

Peramalan Harga Cabai Rawit di Kota Bandung, Kota Bogor dan Kota Cirebon dengan Pendekatan GSTAR

Putri Dwi Fadila, Ani Andriyati*, Maya Widyastiti

Universitas Pakuan;

Email: ani.andriyati@unpak.ac.id

Abstrak

Pergerakan harga cabai di suatu daerah sangat mungkin dipengaruhi oleh pergerakan harga cabai di daerah sekitarnya. Ketika gangguan musiman terjadi di pusat produksi yang mempengaruhi hasil panen, maka secara otomatis terjadi kelangkaan stok yang mempengaruhi fluktuasi harga. Peramalan harga cabai rawit diperlukan untuk menjaga keseimbangan permintaan dan penawaran. Peramalan harga cabai rawit dalam penelitian ini menggunakan model *Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR)*. Karakteristik harga cabai yang saling terkait antar waktu lampau dan antar lokasi yang berdekatan menjadi pertimbangan pemilihan model *GSTAR* dalam meramalkan harga cabai. Model ini sering digunakan dalam kasus kesehatan namun belum pernah digunakan dalam meramalkan harga cabai rawit. Data yang digunakan berupa data mingguan harga cabai rawit di Kota Bandung, Kota Bogor, dan Kota Cirebon dari tahun 2018 sampai tahun 2021 dan terbagi menjadi dua bagian yaitu 80% data training dan 20% data testing. Pemodelan *GSTAR* yang digunakan menggunakan dua pembobotan yaitu pembobot normalisasi korelasi silang dan pembobot invers jarak. Hasil analisis menunjukkan bahwa model *GSTAR* (2;1) I (1) dengan pembobotan normalisasi korelasi silang merupakan model terbaik dengan RMSE sebesar 4,098 dan MAPE sebesar 1,859% sehingga lebih tepat digunakan meramalkan harga cabai rawit di Kota Bandung, Kota Bogor dan Kota Cirebon.

Kata kunci— *GSTAR*, Pembobot Normalisasi Korelasi Silang, Pembobot Invers Jarak, Peramalan

1. PENDAHULUAN

Jawa Barat merupakan penghasil cabai rawit terbesar di Indonesia. Data yang bersumber dari Badan Pusat Statistik menunjukkan bahwa pada tahun 2021 produksi cabai rawit di Jawa Barat mencapai 137.456 ton (Widi, 2022). Cabai rawit termasuk komoditas strategis yang dapat mempengaruhi inflansi. Kestabilan dari harga komoditas pertanian, salah satunya cabai menjadi harapan bagi semua masyarakat (Naully, 2016). Produksi cabai yang bersifat musiman, perubahan cuaca, biaya produksi dan panjangnya alur distribusi merupakan beberapa faktor yang menyebabkan harga cabai tidak stabil (Farid & Subekti, 2012). Ketidakseimbangan pasokan cabai dengan permintaan konsumen juga menjadi salah satu faktor penyebab harga cabai berfluktuasi (Hilman, 2015). Pergerakan harga cabai di suatu daerah sangat mungkin dipengaruhi oleh pergerakan harga cabai di daerah sekitarnya. Ketika gangguan musiman terjadi di pusat produksi yang mempengaruhi hasil panen, maka secara otomatis terjadi kelangkaan stok yang mempengaruhi fluktuasi harga. Berdasarkan hal tersebut, peramalan harga terhadap cabai rawit perlu dilakukan, serta dalam meramalkan perlu mempertimbangkan efek lokasi dan efek waktu.

Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR) merupakan suatu model pemetaan yang berbasis *space time*. Model *GSTAR* dapat digunakan untuk memodelkan, meramalkan dan memprediksi data yang memiliki keterikatan antar waktu lampau dan keterikatan antar lokasi yang berdekatan (Maisuri, Asriawan, & Ansar, 2021). Model *GSTAR* merupakan perluasan dari model *Space Time Autoregressive (STAR)*. Kelebihan model *GSTAR* yaitu lebih fleksibel dibandingkan dengan model *STAR*. Pada model *GSTAR* mengasumsikan bahwa parameter *autoregressive* berbeda untuk setiap lokasi yang digunakan, sehingga model ini sesuai untuk ditetapkan pada lokasi dengan karakteristik berbeda.

