negara terhadap mata uang asing. Dalam perdagangan internasional nilai tukar memiliki peranan yang penting karena mampu membandingkan harga suatu barang dan jasa yang dihasilkan oleh berbagai negara [4]. Hal ini bisa dipahami bahwa semakin tinggi nilai tukar rupiah maka ekspor di suatu daerah semakin menurun. Untuk mengantisipasi adanya penurunan ekspor non migas yang dipengaruhi oleh perubahan nilai tukar rupiah terhadap *US dollar*. Sehingga perlu dilakukan adanya peramalan mengenai nilai ekspor non migas yang bisa mempengaruhi cadangan devisa di Provinsi Jawa Timur. Oleh karena itu, penelitian ini diharapkan mampu mendapatkan model terbaik dari peramalan nilai ekspor non migas berdasarkan nilai tukar rupiah terhadap *US dollar* menggunakan fungsi transfer serta hasil peramalan nilai ekspor non pada tahun 2021. Fungsi transfer merupakan salah satu model *time series*, dimana model tersebut merupakan gabungan antara metode regresi dengan *time series* ARIMA Box-Jenkins [5].

II. TINJAUAN PUSTAKA

A. ARIMA Box-Jenkins

Metode *time series* merupakan metode peramalan dengan melakukan pendugaan periode yang akan datang berdasarkan data masa lalu [6]. Salah satu metode *time series* yang sering digunakan adalah ARIMA Box-Jenkins. Langkah –langkah dalam membuat model ARIMA adalah sebagai berikut.

1) Stasioneritas Data

Stasioner data terbagi menjadi dua yaitu stasioner dalam varians dan *means* [6]. Stasioner dalam varians ditunjukkan dengan adanya plot data *time series* yang tidak mengalami perubahan varians secara sistematis. Apabila data menunjukkan tidak stasioner dalam varians dapat dilakukan transformasi Box-Cox [7].

Stasioner dalam *means* dapat ditunjukkan secara visual dari plot data *time series* serta plot ACF. Stasioner dalam *means* menunjukkan plot data berfluktuasi disekitar garis yang sejajar dengan sumbu waktu (t). Apabila data menunjukkan tidak stasioner dalam *means* maka dilakukan proses *differencing* [6].

2) *Identifikasi Orde Model ARIMA*

Identifikasi model menggunakan plot ACF untuk menduga orde p pada model *Autoregresif* (AR) dan plot PACF untuk menduga orde q pada model *Moving Average* (MA) [7]. Model *time series* ARIMA dapat dituliskan sebagai berikut.

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

Model ARIMA musiman dapat ditulis sebagai berikut.

$$\Phi_P(B^S)(1 - B^S)^D Z_t = \Theta_Q(B^S)a_t \quad (2)$$

Sedangkan model ARIMA multiplikatif dapat ditulis sebagai berikut.

$$\Phi_P(B^S)\phi_p(B)(1 - B)^d(1 - B^S)^D Z_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)a_t \quad (3)$$

Keterangan:

1. Φ_P = koefisien komponen AR musiman s orde P.
2. Θ_Q = koefisien komponen MA musiman s orde Q.
3. $(1 - B)^d$ = differencing orde d.
4. $(1 - B^S)^D$ = differencing musiman s pada orde D.

3) *Estimasi dan Pengujian Signifikansi Parameter*

Estimasi parameter dapat dilakukan menggunakan *Conditional Least Square* (CLS). Metode CLS merupakan metode yang digunakan untuk mencari nilai parameter dengan meminimumkan jumlah kuadrat *error* atau *Sum Square Error* (SSE) [8].

Pengujian signifikansi parameter pada model ARIMA menggunakan uji-t.

4) *Diagnostik Model ARIMA*

Residual model ARIMA yang digunakan harus *white noise* dan berdistribusi normal.

- a. Residual *white noise* dilakukan pengujian menggunakan uji *Ljung-Box* dengan hipotesis sebagai berikut:

Hipotesis:

1. $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$ (residual tidak saling berkorelasi).
2. H_1 : minimal ada satu $\rho_k \neq 0$ (residual saling berkorelasi), $k = 1, 2, 3, \dots K$.

Daerah kritis : Tolak H_0 apabila $Q > \chi^2_{\alpha; k-p-q}$ atau $P_{\text{value}} < \alpha$.

Statistik uji :

$$Q = n(n + 2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_{a_t k}}{n-k} \quad (4)$$

Keterangan:

1. Q = statistik uji *Ljung-Box*.
2. n = jumlah observasi dari data *time series*.
3. $\hat{\rho}_{a_t k}$ = taksiran autokorelasi residual lag ke-k.
4. K = maksimum lag.
5. p = orde *Autoregressive*.
6. q = orde *Moving Average*.

- b. Residual berdistribusi normal menggunakan uji *Kormogorov Smirnov* dengan hipotesis sebagai berikut.

Hipotesis :

1. $H_0 : F(a_t) = F_0(a_t)$ (residual berdistribusi normal).
2. $H_1 : F(a_t) \neq F_0(a_t)$ (residual tidak berdistribusi normal).

Daerah kritis : Tolak H_0 apabila $D > D_{1-\alpha, n}$.

Statistik uji :

$$D = \text{Sup}|F(a_t) - F_0(a_t)| \quad (5)$$

Keterangan:

1. $F_0(a_t)$ = nilai peluang kumulatif dari distribusi normal.

