

Penerapan Model Generalized Space Time Autoregressive Pada Data Nilai Tukar Petani Di Tiga Provinsi Pulau Sumatera

Application of Generalized Space Time Autoregressive Model on Farmer Exchange Rate Data in Three Provinces of The Sumatera Island

Fadhilatul Nida Aryani^{*)}, Sri Sulistijowati Handajani, Etik Zukhronah
 Program Studi Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
 Universitas Sebelas Maret, Surakarta

*E-mail: fadhilatulnida29@student.uns.ac.id

ABSTRACT

The agricultural sector has a big role in the development of the Gross Regional Domestic Product (GDP). Therefore the agricultural sector is very important. Besides the agricultural sector, the farmer's welfare also needs to be considered because the agricultural sector will be good if the welfare of farmers is good also. In measuring the level of farmers' welfare, the method used is the farmer's exchange rate. The farmer's exchange rate has a location relationship and a previous time relationship. The Generalized Space-Time Autoregressive (GSTAR) model is a good method of forecasting data that contains time series and location relationships by assuming that the data has heterogeneous characteristics. The purpose of this study is to model the farmer exchange rate data with GSTAR using normalization of cross-correlations weighting and inverse distance in three provinces namely West Sumatra, Bengkulu and Jambi Provinces. Based on data analysis, the best GSTAR model obtained by using the best weighting with the model is GSTAR $(1_1) - I(1)$ using normalization of cross-correlations because the assumption of normal white noise and multivariate are fulfilled with an RMSE value of 1.097775. The best GSTAR model explains that the exchange rate of West Sumatra farmers is only the previous time, Bengkulu farmers' exchange rate is the previous time and is the exchange rates of farmers of West Sumatra and Jambi, whereas for the exchange rate of farmers of Jambi is the exchange rates of farmers of Bengkulu and West Sumatra and influenced by previous times.

Keywords: GSTAR, RMSE, farmers exchange rate, normalization of cross-correlations, inverse distance.

PENDAHULUAN

Menurut Badan Perencanaan Pembangunan Nasional (Bappenas) tahun 2012 di Pulau Sumatera sektor pertanian menjadi sektor andalan karena sebagai penyumbang tertinggi bagi Produk Domestik Regional Bruto (PDRB). Peranan sektor pertanian dalam PDRB di Pulau Sumatera masih cukup besar yaitu sebesar 22,27%, yang lebih tinggi dibandingkan di Pulau Jawa dan Bali yaitu sebesar 6,61%, dan Pulau Kalimantan sebesar 11,61%. Menurut BPS Sumatera Barat (2016), perekonomian Provinsi Sumatera Barat didominasi oleh sector pertanian. Dilihat dari distribusi persentase PDRB atas dasar harga berlaku menurut lapangan usaha, sektor pertanian memiliki kontribusi terbesar dibandingkan sektor lain yaitu sebesar 24,84%.

Menurut BPS Provinsi Jambi (2006), sektor pertanian telah berperan sebesar 17,47 % terhadap PDRB di Provinsi Jambi dan 59,95 % tenaga kerja yang ada di Provinsi Jambi bekerja di sektor pertanian. Menurut Bappenas

(2012) berdasarkan data distribusi persentase PDRB menurut provinsi dan lapangan usaha kontribusi sektor pertanian menurut provinsi di wilayah Sumatera tertinggi di Provinsi Bengkulu yaitu sebesar 37,03%. Oleh karena itu, sektor pertanian cukup berperan di ketiga provinsi sehingga perlu diperhatikan tingkat kesejahteraan petaninya. Hal ini dilakukan supaya para petani tidak memilih untuk beralih pekerjaan ke bidang lain. Salah satu pendekatan untuk mengukur kesejahteraan petani di daerah pedesaan menggunakan nilai tukar petani (NTP). Menurut BPS (2018), nilai tukar petani merupakan rasio indeks harga yang diterima oleh petani (I_t) dan indeks harga yang dibayar petani (I_b). I_t merupakan indikator tingkat pendapatan petani, sedangkan I_b merupakan kebutuhan petani baik konsumsi maupun produksi. Faktor-faktor yang mempengaruhi NTP adalah produksi tanaman pangan, total kebutuhan tanaman pangan dan non pangan, dan setiap daerah di Pulau Sumatera

membutuhkan daerah sekitarnya dalam pemenuhan kebutuhan pertanian tersebut.