Penerapan model *GSTAR* sudah sering diaplikasikan pada kasus kesehatan namun belum pernah dilakukan dalam kasus meramalkan harga cabai rawit. Diantara model *GSTAR* yang dikembangkan penerapan model *Gstar* orde satu dalam memprediksi jumlah pasien positif COVID-19 di Indonesia (Maisuri, Asriawan, & Ansar, 2021). Aplikasi lainnya yaitu digunakan untuk memodelkan penderita TB paru (BTA+) di DKI

Jakarta (Islamiyah, Rahayu, & Wiraningsih, 2018). Kedua penelitian tersebut mengaplikasikan model GSTAR dengan membandingkan pembobot lokasi invers jarak dan pembobot lokasi normalisasi silang. Perbandingan pembobot lokasi ditujukan untuk menghasilkan model GSTAR terbaik dengan melihat nilai kesalahan peramalan terkecil.

Pada penelitian ini model GSTAR bertujuan untuk meramalkan harga cabai rawit di Kota Bandung, Kota Bogor, dan Kota Cirebon beberapa tahun terakhir. Pemodelan dilakukan dengan membandingkan dua jenis pembobotan yaitu pembobot lokasi invers jarak dan pembobot lokasi normalisasi silang untuk mendapatkan model terbaik dalam meramalkan harga cabai rawit di Kota Bandung, Kota Bogor, dan Kota Cirebon. Dengan menggunakan model GSTAR didapatkan model peramalan harga cabai rawit dengan memperhatikan tempat dan waktu.

2. METODE PENELITIAN

2.1 Data

Data yang digunakan yaitu harga cabai rawit di kota Bandung, Kota Bogor dan Kota Cirebon periode mingguan dari tahun 2018 sampai tahun 2021. Data bersumber dari Pusat Informasi Harga Pangan Strategis (PHIPS) Nasional. Data ini dibagi menjadi data *training* yaitu pada periode 08 Januari 2018 sampai dengan 31 Agustus 2020 sebanyak 139 data untuk membangun suatu model dan data *testing* pada periode 07 September 2020 sampai dengan 03 Mei 2021 sebanyak 35 data.

2.2 Tahapan Analisis

Langkah-langkah analisis yang dilakukan yaitu sebagai berikut:

1. Deskripsi Data

Deskripsi data harga cabe rawit di Kota Bandung, Kota Bogor, dan Cirebon dilakukan dengan menampilkan harga rata-rata, harga terendah, dan harga tertinggi selama bulan Januari 2018 sampai dengan Mei 2021.

2. Pengujian Korelasi Antar Lokasi

Tahap ini dilakukan untuk mengidentifikasi adanya efek spasial antar lokasi. Dalam mengidentifikasi adanya efek spasial antar lokasi maka perlu dilihat dari nilai korelasinya, suatu model yang memiliki nilai korelasi antar lokasi ≥ 0.6 maka tingkat hubungan antar lokasi tersebut kuat (Karlina, Cahyandari, & Awaludin, 2014). Statistik uji yang digunakan yaitu statistik uji t untuk pengujian korelasi *pearson product moment* (1). Dalam hal ini n merupakan ukuran sampel yaitu 174 dan r merupakan nilai korelasi pearson.

$$t_{hit} = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (1)$$

3. Uji Heterogenitas Lokasi Menggunakan Indeks Gini

Tahap ketiga adalah melakukan uji heterogenitas lokasi menggunakan indeks gini, sebuah rasio yang mewakili data dari masyarakat yang heterogen. Statistik uji yang digunakan yaitu statistik uji G, dengan \bar{y}_i merupakan rata-rata variabel yang diamati, N merupakan banyak sampel yang diamati pada lokasi ke- i yaitu 174 data dan i merupakan indeks sampel. persamaannya menjadi:

$$G = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{(n^2\bar{y}_i)} \times \sum_i^N y_i \quad (2)$$

4. Kestasioneran Data

Tahap keempat adalah melakukan pengujian stasioneritas data terhadap rata-rata. Jika data tidak stasioner terhadap rata-rata maka perlu dilakukan proses *differencing* untuk memenuhi stasioneritas.