2. $F(a_t)$ = peluang kumulatif yang dihitung dari data sampel.
3. n = jumlah observasi.
4. Sup = nilai maksimum $|F(a_t) - F_0(a_t)|$.
- 5) *Pemilihan Model Terbaik*

Pemilihan model terbaik berdasarkan kriteria *out-sample* menggunakan nilai berdasarkan nilai MAD (*Mean Absolute Deviation*) dan RMSE (*Root Mean Square Error*) [9]. Rumus MAD dapat ditulis dengan persamaan:

$$MAD = \frac{\sum_{t=1}^n |Z_t - \hat{Z}_t|}{n} \quad (6)$$

Kriteria RMSE dapat dirumuskan dengan:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (Z_t - \hat{Z}_t)^2}{n}} \quad (7)$$

Keterangan:

1. n = banyaknya data yang dihitung sebagai residual.
2. Z_t = nilai aktual pada waktu ke-t.
3. \hat{Z}_t = nilai peramalan pada waktu ke-t.

B. *Model Fungsi Transfer*

Model fungsi transfer adalah suatu metode yang menggambarkan nilai prediksi masa depan dari deret berkala *output* (Y_t) yang dipengaruhi oleh deret berkala *input* (X_t) dimana X_t merupakan deret Z_t pada model ARIMA dengan menggabungkan deret *input* lainnya berupa gangguan (n_t). Tujuan fungsi transfer adalah untuk menetapkan peranan X_t sebagai indikator penentu dalam mendapatkan variabel Y_t (variabel *output*) [6]. Bentuk umum model fungsi transfer ditunjukkan pada Persamaan (8).

$$Y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \varepsilon_t \quad (8)$$

Keterangan:

1. Y_t = deret *output*.
2. X_t = deret *input*.
3. ε_t = pengaruh gabungan dari seluruh faktor yang mempengaruhi deret *output* disebut dengan gangguan (*noise*).

$$\omega_s(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s$$

$$\delta_r(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$$

Langkah-langkah dalam membuat model fungsi transfer adalah sebagai berikut.

1) *Prewhitening Deret Input dan Deret Output*

Prewhitening dilakukan untuk menghilangkan seluruh pola yang diketahui sehingga hanya meninggalkan *white noise* [6]. Bentuk persamaan *prewhitening* deret *input* dan *output* adalah sebagai berikut:

$$a_t = \frac{\phi_x(B)}{\theta_x(B)} X_t \quad (9)$$

$$b_t = \frac{\phi_y(B)}{\theta_y(B)} Y_t \quad (10)$$

Keterangan:

1. a_t = deret X_t yang telah di *prewhitening*.
2. b_t = deret Y_t yang telah di *prewhitening*.

2) *Perhitungan Korelasi Silang*

Dalam proses menghadapi data *time series* sangat diperlukan untuk mempelajari hubungan satu deret yang dilambatkan (*lag*) dengan lainnya dan sebaliknya [6]. Perhitungan korelasi silang atau CCF sangat diperlukan untuk menentukan dugaan awal model fungsi transfer. Rumus korelasi silang ditunjukkan pada Persamaan (11).

$$\hat{\rho}_{ab}(k) = \frac{c_{ab}(k)}{\sqrt{c_{aa}(0)c_{bb}(0)}} = \frac{c_{ab}(k)}{S_a S_b}, k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (11)$$

Keterangan:

1. $\hat{\rho}_{ab}(k)$ = korelasi silang deret *input* dan deret *output*.
2. $C_{ab}(k)$ = kovarians silang deret *input* dan deret *output* pada lag ke- k .
3. S_a = standar deviasi deret *input*.
4. S_b = standar deviasi deret *output*.

3) *Penetapan Orde Model Fungsi Transfer*

Ada 3 parameter kunci di dalam model fungsi transfer yaitu sebagai berikut [6]:

1. r = derajat fungsi $\delta(B)$.
2. s = derajat fungsi $\omega(B)$.
3. b = keterlambatan yang dicatat dalam subskrip dari X_{t-b} .

Dalam menentukan ketiga parameter tersebut dilihat berdasarkan bentuk plot CCF. Arti nilai parameter r, s, b yaitu:

- a. Nilai r menunjukkan bahwa Y_t berkaitan dengan nilai-nilai masa lalunya atau Y dipengaruhi oleh $Y_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3}, \dots, Y_{t-r}$.
- b. Nilai s menyatakan berapa lama deret *output* (Y) secara terus menerus dipengaruhi oleh nilai-nilai baru dari deret *input* (X) atau Y dipengaruhi oleh $X_{t-b}, X_{t-b-1}, \dots, X_{t-b-s}$.
- c. Nilai b menyatakan bahwa Y tidak dipengaruhi oleh X_t pada periode $t + b$ atau $Y_t = 0X_t + 0 X_{t-1} + 0 X_{t-2} + \dots + \omega_0 X_{t-b}$.

4) *Penaksiran Deret Gangguan*

Berdasarkan Persamaan (8) model fungsi transfer maka diperoleh Persamaan (12) untuk mengestimasi deret gangguan.

$$n_t = Y_t - v_0 X_t - v_1 X_{t-1} - v_2 X_{t-2} - \dots - v_g X_{t-g} \quad (12)$$

Keterangan:

1. n_t = deret *noise* model fungsi transfer.
2. g = nilai praktis yang dipilih oleh peramal.

5) *Penetapan model ARIMA pada deret gangguan*

Apabila deret gangguan pada model fungsi transfer sudah ditetapkan maka n_t dianalisis menggunakan ARIMA pada umumnya.