Pergerakan NTP memiliki keterkaitan antar waktu sebelumnya, dan juga memiliki keterkaitan lokasi. Oleh karena itu berdasarkan permasalahan di atas, dilakukan penelitian yang bertujuan untuk menyusun model peramalan data NTP menurut waktu dan lokasi yang memiliki karakteristik berbeda. Model peramalan yang baik digunakan untuk data runtun waktu dan lokasi adalah model *Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR)*. Model *Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR)* digunakan jika setiap lokasinya memiliki karakteristik yang berbeda, hal ini ditunjukkan oleh perbedaan antar satu lokasi dengan lokasi lain. Karakteristik lokasi yang berbeda ditunjukkan berdasarkan tingkat pemerataan pendapatan distribusi yang tidak sempurna yang dapat dilihat melalui nilai indeks gini ini pada masing-masing lokasi.

METODE

Model Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR)

Model *Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR)* merupakan salah satu model yang digunakan untuk memodelkan dan meramalkan data runtun waktu dan lokasi. Borovkova *et.al.*, (2008) menyatakan bahwa model *GSTAR* (p, λ_s) dapat dituliskan sebagai berikut

$$Z_{i,t} = \sum_{k=1}^p \sum_{l=0}^{\lambda_s} \sum_{i=1}^N \Phi_{kl}^i W^l(k) Z_{t,k} + e_{i,t} \quad (1.1)$$

dengan Φ_{kl}^i adalah matriks diagonal ruang waktu dengan lag spasial l dan lag waktu ke- k pada daerah i , $W^l(k)$ adalah matriks pembobot ukuran ($N \times N$), $e_{i,t}$ adalah residu ($N \times I$) yang berdistribusi normal pada daerah i dan waktu ke- t , $Z_{i,t}$ adalah nilai pengamatan pada daerah i dan waktu ke- t yang berukuran ($N \times I$). Menurut Wutsqa (2010) model *GSTAR* menunjukkan ketergantungan waktu dan lokasi, sedangkan model *Vektor Autoregressive (VAR)* hanya menunjukkan ketergantungan waktu. Model *GSTAR* merupakan pengembangan dari model *STAR*. Model *STAR* mengasumsikan bahwa parameter *autoregressive* setiap lokasi sama, sehingga hanya dapat digunakan pada data yang bersifat homogen. Model *GSTAR* mengasumsikan parameter *autoregressive* setiap lokasi berbeda, sehingga dapat digunakan untuk data yang bersifat heterogen.

Uji Heterogenitas Lokasi

Menurut Karlina, *et al.*, (2014) metode indeks Gini merupakan rasioanalisis yang sangat merepresentatif data dalam masyarakat yang heterogen. Metode indeks Gini biasanya digunakan untuk mengetahui tingkat pemerataan pendapatan masyarakat dengan melihat nilai indeks Gini yang dibagi menjadi

beberapa criteria diantaranya $G_n = 0$ artinya pemerataan sempurna dan $G_n = 1$ artinya pemerataan tidak sempurna. Indeks Gini merupakan suatu metode yang dapat digunakan untuk membandingkan dari satu waktu ke waktu atau dari satu lokasi ke lokasi yang lain. Berikut uji hipotesis heterogenitas.

$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma^2$ (terdapat homogenitas spasial)

$H_1 : \sigma_i^2 \neq \sigma^2$ (paling tidak terdapat satu heterogenitas spasial)

Statistik uji:

$$G = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2 \bar{y}_i} \times \sum_{i=1}^{n_i} y_i \quad (1.2)$$

dengan G merupakan indeks Gini, n merupakan jumlah data, n_i merupakan jumlah data pada lokasi ke- i , \bar{y}_i merupakan rata-rata dari masing-masing variabel yang diamati. H_0 ditolak jika nilai G lebih dari sama dengan 1.

Pembobot Lokasi Normalisasi Korelasi Silang

Pembobotan normalisasi korelasi silang dihasilkan dari normalisasi korelasi silang antar lokasi pada lag waktu yang bersesuaian. Menurut Suhartono dan Atok (2006) Secara umum korelasi silang antara lokasi ke- i dan ke- j pada lag ke- k $corr[Z(t), Z(t-k)]$ dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\rho_{ij}(k) = \frac{\gamma_{ij}(k)}{\sigma_i \sigma_j}, k = 1, 2, 3, \dots \quad (1.3)$$

Dengan $\gamma_{ij}(k)$ adalah kovariansi silang antara kejadian dilokasi ke- i dan ke- j . Nilai taksiran dari korelasi silang pada sampel dapat dihitung dengan persamaan sebagai berikut:

$$r_{ij}(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^n [Z_i(t) - \bar{Z}_i][Z_j(t-k) - \bar{Z}_j]}{\sqrt{(\sum_{t=1}^n [Z_i(t) - \bar{Z}_i]^2)(\sum_{t=1}^n [Z_j(t-k) - \bar{Z}_j]^2)}}$$