5. Pemilihan Orde Model GSTAR

Pemilihan orde model terbaik pada GSTAR dapat ditentukan dengan menggunakan nilai AIC terkecil yang dapat dituliskan sebagai berikut:

$$AIC(p) = \ln|\widetilde{\Sigma}_u(p)| + \frac{2p}{T}K^2 \quad (3)$$

$\widetilde{\Sigma}_u(p) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \widehat{u}_t \widehat{u}_t^T$ merupakan matriks dugaan kovarian residual dari model *vector autoregressive* (p), T merupakan jumlah residual dan K merupakan jumlah variabel.

6. Perhitungan Pembobot Model GSTAR

Tahap keenam adalah menghitung pembobot normalisasi korelasi silang dan invers jarak untuk setiap lokasi dihitung berdasarkan data harga cabai rawit.

Pembobot Normalisasi Silang

Secara umum korelasi silang antara dua variabel atau lokasi ke- i dan ke- j pada lag ke- k , $corr[Z_i(t), Z_j(t - k)]$ didefinisikan:

$$\rho_{ij}(k) = \frac{\gamma_{ij}(k)}{\sigma_i \sigma_j}, k = 0, \pm 1, \pm 2, \quad \dots (4)$$

$\gamma_{ij}(k)$ merupakan kovarian silang antara pengamatan pada lokasi ke- i dan ke- j pada lag ke- k , σ_i dan σ_j adalah standar deviasi dari pengamatan ke- i dan ke- j . Nilai dugaan dari korelasi silang pada sampel dapat dihitung dengan persamaan (5).

$$s_{ij}(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^n [Z_i(t) - \bar{Z}_i][Z_j(t-k) - \bar{Z}_j]}{\sqrt{(\sum_{t=1}^n [Z_i(t) - \bar{Z}_i])^2 (\sum_{t=1}^n [Z_j(t) - \bar{Z}_j])^2}} \quad \dots (5)$$

Penentuan bobot lokasi normalisasi silang antar lokasi pada *lag* waktu yang bersesuaian pada model GSTAR diasumsikan:

$$W_{ij} = \frac{s_{ij}(1)}{\sum_{k \neq 1} |s_{ik}(1)|} \text{ dengan } i \neq j \text{ dan } \sum_{j \neq i} |W_{ij}| = 1 \quad (6)$$

Bobot lokasi dengan normalisasi dari nilai korelasi silang antar lokasi pada waktu yang bersesuaian memungkinkan adanya hubungan antar lokasi. Bobot ini juga memberikan fleksibilitas pada besar dan tanda hubungan antar lokasi yang berlainan yaitu positif dan negatif (Islamiyah, Rahayu, & Wiraningsih, 2018).

Pembobot Invers Jarak

Nilai bobot lokasi invers jarak diperoleh berdasarkan perhitungan jarak antar lokasi yang sebenarnya kemudian dinormalisasikan. Semakin lokasi yang berdekatan maka semakin besar nilai bobot lokasinya (Faizah & Setiawan, 2013).