6) *Penetapan Parameter Model Fungsi Transfer dan Pengujian Signifikansi Parameter.*

Estimasi parameter fungsi transfer yaitu δ, ω, ϕ dan θ dengan menggunakan metode *Conditional Least Square*.

Setelah dilakukan estimasi parameter maka dilakukan pengujian signifikansi parameter dengan hipotesis dan statistik uji yang sama seperti pengujian signifikansi pada model ARIMA. Namun menggunakan parameter model fungsi transfer.

7) *Diagnostik Model Fungsi Transfer*

- a. Dalam memeriksa apakah residual *white noise* atau tidak maka dilakukan pengujian menggunakan uji *Ljung-Box* dengan penjelasan sebagai berikut [7].

Hipotesis :

1. $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$ (residual tidak saling berkorelasi).
2. H_1 : minimal ada satu $\rho_k \neq 0$ (residual saling berkorelasi), $k = 1, 2, 3, \dots, K$.

Daerah kritis : Tolak H_0 apabila $Q_1 > \chi^2_{(k-p-q)}$

Statistik uji :

$$Q_1 = m(m + 2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_{\epsilon}^2(k)}{m-k} \quad (13)$$

Keterangan:

1. Q_1 = Statistik uji *Ljung-Box*.
2. $m = n - t_0 + 1$.
3. $\hat{\rho}_{\epsilon}^2$ = koefisien autokorelasi ϵ_t pada lag k .
4. $t_0 = \max(p + r + 1, p + s + 1)$.
5. K = lag maksimum.
6. m = jumlah parameter yang diduga model.
- b. Perhitungan korelasi silang dapat menggunakan *Ljung-Box* dengan penjelasan sebagai berikut [7].

Hipotesis :

1. H_0 : Korelasi silang antara a_t dan ϵ_t independen.
2. H_1 : Korelasi silang antara a_t dan ϵ_t tidak independen.

Daerah kritis : Tolak H_0 apabila $Q_0 > \chi^2_{(k-1-r-s)}$.

Statistik uji :

$$Q_0 = m(m + 2) \sum_{k=0}^K \frac{\hat{\rho}_{a\epsilon}^2(k)}{m-k} \quad (14)$$

Keterangan:

1. Q_0 = Statistik uji *Ljung-Box*.
2. $m = n - t_0 + 1$.
3. $t_0 = \max(p + r + 1, p + s + 1)$.
4. K = lag maksimum.
5. m = jumlah parameter yang diduga model.
6. $\hat{\rho}_{a\epsilon}^2(k)$ = koefisien korelasi silang antara deret a_t dan ϵ_t pada lag ke- k .

C. *Ekspor*

Ekspor merupakan kegiatan perdagangan yang dilakukan dengan mengirimkan barang atau jasa yang dijual dari penduduk di suatu negara kepada penduduk negara tujuan guna mendapatkan mata uang asing dari negara yang membeli barang atau jasa tersebut. Ekspor dibagi menjadi 2 yaitu ekspor migas dan ekspor non migas [2].

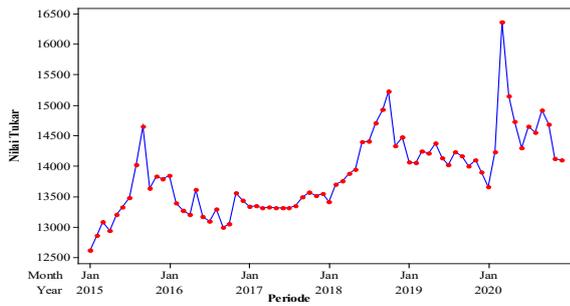
D. *Nilai Tukar*

Nilai tukar atau yang sering disebut kurs adalah nilai satuan mata uang di suatu negara yang harus diserahkan untuk mendapatkan nilai satuan mata uang di negara lain. Nilai tukar valuta asing dipengaruhi oleh permintaan dan penawaran valuta asing.

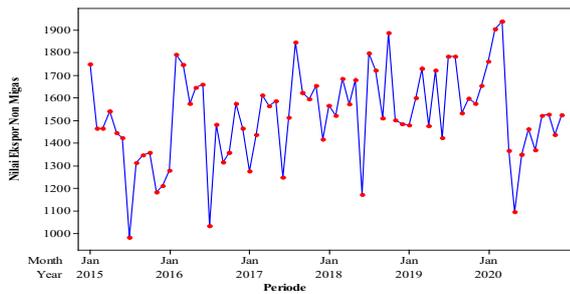
III. METODOLOGI PENELITIAN

A. *Sumber Data*

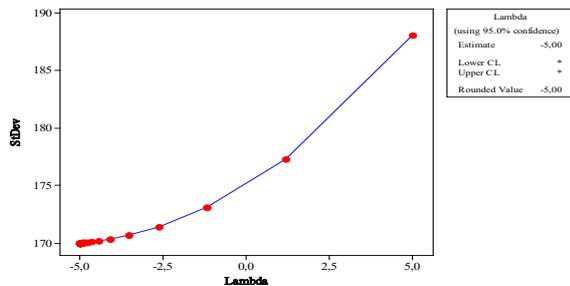
Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder. Data diperoleh dari Badan Pusat Statistika Provinsi Jawa Timur melalui *website* <https://jatim.bps.go.id/> mengenai data nilai ekspor non migas di Provinsi Jawa Timur dan Kementerian Perdagangan melalui *website* <https://statistik.kemendag.go.id/> mengenai data nilai tukar rupiah terhadap *US dollar* mulai bulan Januari 2015 sampai



Gambar 1. Time Series Plot Nilai Tukar Rupiah terhadap US Dollar.