Sehingga pembobot normalisasi korelasi silang antar lokasi untuk model *GSTAR* dapat dituliskan sebagai berikut:

$$W_{ij}(k) = \frac{r_{ij}(k)}{\sum_{j \neq i} |r_{ij}(k)|}, \text{ dengan } i \neq j \text{ dan } \sum_{j \neq i} |W_{ij}| = 1$$

Pembobot Lokasi Invers Jarak

Menurut Faizah dan Setiawan (2013) perhitungan bobot invers jarak sebagai berikut:

$$w'_{ij} = \frac{\frac{1}{d_{ij}}}{\sum_{j=1}^N \frac{1}{d_{ij}}}, j \neq i \quad (1.4)$$

$$d_{ij} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2}$$

d_{ij} merupakan jarak dari lokasi i ke- j ($u_i - u_j$) koordinat garis lintang dan ($v_i - v_j$) koordinat garis bujur.

Estimasi Parameter Model GSTAR

Menurut Borovkova *et.al.*, (2008), dalam model *GSTAR* metode kuadrat terkecil digunakan untuk pendugaan parameter Φ . Model *GSTAR* memiliki nilai pengamatan yang dinotasikan dengan $Z_{i,t}, t = 0, 1, 2, \dots, T$ merupakan waktu, lag waktu yang dinotasikan dengan k , lag spasial yang

dinotasikan dengan l , pembobot yang dinotasikan dengan w dan $i = 1, 2, 3, \dots, N$ adalah daerah pengamatan. Bentuk matriks model *GSTAR* dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$Z_{i(N \times 1)}(t) = \sum_{k=1}^p \sum_{l=0}^{\lambda s} \sum_{i=1}^N \Phi_{kl(N \times N)}^i W^l_{(N \times N)}(k) Z_{(N \times 1)}(t - k) + e_{(N \times 1)}(t) \quad (1.5)$$

Dengan $V_i(t) = \sum_{j=1}^N w_{ij}(k) Z_j(t)$ untuk $i \neq j$ maka model untuk lokasi ke- i :

$$Z_i = Z_i^* \Phi + \varepsilon \quad (1.6)$$

Dalam hal ini, model persamaan *GSTAR* (1₁) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$Z_i = \begin{bmatrix} Z_i(2) \\ Z_i(3) \\ \vdots \\ Z_N(T) \end{bmatrix}, Z_i^* = \begin{bmatrix} Z_i(1) & V_i(1) \\ Z_i(2) & V_i(2) \\ \vdots & \vdots \\ Z_N(T-1) & V_N(T-1) \end{bmatrix}, \Phi = \begin{bmatrix} \phi_{kl}^i \\ \phi_{kl}^i \\ \vdots \\ \phi_{kl}^i \end{bmatrix}, \varepsilon_i = \begin{bmatrix} e_i(2) \\ e_i(3) \\ \vdots \\ e_N(T) \end{bmatrix}$$

Estimasi parameter model dengan menggunakan metode kuadrat terkecil (MKT) menurut Gurajati (2006) adalah:

$$\hat{\Phi} = (Z^{*'} Z^*)^{-1} (Z^{*'} Z)$$

Uji Asumsi Model

Uji kecukupan model menggunakan uji Ljung- Box dan uji normalitas. Menurut Hanke dan Wichern (2005) langkah-langkah uji Ljung- Box adalah sebagai berikut:

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k$ (tidak terdapat autokorelasi antar data)

$H_1 : \rho_k \neq 0, k = 1, 2, \dots, k$ (terdapat autokorelasi antar data)

Statistik uji:

$$LB = n(n + 2) \sum_{k=1}^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \quad (1.7)$$

dengan n adalah jumlah pengamatan, k adalah jumlah lag, dan $\hat{\rho}_k^2$ adalah autokorelasi duga pada lag ke- k , m adalah banyak parameter. H_0 ditolak jika nilai $LB > \chi^2_{1-\alpha, k-m}$ atau jika nilai p lebih kecil dari α .

Menurut Bhattacharyya (2010), uji normalitas merupakan sebuah uji yang dilakukan untuk menilai sebaran data, apakah sebaran data tersebut berdistribusi normal atau tidak. Uji normalitas dilakukan dengan menggunakan uji Kolmogorov-Smirnov karena memiliki jumlah data yang lebih besar dari 30 yaitu 252 data yang dibagi menjadi 3 provinsi di Pulau Sumatera. Uji Kolmogorov-Smirnov dengan langkah-langkah sebagai berikut.

$H_0 : F(x) = F_0(x)$ untuk semua x (data berdistribusi normal)

$H_1 : F(x) \neq F_0(x)$ untuk minimal satu nilai x (data tidak berdistribusi normal)

Statistik uji

$$D = \sup_x |S(X) - F_0(X_i)| \quad (1.8)$$

dengan

$S(X)$: fungsi distribusi frekuensi kumulatif

$F_0(X_i)$: probabilitas kumulatif dari distribusi normal.