$$W_{ij} = \frac{W_{ij}^*}{\sum_{k=1}^p W_{ik}^*} \quad (7)$$

7. Pendugaan Parameter Model GSTAR

Metode *least square* merupakan salah satu metode yang dapat digunakan dalam menduga parameter-parameter *autoregressive* 1 pada model GSTAR (Prayoga, Widiarti, Kurniasari, & Warsono, 2019). Model GSTAR dengan ordo autoregresi, $p=2$ dan ordo spasial 1 atau GSTAR(2_1)I(1) dengan invers jarak dan normalisasi silang sebagai pembobotnya dituliskan sebagai berikut (Muzdhalifah, Tarno, & Kartikasari, 2022):

$$Z(t) = \Phi_{10}Z(t - 1) + \Phi_{11}WZ(t - 1) + \Phi_{20}Z(t - 1) + \Phi_{21}WZ(t - 1) + e(t) \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} Z_1(t) \\ Z_2(t) \\ Z_3(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{10}^1 & 0 & 0 \\ 0 & \Phi_{10}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \Phi_{10}^3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t - 1) \\ Z_2(t - 1) \\ Z_3(t - 1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Phi_{11}^1 & 0 & 0 \\ 0 & \Phi_{11}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \Phi_{11}^3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & w_{13} \\ w_{21} & 0 & w_{23} \\ w_{31} & w_{32} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t - 1) \\ Z_2(t - 1) \\ Z_3(t - 1) \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} \Phi_{20}^1 & 0 & 0 \\ 0 & \Phi_{20}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \Phi_{20}^3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t - 2) \\ Z_2(t - 2) \\ Z_3(t - 2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Phi_{21}^1 & 0 & 0 \\ 0 & \Phi_{21}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \Phi_{21}^3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & w_{13} \\ w_{21} & 0 & w_{23} \\ w_{31} & w_{32} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t - 2) \\ Z_2(t - 2) \\ Z_3(t - 2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{bmatrix}$$

Dengan memodifikasi bentuk matriks dari model GSTAR(2_1)I(1), model persamaan untuk lokasi ke- i dapat ditulis sebagai $Y_i = X_i\beta + u_i$ dengan $\beta = [\Phi_{10}, \Phi_{11}, \Phi_{20}, \Phi_{21}]$.

$$Y_i = \begin{bmatrix} Z_i(2) \\ Z_i(3) \\ \vdots \\ Z_i(T) \end{bmatrix}, X_i = \begin{bmatrix} Z_i(1) & V_i(1) \\ Z_i(2) & V_i(2) \\ \vdots & \vdots \\ Z_i(T-1) & V_i(T-1) \end{bmatrix}, u_i = \begin{bmatrix} e_i(2) \\ e_i(3) \\ \vdots \\ e_i(T) \end{bmatrix}$$

$Z_i(t)$ merupakan jumlah pengamatan dengan $t=1,2,\dots,139$ untuk lokasi $i=1,2,3$ dan $V_i(T) = \sum_{j=1}^{139} w_{ij}Z_j$ untuk $i \neq j$. Nilai dugaan parameter dapat dihitung menggunakan penduga *least square* seperti pada persamaan (9) berikut:

$$\beta = [X'X]^{-1}X'Y \tag{9}$$

8. Uji Asumsi Model

Pengujian asumsi model dilakukan untuk melihat ada tidaknya autokorelasi antar data atau dengan kata lain residual harus bersifat uji *white noise*. Uji *white noise* dilakukan dengan menggunakan uji *Ljung-Box* (10), dengan ukuran sampel $n=139$, k merupakan jumlah banyak lag, $\hat{\rho}_k^2$ merupakan autokorelasi pendugaan pada lag ke- k dan p merupakan jumlah banyak parameter.

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \tag{10}$$

Dengan hipotesis:

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3$ (Tidak terdapat autokorelasi)

$H_1: \rho_k \neq 0, k = 1,2,3$ (Terdapat autokorelasi)

H_0 (Tidak terdapat autokorelasi antar data) diterima jika nilai $LB < \chi_{1-\alpha, k-p}^2$ atau jika nilai p lebih besar dari nilai $\alpha=0,05$.

9. Validasi Pada Model GSTAR

Validasi model dilakukan dengan menghitung nilai *Root Mean Square Error* (RMSE) dan *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE) seperti pada persamaan (11) dan (12).