Gambar 2. Time Series Plot Nilai Ekspor Non Migas.



Gambar 3. Box Plot Nilai Tukar Rupiah terhadap US Dollar.

bulan Desember 2020.

B. Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah nilai ekspor non migas (Y_t) dan nilai tukar rupiah terhadap US dollar (X_t), dimana variabel (X_t) merupakan variabel Z_t pada model ARIMA. Data tersebut dibagi menjadi dua yaitu data *in-sample* sebanyak 60 data mulai Januari 2015 hingga Desember 2019 dan data *outsample* sebanyak 12 data mulai Januari 2020 hingga Desember 2020.

C. Langkah Analisis

Langkah analisis dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Mendeskripsikan karakteristik nilai tukar rupiah terhadap US dollar dan nilai ekspor non migas menggunakan *time series plot*.
2. Menentukan model terbaik untuk peramalan nilai ekspor non migas menggunakan metode fungsi transfer dengan langkah sebagai berikut.
3. Menentukan ramalan nilai ekspor non migas pada periode Januari 2021 sampai Desember 2021. (a) Membagi data menjadi dua yaitu data *in-sample* dan data *out-sample*. (b) Melakukan identifikasi stasioneritas data *in-sample* pada nilai tukar rupiah terhadap US dollar. Stasioneritas dibagi menjadi dua yaitu stasioner dalam varians dan stasioner dalam *means*. (c) Menentukan model ARIMA

- (p, d, q) pada nilai tukar rupiah terhadap US dollar. Dalam menentukan model ARIMA dilakukan pendugaan model sementara ARIMA (p, d, q) menggunakan plot ACF dan PACF, estimasi parameter, pengujian signifikansi parameter, diagnostik residual model ARIMA, pemilihan model terbaik. (d) *Prewhitening* deret *input* dan deret *output*. (e) Perhitungan korelasi silang antara a_t dan b_t . (f) Melakukan identifikasi orde (r, s, b) untuk model fungsi transfer. (g) Perhitungan deret *noise*. (h) Estimasi model fungsi transfer. (i) Melakukan diagnosa residual fungsi transfer yaitu uji autokorelasi dan korelasi silang. (j) Pemilihan model fungsi transfer terbaik.

4. Menarik kesimpulan dan saran.

IV. ANALISIS DAN PEMBAHASAN

A. Karakteristik Nilai Tukar Rupiah dan Nilai Ekspor Non Migas

Gambar 1 menunjukkan bahwa nilai tukar rupiah terhadap dollar tertinggi pada bulan Maret 2020 mencapai Rp.16.367 lalu mengalami penurunan 3 bulan berturut-turut dimulai pada bulan April 2020 hingga Juni 2020 dimana hal tersebut berimbas pada menurunnya nilai ekspor non migas. Pada tahun 2015 hingga 2019 nilai tukar rupiah tertinggi terhadap US dollar masing-masing terjadi pada bulan September 2015, Januari 2016, Oktober 2017, Oktober 2018, dan Mei 2019.

Karakteristik nilai ekspor non migas menggunakan *time series plot* ditunjukkan pada Gambar 2.

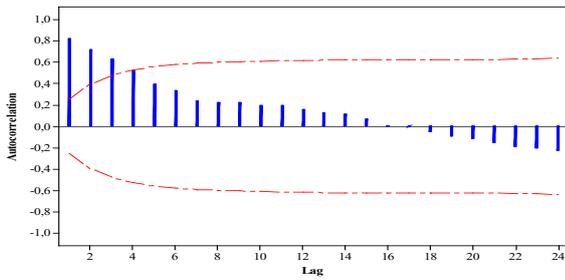
Gambar 2 menunjukkan bahwa nilai ekspor non migas tertinggi pada bulan Maret 2020 mencapai \$1.939 juta lalu mengalami penurunan 2 bulan berturut-turut dimulai pada bulan April 2020 hingga Mei 2020. Ekspor non migas Provinsi Jawa Timur pada bulan Mei 2020 mengalami penurunan disebabkan oleh berkurangnya kegiatan ekspor non migas ke beberapa negara seperti Taiwan, Swiss, Amerika Serikat, Jepang, serta Singapura. Selain itu, diakibatkan adanya penurunan ekspor non migas pada sektor pertanian, industri pengolahan, pertambangan dan lainnya utamanya logam mulia, perhiasan dan permata. Pada tahun 2015 hingga 2019 nilai ekspor non migas tertinggi masing-masing terjadi pada bulan Januari 2015, Februari 2016, Agustus 2017, Oktober 2018 serta Agustus 2019. Penurunan nilai ekspor non migas tersebut berhubungan dengan melemahnya nilai tukar rupiah terhadap US dollar pada bulan Maret 2021.

B. Pemodelan Nilai Ekspor Non Migas Menggunakan Metode Fungsi Transfer

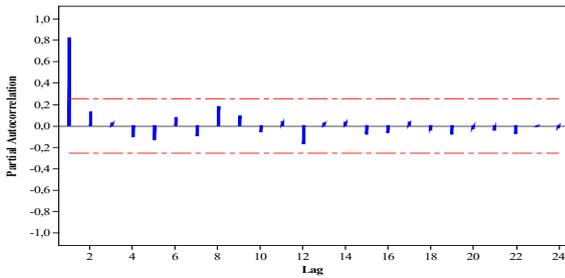
Sebelum membentuk model fungsi transfer dilakukan pembagian data yaitu data *in-sample* dan data *out-sample*. Selanjutnya melakukan identifikasi stasioneritas pada data *in-sample* nilai tukar rupiah terhadap US dollar dimana dilihat stasioner dalam varians menggunakan *box-cox* dan stasioner dalam *means* menggunakan plot ACF.