H_0 ditolak jika $D > D_{n(\alpha)}$ atau nilai p lebih kecil dari α

Validasi Model *GSTAR*

Validasi pada model *GSTAR* dilakukan untuk mengukur kebaikan model dan ketepatan prediksi dari model dengan nilai sebenarnya dari pengamatan. Hal ini dapat dilakukan dengan melihat nilai *RMSE*, yaitu

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^m (Z_t - \hat{Z}_t)^2}{m}} \quad (1.9)$$

dengan m adalah banyak ramalan yang dilakukan, Z_t adalah data aktual dari nilai tukar petani, dan \hat{Z}_t adalah data prediksi dari nilai tukar petani. Suatu model dikatakan baik dan tepat apabila nilai *RMSE*-nya mendekati nol.

Sumber Data dan Variabel Penelitian

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari website bps.go.id menurut nilai tukar petani di tiga provinsi yaitu, Provinsi Bengkulu, Sumatera Barat dan Jambi dengan periode waktu mulai dari bulan Januari tahun 2011 sampai bulan Desember tahun 2018. Data yang didapat sebanyak 96 data yang dibagi menjadi dua bagian yaitu:

- (i) Data *training*: Januari 2011-Desember 2017
- (ii) Data *testing*: Januari 2018-Desember 2018

Data *training* digunakan untuk memodelkan data, sedangkan data *testing* digunakan untuk mengecek validasi model. Dalam penelitian ini nilai tukar petani Provinsi Bengkulu dinotasikan dengan $Z_a(t)$, nilai tukar petani Provinsi Sumatera Barat dinotasikan dengan $Z_b(t)$ serta nilai tukar petani Provinsi Jambi dinotasikan dengan $Z_c(t)$. Penelitian ini merupakan penelitian terapan yang menerapkan model *GSTAR* pada nilai tukar petani dengan menggunakan pembobot normalisasi korelasi silang di tiga provinsi yaitu, Provinsi Sumatera Barat, Bengkulu dan Jambi. Langkah-langkah menganalisis data sebagai berikut:

1. Menghitung korelasi antar lokasi dalam data.
2. Memeriksa heterogenitas lokasi dengan menggunakan indeks Gini.
3. Memeriksa kestasioneran data.
4. Menentukan orde *autoregressive* (p) dalam model *GSTAR* menggunakan model *VAR* (p)
5. Menghitung pembobot normalisasi korelasi silang untuk setiap lokasi
6. Menghitung pembobot invers jarak untuk setiap lokasi
7. Menduga parameter model *GSTAR* untuk data nilai tukar petani sesuai orde *autoregressive* dan ordespasial untuk pembobot normalisasi korelasi silang dan invers jarak.
8. Menguji signifikansi parameter pada model *GSTAR* untuk data nilai tukar petani dengan

- menggunakan pembobot normalisasi korelasi silang.
9. Memperoleh model *GSTAR* untuk data nilai tukar petani dengan menggunakan pembobot normalisasi korelasi silang dan invers jarak
 10. Melakukan uji kenormalan residu menggunakan uji Kolmogorov-Smirnov.
 11. Melakukan uji *white noise* residu menggunakan uji *Ljung Box*.
 12. Menghitung nilai *RMSE* pada model *GSTAR* untuk validasi model.

Melakukan peramalan nilai tukar petani untuk beberapa periode kedepan.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Dalam memudahkan penjelasan dan pemahaman tentang data nilai tukar petani di Provinsi Sumatera Barat (Sumbar), Bengkulu dan Jambi. maka menggunakan statistika deskriptif. Hasil analisis statistik deskriptif dari masing-masing data disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Statistik Deskriptif Nilai Tukar Petani

Variabel	Rata-rata	Simpangan Baku	Minimum	Maksimum
Bengkulu	97.54	3.97	91.64	104.61
Sumbar	101.31	3.74	95.71	107.02
Jambi	100.02	3.28	94.72	104.99

Tabel 1. Menunjukkan bahwa Provinsi Sumatera Barat memiliki rata-rata nilai tukar petani tertinggi yaitu 101,32. Provinsi Bengkulu memiliki nilai simpangan baku tertinggi yaitu sebesar 3,969. Selanjutnya korelasi data nilai tukar petani ketiga lokasi disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2. Korelasi Antar Provinsi

	Bengkulu	Sumatera Barat
Sumbar	0.937	
Nilai <i>p</i>	0.000	
Jambi	0.787	0.812
Nilai <i>p</i>	0.000	0.000

Tabel 2. Menunjukkan bahwa nilai korelasi dari ketiga lokasi besar sehingga dapat dikatakan bahwa ketiga lokasi memiliki keterkaitan antar satu lokasi dengan lokasi yang lain.

Uji Heterogenitas Lokasi

Dalam penerapan model *GSTAR* data yang digunakan harus memenuhi asumsi karakteristik heterogen. Hal itu yang membedakan model *GSTAR* dengan model *STAR*. Model *STAR* digunakan untuk data yang memiliki karakteristik homogen. Heterogenitas dari ketiga lokasi dapat dilihat dalam Tabel 3.

Tabel 3. Heterogen Lokasi

	Nilai <i>G</i>
$G_{Bengkulu}$	1.001322751
$G_{Sumatera\ barat}$	1.001322751
G_{Jambi}	1.001322751

Tabel 3 menunjukkan bahwa nilai *G* (indeks Gini) lebih dari 1 maka H_0 ditolak yang artinya lokasi heterogen. Selanjutnya pola data nilai tukar petani ketiga lokasi yang menunjukkan bahwa plot time series pada ketiga lokasi tidak mengalami pola musiman di masing-masing lokasi. Dalam plot runtun waktu Sumatera Barat memiliki nilai tukar petani tertinggi kemudian disusul oleh Jambi dan Bengkulu.

Identifikasi Model *GSTAR*

Pengujian stasioneritas pada model runtun waktu multivariat juga dapat dilihat dari hasil uji *augmented* Dickey Fuller pada Tabel 4.

Tabel 4. Nilai *p* Uji *augmented* Dickey Fuller

Lokasi	Bengkulu	Sumatera Barat	Jambi
Nilai <i>p</i>	0.9356	0.4553	0.6069

Tabel 4 menunjukkan bahwa nilai *p* untuk ketiga lokasi lebih dari $\alpha = 0,05$ sehingga H_0 diterima yang berarti data tidak stasioner. Oleh karena itu data perlu distasionerkan dengan menggunakan *differencing*. Setelah tahapan *differencing*, data sudah stasioner, terlihat pada Tabel 5.

Tabel 5. Uji ADF *Differencing* Data Nilai Tukar Petani

Lokasi	Bengkulu	Sumatera Barat	Jambi
Nilai <i>p</i>	0.01	0.01	0.01

Tabel 5 menunjukkan bahwa nilai *p* untuk ketiga lokasi kurang dari $\alpha = 0,05$ sehingga

Ho ditolak yang berarti data sudah stasioner. Dalam menentukan orde model *GSTAR* selanjutnya dapat diperoleh dari orde model *VAR* berdasarkan data yang sudah stasioner. Dalam hal ini untuk memperoleh model yang sesuai ditentukan dari panjang *lag* optimal berdasarkan nilai *Akaike's Information Criterion* (AIC) terkecil.

Tabel 6. Nilai AIC masing-masing *lag* pada model VAR

Lag	1	2	3	4
AIC	-1.953	-1.889	-1.739	-1.689

Tabel 6. Menunjukkan bahwa nilai AIC terkecil terletak pada *lag* ke-1. Oleh karena itu dapat disimpulkan bahwa orde *autoregressive* model *GSTAR* adalah 1. Setelah menentukan orde *autoregressive*, langkah selanjutnya yaitu menentukan orde spasial dari model *GSTAR*. Menurut Wutsqa (2010) model *GSTAR* memiliki orde spasial 1 karena orde tinggi sulit diinterpretasikan. Berdasarkan pernyataan di atas, maka model *GSTAR* adalah $(1_1)I(1)$.

Penentuan Bobot Lokasi Model *GSTAR*

Bobot lokasi yang paling baik digunakan untuk pemodelan *GSTAR* adalah bobot lokasi yang memberikan nilai eror paling kecil. Dalam penelitian ini digunakan dua pembobot untuk model *GSTAR* yaitu :

1) Normalisasi Korelasi Silang

Hasil perhitungan bobot normalisasi korelasi silang pada *lag* yang bersesuaian di ketiga lokasi sebagai berikut:

$$W(1) = \begin{bmatrix} 0 & 0,543371872 & 0,456628128 \\ 0,534176366 & 0 & 0,465823634 \\ 0,502806427 & 0,49719353 & 0 \end{bmatrix}$$

2) Invers Jarak

Hasil perhitungan pembobot invers jarak mempertimbangkan koordinat lintang dan bujur. Koordinat lintang dan bujur yang memiliki derajat desimal kemudian dikonversikan kedalam kilometer. Nilai koordinat lintang dan bujur ketiga wilayah bisa dilihat dalam Tabel 7.