Gambar 3 menunjukkan bahwa *Box-Cox Plot* pada nilai tukar rupiah terhadap US dollar memiliki nilai *rounded value* sebesar -5 serta tidak ada batas atas dan batas bawah. Hal tersebut berarti data *in-sample* nilai tukar rupiah terhadap US dollar tidak dilakukan transformasi.

Selain stasioner dalam varians maka dilakukan juga pemeriksaan stasioner dalam *means* menggunakan plot ACF



Gambar 4. Plot ACF pada Nilai Tukar Rupiah terhadap US Dollar.



Gambar 5. Plot PACF pada Nilai Tukar Rupiah terhadap US Dollar.

Tabel 1. Estimasi Parameter Model ARIMA pada Nilai Tukar Rupiah terhadap US Dollar

Model	Parameter	Estimasi
ARIMA (1,0,0)	$\hat{\mu}$	12678,5
	$\hat{\phi}_1$	0,97909
ARIMA (0,0,4)	$\hat{\mu}$	13598,1
	$\hat{\theta}_1$	-0,76579
	$\hat{\theta}_2$	-0,51136
	$\hat{\theta}_3$	-0,47869
ARIMA (1,0,4)	$\hat{\theta}_4$	-0,45068
	$\hat{\mu}$	12716,7
	$\hat{\phi}_1$	0,97943
	$\hat{\theta}_1$	0,19642
	$\hat{\theta}_2$	-0,02918
	$\hat{\theta}_3$	-0,08911
	$\hat{\theta}_4$	-0,07825

pada nilai tukar rupiah terhadap US dollar yang ditunjukkan pada Gambar 4.

Gambar 4 menunjukkan bahwa nilai ACF pada data nilai tukar rupiah terhadap US dollar turun dengan cepat (*dies down quickly*), hal ini menunjukkan bahwa data nilai tukar rupiah terhadap US dollar sudah stasioner dalam *mean* sehingga tidak perlu dilakukan *differencing*.

Selanjutnya dilakukan proses identifikasi orde model ARIM menggunakan plot ACF pada Gambar 4. dan Plot PACF pada Gambar 5.

Gambar 5 menunjukkan bahwa plot PACF pada nilai tukar rupiah terhadap US dollar *cut off* pada lag ke-1. Sedangkan pada Gambar 4. menunjukkan bahwa plot ACF terpotong pada lag ke-1,2,3,4. Sehingga, diperoleh dugaan awal model ARIMA untuk deret *input* yaitu ARIMA (1,0,0), ARIMA (0,0,4) dan ARIMA (1,0,4).

Setelah didapatkan orde model ARIMA sementara maka dilakukan estimasi parameter yang ditunjukkan pada Tabel 1.

Berdasarkan estimasi yang diperoleh selanjutnya melakukan uji signifikansi terhadap parameter yang dihasilkan. Hasil pengujian signifikansi parameter ditunjukkan pada Tabel 2.

Tabel 2. Pengujian Signifikansi Parameter Model ARIMA pada Nilai Tukar Rupiah terhadap US Dollar. P = Parameter, K = Keputusan

Model	P	t_{hitung}	$t_{(0,025;df)}$	P_{value}	K
Arima (1,0,0)	$\hat{\mu}$	44,09	2,0017	<0,0001	Signifikan
	$\hat{\phi}_1$	30,15	2,0017	<0,0001	Signifikan
Arima (0,0,4)	$\hat{\mu}$	108,92	2,0032	<0,0001	Signifikan
	$\hat{\theta}_1$	-6,30	2,0032	<0,0001	Signifikan
	$\hat{\theta}_2$	-3,48	2,0032	0,0010	Signifikan
	$\hat{\theta}_3$	-3,26	2,0032	0,0019	Signifikan
Arima (1,0,4)	$\hat{\theta}_4$	-3,62	2,0032	0,0006	Signifikan
	$\hat{\mu}$	45,22	2,0040	<0,0001	Signifikan
	$\hat{\phi}_1$	26,68	2,0040	<0,0001	Signifikan
	$\hat{\theta}_1$	1,40	2,0040	0,1684	Tidak Signifikan
	$\hat{\theta}_2$	-0,21	2,0040	0,8362	Tidak Signifikan
	$\hat{\theta}_3$	-0,63	2,0040	0,5290	Tidak Signifikan
	$\hat{\theta}_4$	-0,56	2,0040	0,5795	Tidak Signifikan

Tabel 3. Hasil Pemeriksaan Residual White Noise Model ARIMA

Model ARIMA	Lag	Q	$\chi^2_{\alpha;k-p-q}$	P_{value}	Keputusan
(1,0,0)	6	6,53	11,0705	0,2583	White Noise
	12	11,03	19,6751	0,4408	
	18	14,41	27,5871	0,6379	
	24	17,05	35,1725	0,8067	
(0,0,4)	6	11,00	5,9915	0,0041	Tidak White Noise
	12	14,53	15,5073	0,0690	
	18	16,31	23,6848	0,2950	
	24	20,06	31,4104	0,4541	

Tabel 2 menunjukkan bahwa pengujian signifikansi parameter pada dugaan model ARIMA deret *input* signifikan karena diperoleh nilai $|t_{hitung}|$ lebih besar dari $t_{(0,025;df)}$ diperkuat dengan nilai P_{value} kurang dari α sebesar 0,05 maka tolak H_0 . Dari 3 model dugaan awal yang diketahui ada 2 model ARIMA yang memiliki parameter signifikan adalah ARIMA (1,0,0) dan ARIMA (0,0,4).