Tabel 7. Koordinat Lintang dan Bujur Ketiga Wilayah dalam Derajat Desimal

Lokasi	Lintang	Bujur
Bengkulu	-3.577847	102.34639
Sumbar	-1.30138	100.240883
Jambi	-1.610123	103.613121

Setelah mengkonversikan ke kilometer maka perhitungan pembobot invers jarak

sebagai berikut:

$$W^1 = \begin{pmatrix} 0 & 0.615763547 & 0.384236453 \\ 0.376 & 0 & 0.624 \\ 0.273255814 & 0.726744186 & 0 \end{pmatrix}$$

Estimasi Parameter Model *GSTAR*

Estimasi parameter menggunakan metode kuadrat terkecil pada kedua pembobot lokasi menghasilkan beberapa parameter yang signifikan seperti pada Tabel 8.

Tabel 8. Estimasi Parameter

Normalisasi Korelasi Silang			
Parameter	Penduga	t-hitung	Nilai p
ϕ_{10}^1	0.090	0.82	0.411
ϕ_{10}^2	0.443	3.38	0.001
ϕ_{10}^3	0.017	0.12	0.906
ϕ_{11}^1	0.426	3.56	0.000
ϕ_{11}^2	0.1138	1.36	0.174
ϕ_{11}^3	0.545	3.82	0.000

Oleh karenater dapat parameter yang tidak signifikan, semua parameter diestimasi kembali dengan menggunakan regresi *stepwise* untuk memperoleh modelnya. Tabel 9. Menunjukkan hasil estimasi parameter dan uji signifikansi dengan $\alpha = 0,05$

Tabel 9. Hasil Estimasi Parameter *GSTAR* $(1_1)I(1)$ dengan pembobot normalisasi korelasi silang menggunakan regresi *stepwise*

Normalisasi Korelasi Silang			
Parameter	Penduga	t-hitung	Nilai p
ϕ_{10}^2	0.464	3.60	0.000
ϕ_{11}^1	0.426	3.56	0.000
ϕ_{11}^3	0.556	3.90	0.000

$$\widehat{Z}_a = 0.231476 Z_b(t - 1) + 0.194524 Z_c(t - 1) \quad (1.10)$$

$$\widehat{Z}_b = 0.464 Z_b(t - 1) \quad (1.11)$$

$$\widehat{Z}_c = 0.27956 Z_a(t - 1) + 0.27644 Z_b(t - 1) \quad (1.12)$$

Model *GSTAR* $(1_1)I(1)$ dengan pembobot normalisasi korelas silang pada persamaan (1.10), (1.11), (1.12) diatas, digunakan untuk memprediksi nilai tukar petani bulan Januari 2018-Desember 2018. Persamaan (1.10) menunjukkan bahwa nilai tukar petani Provinsi Bengkulu (Z_a) dipengaruhi oleh nilai tukar petani di Provinsi Sumatera Barat dan Jambi untuk satu periode sebelumnya. Pada persamaan (1.11) diperoleh hasil bahwa nilai tukar petani Provinsi Sumatera Barat dipengaruhi oleh nilai tukar petani satu periode sebelumnya. Nilai tukar petani Provinsi Jambi

dipengaruhi oleh nilai tukar petani Provinsi Bengkulu dan Sumatera Barat. Estimasi parameter berdasarkan pembobot invers jarak terdapat pada Tabel 10.

Tabel 10. Hasil Estimasi Parameter GSTAR $(1_1)I(1)$ dengan pembobot invers jarak

Parameter	Invers Jarak		
	Penduga	t-hitung	Nilai p
ϕ_{10}^1	0.098	0.89	0.377
ϕ_{10}^2	0.329	2.82	0.005
ϕ_{10}^3	0.018	0.13	0.898
ϕ_{11}^1	0.441	3.57	0.000
ϕ_{11}^2	0.1334	1.58	0.115
ϕ_{11}^3	0.43	3.34	0.001

Langkah selanjutnya yaitu regresi *stepwise*. Tabel 11 menunjukkan hasil estimasi parameter dan uji signifikansi dengan metode *stepwise* menggunakan pembobot normalisasi korelasi silang.

$$\widehat{Z}_a = 0.165816Z_b(t-1) + 0.275184Z_c(t-1) \quad (1.13)$$

$$\widehat{Z}_b = 0.350 Z_b(t-1) \quad (1.14)$$

$$\widehat{Z}_c = 0.311773Z_a(t-1) + 0.117227Z_b(t-1) \quad (1.15)$$

Tabel 11. Hasil Estimasi Parameter GSTAR $(1_1)I(1)$ dengan pembobot normalisasi korelasi silang menggunakan regresi *stepwise*

Parameter	Invers Jarak		
	Penduga	t-hitung	Nilai p
ϕ_{10}^2	0.35	3.07	0.000
ϕ_{11}^1	0.441	3.58	0.000
ϕ_{11}^3	0.429	3.34	0.000

Model GSTAR $(1_1)I(1)$ dengan pembobot invers jarak pada persamaan (1.13), (1.14), (1.15) diatas, digunakan untuk memprediksi nilai tukar petani bulan Januari 2018-Desember 2018. Persamaan (1.13) menunjukkan bahwa nilai tukar petani Provinsi Bengkulu (Z_a) dipengaruhi oleh nilai tukar petani di Provinsi Sumatera Barat dan Jambi untuk satu periode sebelumnya. Pada persamaan (1.14) diperoleh hasil bahwa nilai tukar petani Provinsi Sumatera Barat dipengaruhi oleh nilai tukar petani satu periode sebelumnya. Nilai tukar petani Provinsi Jambi dipengaruhi oleh nilai tukar petani Provinsi Bengkulu dan Sumatera Barat.

Uji Asumsi Residual

Pemeriksaan asumsi residual dilakukan dua kali yaitu pemeriksaan asumsi *white noise* dan normal multivariat. Hasil pemeriksaan asumsi

residual dengan pembobot invers jarak dan normalisasi korelasi silang dapat dilihat pada Tabel 12. Sebagai berikut:

Tabel 12. Nilai p uji Ljung-Box masing-masing pembobot

Pembobot Lokasi	Nilai P White Noise
Normalisasi Korelasi Silang	0.3859
Invers Jarak	0.7307

Selanjutnya nilai p untuk uji normalitas pada masing-masing pembobot dapat dilihat melalui Tabel 13.

Tabel 13. Nilai p uji Normalitas masing-masing pembobot

Pembobot Lokasi	Nilai P normalitas
Normalisasi Korelasi Silang	0.7503
Invers Jarak	0.9316

Berdasarkan Tabel 12 dapat disimpulkan bahwa model GSTAR untuk pembobot invers jarak dan normalisasi korelasi silang keduanya memenuhi asumsi *white noise* karena nilai p lebih besar dari batas toleransi 5% yang berarti tidak terdapat korelasi antar residu model. Sedangkan untuk Tabel 13. asumsi normal multivariat, kedua pembobot terpenuhi karena nilai p lebih besar dari batas toleransi 5% yang berarti model GSTAR untuk pembobot invers jarak dan normalisasi korelasi silang berdistribusi normal multivariat.

Uji Validasi Model GSTAR

Model peramalan terbaik dipilih berdasarkan nilai RMSE terkecil. Hasil perhitungan RMSE model GSTAR $(1_1)I(1)$ dengan pembobot invers jarak dan normalisasi korelasi silang dapat dilihat pada Tabel 14.

Tabel 14. Nilai RMSE

Pembobot Lokasi	RMSE
Normalisasi korelasi silang	1.097775
Invers jarak	1.1469

Tabel 14. Menunjukkan bahwa model GSTAR dengan pembobot lokasi normalisasi korelasi silang lebih baik digunakan karena memiliki nilai RMSE yang lebih kecil.

Peramalan nilai tukar petani

Berdasarkan identifikasi model GSTAR, diperoleh model terbaik adalah $(1_1)I(1)$ dengan pembobot normalisasi korelasi silang. Model ini selanjutnya digunakan untuk meramalkan nilai tukar petani di ketiga lokasi pada tahun

2019. Hasil peramalan seperti Tabel 15.

Tabel 15. Peramalan Nilai Tukar Petani Tahun 2019

Bulan	Bengkulu	Sumbar	Jambi
Jan-19	94.7515	95.38129	97.36231
Feb-19	94.68127	95.31236	97.27206
Mar-19	94.64776	95.28037	97.23337
Apr-19	94.63283	95.26553	97.21516
Mei-19	94.62585	95.25865	97.20688
Jun-19	94.62265	95.25545	97.20303
Jul-19	94.62116	95.25397	97.20125
Ags-19	94.62047	95.25328	97.20042
Sep-19	94.62015	95.25296	97.20004
Okt-19	94.62	95.25281	97.19986
Nov-19	94.61993	95.25275	97.19978
Des-19	94.6199	95.25271	97.19974

KESIMPULAN

Model GSTAR terbaik untuk data nilai tukar petani di Provinsi Bengkulu, Sumatera Barat dan Jambi adalah model GSTAR $(1_1)I(1)$ dengan pembobot normalisasi korelasi silang karena memenuhi asumsi *white noise* dan normalitas serta memberikan nilai RMSE sebesar 1.097775. Peramalan dengan model GSTAR $(1_1)I(1)$ terbaik menggunakan pembobot normalisasi korelasi silang karena memiliki nilai RMSE terkecil, memenuhi asumsi normalitas dan non auto korelasi.