Selanjutnya dilakukan pemeriksaan diagnostik model ARIMA pada nilai tukar rupiah terhadap US dollar.

1) Pemeriksaan Residual White Noise

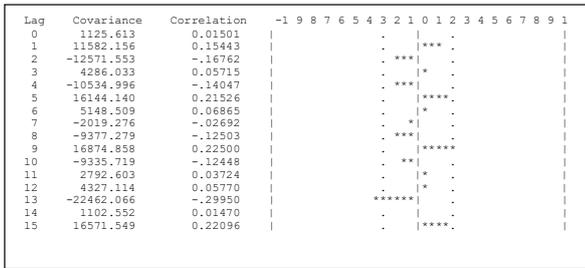
Pemeriksaan residual *white noise* model ARIMA pada nilai tukar rupiah terhadap US dollar ditunjukkan pada Tabel 3.

Tabel 3 menunjukkan bahwa pemeriksaan residual *white noise* pada dugaan model ARIMA deret *input* diperoleh nilai Q kurang dari $\chi^2_{\alpha;k-p-q}$ serta diperkuat dengan nilai P_{value} lebih dari α sebesar 0,05 maka gagal tolak H_0 yang artinya residual data tidak saling berkorelasi atau *white noise*. Model dugaan ARIMA deret *input* yang memiliki residual *white noise* adalah ARIMA (1,0,0).

2) Pemeriksaan Residual Berdistribusi Normal

Pada pemeriksaan residual *white noise* diperoleh satu model yaitu ARIMA (1,0,0). Selanjutnya model dengan residual *white noise* akan dilakukan pemeriksaan apakah residual berdistribusi normal menggunakan uji *Kormogorov Smirnov*.

Berdasarkan uji *Kormogorov Smirnov* diperoleh nilai D sebesar 0,12867 kurang dari $D_{0,95;60}$ sebesar 0,1756 maka gagal tolak H_0 yang artinya residual model ARIMA (1,0,0)



Gambar 6. Plot CCF.

Tabel 4.
Estimasi dan Pengujian Signifikansi Parameter Model Fungsi Transfer
P = Parameter

Model	P	Estimasi	t _{hitung}	P _{value}	Keputusan
(0,0,9)	$\hat{\omega}_0$	0,11288	61,62	<0,0001	Signifikan
(0,0,13)	$\hat{\omega}_0$	0,11481	55,50	<0,0001	Signifikan

Tabel 5.
Hasil Pemeriksaan Residual *White Noise* Model Fungsi Transfer

Model	Lag	Q _l	$\chi^2_{0,05;df}$	P _{value}	Keterangan
(0,0,9)	6	2,86	12,5916	0,8264	<i>White Noise</i>
	12	6,84	21,0261	0,8680	
	18	10,84	28,8693	0,9011	
	24	18,17	36,4150	0,7948	
(0,0,13)	6	2,92	12,5916	0,8186	<i>White Noise</i>
	12	9,35	21,0261	0,6731	
	18	18,83	28,8693	0,4022	
	24	23,08	36,4150	0,5150	

Tabel 6.
Hasil Pemeriksaan Residual Berdistribusi Normal Model Fungsi Transfer

Model	D	D _{0,95;n}	Keputusan
(0,0,9)	0,082246	0,1904	Berdistribusi Normal
(0,0,13)	0,078277	0,1984	Berdistribusi Normal

berdistribusi normal.

Model ARIMA yang memiliki residual *white noise* dan berdistribusi normal dilakukan perhitungan nilai MAD dan RMSE. Model ARIMA (1,0,0) merupakan model ARIMA yang memiliki parameter signifikan dengan residual *white noise* serta berdistribusi normal. Berdasarkan perhitungan nilai MAD dan RMSE masing-masing sebesar 913,8638 dan 1090,3520, sehingga model ARIMA (1,0,0) digunakan untuk proses *prewhitening*.

Proses *prewhitening* deret *input* pada model ARIMA (1,0,0) seperti berikut:

$$a_t = X_t - 0,97909X_{t-1} - 265,107 \quad (15)$$

Setelah itu, maka dilakukan *prewhitening* deret *output* sehingga didapatkan persamaan deret *output* seperti berikut:

$$b_t = Y_t - 0,97909Y_{t-1} - 265,107 \quad (16)$$

Setelah diperoleh persamaan deret *input* dan deret *output* maka langkah selanjutnya adalah menentukan orde (r,s,b) berdasarkan fungsi korelasi silang atau CCF antara deret *input* dan deret *output*.