DAFTAR PUSTAKA

- Anggraeni, D. 2013. Aplikasi Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR) pada Pemodelan Volume Kendaraan Masuk Tol Semarang. *Jurnal Media Statistik*. Vol. 6(2): 71-80.
- Badan Perencanaan Pembangunan Nasional. 2012. *Distribusi Persentase PDRB Menurut Provinsi dan Lapangan Usaha Wilayah Sumatera*. Badan Perencanaan Pembangunan Nasional. Jakarta
- Badan Pusat Statistik Provinsi Bengkulu. 2017. *Nilai Tukar Petani Tahun 2014-2018*. Badan Pusat Statistik Bengkulu. Bengkulu
- Badan Pusat Statistik Jakarta Pusat. 2018. *Statistik Pertanian Indonesia 2018*. Badan Pusat Statistik. Jakarta
- Badan Pusat Statistik Provinsi Jambi. 2006. *Jambi Dalam Angka*. Jambi
- Badan Pusat Statistik Provinsi Jambi. 2017. *Nilai Tukar Petani Tahun 2014-2018*. Badan Pusat Statistik Jambi. Jambi
- Badan Pusat Statistik Provinsi Sumatera Barat. 2016. *Sumatera Barat dalam Angka Tahun 2016*. Badan Pusat Statistik Sumatera Barat. Padang
- Badan Pusat Statistik Provinsi Sumatra Barat. 2017. *Nilai Tukar Petani Tahun 2014-2018*. Badan Pusat Statistik Sumatera Barat. Padang
- Borovkova, S., Lopuhaä, H.P., and Ruchjana, B.N.2002. Generalized STAR Model with Experimental Weight. *Proceedings of the 17th International Workshop on Statistical Modeling*, 139-147
- Darwanto, D.H. 2005. Ketahanan Pangan Berbasis Produksi Dan Kesejahteraan Petani. *Ilmu Pertanian*. 12(2): 152-64.
- DeGroot, M., and Schervish, M. 2012. *Probability and Statistics, 4th edition*. Addison-Wesley. Boston MA, US.
- Faizah, L.A. dan Setiawan. 2013. Pemodelan Inflasi Di Kota Semarang, Yogyakarta dan Surakarta dengan Pendekatan GSTAR. *Jurnal Sains dan Seni Pomits*. 2(2).
- Gurajati, D.2006. *Ekonometrika Dasar*. Erlangga. Jakarta
- Karlina, H.W., Cahyandari, R., Awalludin, A.S. 2014. Aplikasi Model GSTAR Pada Data Jumlah TKI di Jawa Barat Dengan Pemilihan Lokasi Berdasarkan Kluster DBSCAN. *Jurnal Matematika Integratif*, 10(1): 37-48
- Mansoer, AS. 2016. *Pemodelan Seasonal Generalized Space Time Autoregressive pada Data Produksi Padi (Studi Kasus Demak, Boyolali, dan Grobogan)*. Skripsi. Tidak diterbitkan. Fakultas Sains dan Matematika. Universitas Diponegoro. Semarang
- Montgomery, DC., Jennings, CL., and Kulahci, M. 2015. *Introduction to Time Series Analysis and Forecasting: Second Edition*. John Wiley and Sons Inc. Canada
- Pfeifer PE, Deutsch SJ. 1980. A Three-Stage Iterative Procedure for Space Time Modeling. *Technometrics*. 22(1):35-47.
- Ruchjana, BN, .2002. *Pemodelan Bobot lokasi yang optimal pada model Generalisasi S-TAR*, Forum Statistika dan Komputasi. Bogor
- Sipayung, F. 2018. *Peramalan Harga Cabai Merah Keriting di Jawa Tengah menggunakan Model Generalized Space Time Autoregressive (Studi Kasus Semarang, Cilacap, Pekalongan dan Purwokerto)*. Skripsi. Tidak Diterbitkan.

- Fakultas Sains dan Matematika. Universitas Diponegoro. Semarang.
- Suhartono dan Atok, R.M. 2006. *Pemilihan Bobot Lokasi yang Optimal pada Model GSTAR*. Universitas Negeri Semarang, Semarang
- Suhartono dan Wutsqa, D.U. 2007. *Perbandingan Model VAR dan STAR pada Peramalan Produksi Teh di Jawa Barat*.
- Tsay, RS. 2002. *Analysis of Financial Runtun Waktu: Financial Econometric*. University of Chicago:John Wiley and Sons, New Jersey.
- Wei, WWS. 2006. *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods*. Second Edition. Pearson Education, Inc. USA.
- Wutsqa, D.U., Suhartono, & Sujito, B. 2010. Generalized Space Time Autoregressive Modeling. *Proceedings of the 6th IMT-GT Conference on Mathematics, Statistics dan its Aplication*.