Gambar 6 menunjukkan plot CCF dimana dapat diketahui bahwa nilai tukar rupiah terhadap *US dollar cut off* pada lag ke-9 dan 13, sehingga ditentukan nilai b=9 dan b=13. Plot CCF tidak menunjukkan pola yang jelas setelah lag ke-9 dan 13, sehingga dugaan orde r= 0. Setelah lag ke-9 dan 13 tidak terdapat lag yang *cut off* sehingga menghasilkan dugaan orde s=0. Sehingga didapatkan model dugaan fungsi transfer (r,s,b) yaitu (0,0,9) dan (0,0,13). Dugaan sementara untuk

Tabel 7.
Hasil Pemeriksaan Korelasi Silang Model Fungsi Transfer

Model	Lag	Q ₀	$\chi^2_{0,05;df}$	Df	P _{value}	Keputusan
(0,0,9)	5	5,01	11,0705	5	0,4144	Independen
	11	8,94	19,6751	11	0,6276	
	17	14,90	27,5871	17	0,6025	
(0,0,13)	23	16,80	35,1725	23	0,8191	Independen
	5	2,33	12,5916	5	0,8016	
	11	6,16	21,0261	11	0,8626	
	17	10,70	28,8693	17	0,8717	
	23	12,33	36,4150	23	0,9651	

model fungsi transfer (0,0,9) ditunjukkan pada persamaan berikut:

$$\hat{y}_t = \hat{\omega}_0 x_{t-9} + n_t \quad (17)$$

Sedangkan untuk dugaan model fungsi transfer (0,0,13) ditunjukkan pada persamaan 18.

$$\hat{y}_t = \hat{\omega}_0 x_{t-13} + n_t \quad (18)$$

Setelah dilakukan dugaan model fungsi transfer kemudian dilakukan estimasi dan pengujian signifikansi parameter yang ditunjukkan pada Tabel 4.

Tabel 4 menunjukkan bahwa parameter dari kedua dugaan model fungsi transfer adalah signifikan, karena nilai |t_{hitung}| lebih besar dari t_(0,025;59) sebesar 2,0010 diperkuat dengan nilai P_{value} kurang dari α sebesar 0,05 maka tolak H₀.

Selanjutnya dilakukan diagnostik model fungsi transfer pada nilai ekspor non migas. Pemeriksaan diagnostik model fungsi transfer meliputi pemeriksaan residual *white noise*, residual berdistribusi normal, pemeriksaan korelasi silang adalah sebagai berikut:

1. Pemeriksaan Residual *White Noise*

Pemeriksaan residual *white noise* menggunakan uji *Ljung-Box* seperti yang ditunjukkan pada Tabel 5.

Tabel 5 menunjukkan bahwa residual kedua model fungsi transfer sudah *white noise*, karena nilai Q_l semua lag kurang dari $\chi^2_{(\alpha;df)}$ serta diperkuat dengan nilai P_{value} semua lag lebih dari α sebesar 0,05 yang artinya gagal tolak H₀. Sehingga, tidak perlu melakukan permodelan ARIMA (p,0,q) pada deret *noise*.

2. Pemeriksaan Residual Berdistribusi Normal

Pemeriksaan residual berdistribusi normal pada model fungsi transfer menggunakan uji *Kormogorov Smirnov* yang ditunjukkan pada Tabel 6.

Tabel 6 menunjukkan bahwa residual kedua model fungsi transfer berdistribusi normal, karena nilai D kurang dari D_{0,95;n} maka gagal tolak H₀.

3. Pemeriksaan Korelasi Silang

Selanjutnya dilakukan pemeriksaan korelasi silang antara residual fungsi transfer dengan deret a_t. Hasil pengujian korelasi silang ditunjukkan dengan Tabel 7.

Tabel 7 menunjukkan bahwa hasil pemeriksaan korelasi silang residual model fungsi transfer dengan deret *input* yang sudah di *prewhitening* (a_t) memiliki nilai Q₀ pada semua lag kurang dari $\chi^2_{0,05;df}$ serta diperkuat dengan nilai P_{value} semua lag lebih dari α sebesar 0,05 maka gagal tolak H₀. Sehingga, dapat disimpulkan bahwa residual model fungsi transfer dengan deret *input* yang sudah di *prewhitening* (a_t) dikatakan independen.

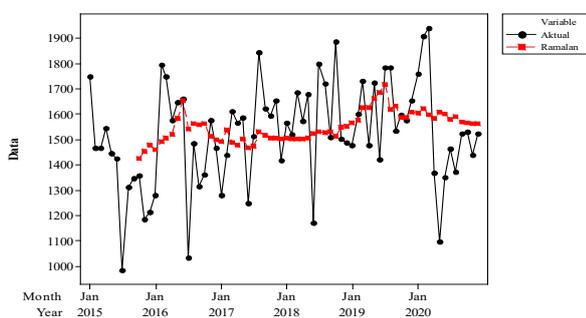
Tahapan terakhir dalam membuat model fungsi transfer pada nilai ekspor non migas yaitu melakukan pemilihan

Tabel 8.
Pemilihan Model Terbaik Model Fungsi Transfer

Model	MAD	RMSE
(0,0,9)	194,9749	237,0589
(0,0,13)	224,2404	256,8118

Tabel 9.
Hasil Peramalan Nilai Ekspor Migas

Bulan	Aktual	Ramalan
Januari 2021	1381,5890	1690,7050
Februari 2021	1505,1190	1643,4095
Maret 2021	1841,7923	1595,3331
April 2021	1761,7847	1634,4858
Mei 2021	1560,4594	1623,4427
Juni 2021	-	1664,0455
Juli 2021	-	1638,6130
Agustus 2021	-	1575,9240
September 2021	-	1573,3585
Oktober 2021	-	1562,7219
November 2021	-	1553,8090
Desember 2021	-	1546,3405



Gambar 7. Plot Data Aktual vs Ramalan Nilai Ekspor Non Migas.

model terbaik berdasarkan kriteria MAD dan RMSE seperti yang ditunjukkan pada Tabel 8.

Tabel 8 menunjukkan bahwa model fungsi transfer r,s,b (0,0,9) memiliki nilai MAD dan RMSE terkecil masing-masing memiliki nilai sebesar 194,9749 dan 237,0589.

Model fungsi transfer yang terbaik yaitu dengan orde r,s,b (0,0,9) yang dapat dibentuk menjadi persamaan berikut:

$$\hat{y}_t = 0,11288x_{t-9} + n_t \tag{19}$$

Model fungsi transfer tersebut memiliki makna bahwa nilai tukar rupiah terhadap *US dollar* 9 bulan sebelumnya mempengaruhi nilai ekspor non migas Provinsi Jawa Timur saat ini.

Untuk melihat perbedaan antara hasil peramalan dengan nilai aktual model fungsi transfer dapat melihat grafik perbandingan yang ditunjukkan pada Gambar 7.

Gambar 7 menunjukkan bahwa perbandingan nilai aktual dan ramalan nilai ekspor non migas pada model fungsi transfer kurang menggambarkan data aktual dengan baik. Hal tersebut, terlihat dari pola data ramalan kurang mampu menangkap pola data aktual.

C. Peramalan Nilai Ekspor Non Migas

Setelah didapatkan model fungsi transfer yang terbaik

maka model tersebut digunakan untuk meramalkan nilai ekspor non migas pada tahun 2021. Hasil ramalan nilai ekspor non migas ditunjukkan pada Tabel 9.

Tabel 9 menunjukkan bahwa ramalan nilai ekspor non migas paling besar pada bulan Januari 2021 sebesar US\$ 1690,7050 Juta serta paling kecil pada Bulan Desember 2021 sebesar US\$ 1546,3405 Juta. Dari ramalan tersebut diprediksi cenderung mengalami penurunan nilai ekspor non migas dimulai dari bulan Juni 2021 hingga bulan Desember 2021. Data ramalan juga yang didapatkan kurang menggambarkan data aktual dengan baik dikarenakan nilai ramalan cenderung linier dibandingkan nilai aktual.

V. KESIMPULAN/RINGKASAN

Kesimpulan pada penelitian ini, model terbaik untuk meramalkan nilai ekspor non migas berdasarkan nilai tukar rupiah terhadap *US Dollar* yaitu $y_t = 0,11288x_{t-9} + n_t$.

Hasil ramalan menunjukkan bahwa nilai ekspor non migas Provinsi Jawa Timur pada tahun 2021 cenderung mengalami penurunan berturut-turut dimulai pada bulan Juni hingga Desember 2021. Melihat perbandingan antara hasil ramalan dan data aktual didapatkan bahwa hasil ramalan kurang menggambarkan data aktual dengan baik hal ini diduga disebabkan oleh pemilihan variabel *input* kurang tepat.

Berdasarkan hasil dari penelitian ini maka pada penelitian selanjutnya sebaiknya menggunakan variabel *input* yang diduga kuat mempengaruhi variabel nilai ekspor non migas.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] P. Sayoga and S. Tan, "Analisis cadangan devisa Indonesia dan faktor-faktor yang mempengaruhinya," *J. Paradig. Ekon.*, vol. 12, no. 1, pp. 25–30, 2017, doi: <https://doi.org/10.22437/paradigma.v12i1.3931>.
- [2] BPS Provinsi Jawa Timur, *Statistik Ekspor Jawa Timur Tahun 2019*, 1st ed. Jakarta: Badan Pusat Statistik (BPS - Statistics Jawa Timur), 2019, ISBN: 978-623-7521-25-9.
- [3] L. G. Meydianawathi and K. A. S. Prama, "Variabel-variabel yang mempengaruhi ekspor nonmigas Indonesia ke Amerika Serikat," *J. Ekon. Kuantitatif Terap.*, vol. 6, no. 2, pp. 98–105, 2013, ISSN: 2303-0186.
- [4] I. Arifin and G. H. Wagiana, *Membuka Cakrawala Ekonomi untuk Kelas XII Sekolah Menengah Atas /Madrasah Aliyah Program Ilmu Pengetahuan Sosial*, 1st ed. Salatiga, Jawa Tengah: Pusat Perbukuan Departemen Pendidikan Nasional, ISBN: 9789790686960.
- [5] F. Indrawati B. N and B. Sutijo, "Pemodelan jumlah ketersediaan beras untuk Jawa Timur dengan Pendekatan Fungsi Transfer," *J. Sains dan Seni ITS*, vol. 1, no. 1, p. D-81-D-86, 2012, doi: 10.12962/j23373520.v1i1.776.
- [6] S. G. Makridakis, S. C. Wheelwright, and V. E. McGee, *Metode dan Aplikasi Peramalan*, 2nd ed. Jakarta: Erlangga, 1999, ISBN: 9780471532330.
- [7] W. W. S. Wei, *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods*, 1st ed. Canada: Pearson Addison Wesley, 2006, ISBN: 9780321322166.
- [8] J. D. Cryer and K. S. Chan, *Time Series Analysis with Application in R*. New York: Springer, 2008, ISBN: 9780387759586.
- [9] J. G. De Gooijer and R. Hyndman, "25 Years of time series forecasting," *Int. J. Forecast.*, vol. 22, no. 3, pp. 443–473, 2006, doi: 10.1016/j.ijforecast.2006.01.001.