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^M (Z_t - \hat{Z}_t)^2}{M}} \tag{11}$$

$$MAPE = \frac{100\%}{M} \sum_{t=1}^M \left| \frac{Z_t - \hat{Z}_t}{Z_t} \right| \tag{12}$$

Keterangan:

M : banyaknya data ramalan yang dilakukan

Z_t : data aktual pada minggu ke- t

\hat{Z}_t : data ramalan pada minggu ke- t

10. Peramalan Model Terbaik

Peramalan dilakukan dari model terbaik yang terpilih dengan RMSE dan MAPE terkecil.

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

3.1. Deskripsi Harga Cabai Rawit

Deskripsi harga cabai rawit di Kota Bandung, Kota Bogor, dan Kota Cirebon berupa harga rata-rata, harga terendah, dan harga tertinggi periode mingguan dalam kurun waktu Januari 2018 s.d Mei 2021 seperti pada Tabel 1. Rata-rata harga cabai rawit di Kota Bogor tertinggi pada kurun waktu tersebut. Berdasarkan nilai standar deviasi dapat dikatakan bahwa harga cabai rawit di kota Bandung lebih beragam dibandingkan kota Bogor dan Kota Cirebon.

Tabel 1 Analisis Deskriptif Harga Cabai Rawit

Kota	N	Mean	St Dev	Minimum	Maximum
Bandung	174	69.478	20.015	44.950	128.950
Bogor	174	70.763	18.210	45.700	123.500
Cirebon	174	68.101	17.443	33.950	117.350

3. 2. Pengujian Antar Lokasi

Pada Tabel 2 dihasilkan nilai korelasi harga cabai rawit antara dua kota baik Kota Bandung dengan Kota Bogor, Kota Bandung dengan Kota Cirebon, dan Kota Bogor dan Kota Cirebon mendekati 1. Hal tersebut menunjukkan adanya keterkaitan harga cabai yang sangat kuat antara kedua kota tersebut. Dengan demikian asumsi model GSTAR dimana adanya keterkaitan antar lokasi terpenuhi.

Tabel 2 Nilai Korelasi antar Dua Kota

Hubungan Antar Lokasi	Korelasi	t_{hitung}	$t_{0,05;172}$
Kota Bandung - Kota Bogor	0,8888526	25,44165	1,65376
Kota Bandung- Kota Cirebon	0,8589458	21,99903	1,65376
Kota Bogor- Kota Cirebon	0,8666094	22,77709	1,65376

3. 3. Uji Heterogenitas Lokasi

Uji Heterogenitas Lokasi adalah salah satu hal yang menjadi dasar model GSTAR. Pada model GSTAR lokasi harus bersifat Heterogen. Uji Indeks Gini digunakan untuk mengetahui karakteristik setiap lokasi yang diamati. Indeks gini untuk ketiga lokasi dihitung dengan persamaan (2) menghasilkan nilai yang sama yaitu 1,00063857 yang artinya antar lokasi memiliki keheterogenan sehingga model GSTAR dapat digunakan.

3. 4. Uji Stasioner

Kestasioneran data merupakan syarat yang harus dipenuhi dalam analisis deret waktu. Uji kestasioneran data menggunakan uji unit *root Augmented Dickey Fuller (ADF)* pada masing-masing kota. Hasil Uji ADF menghasilkan *P-Value* > 0,05 atau dapat dikatakan bahwa data harga cabai rawit belum stasioner pada rata-rata untuk lokasi semua penelitian. Sehingga dilakukan proses *differencing* terlebih dahulu. Tabel 3 berikut merupakan output uji stasioneritas data harga cabai rawit setelah proses *differencing*.

Tabel 3 Hasil Uji ADF setelah *Differencing*

Lokasi	P-Value	Nilai ADF	α	Keputusan	Kesimpulan
Kota Bandung	0,01	-4.4474	0,05	Tolak H_0	Stasioner
Kota Bogor	0,01	-4.3662	0,05	Tolak H_0	Stasioner
Kota Cirebon	0,01	-5.2136	0,05	Tolak H_0	Stasioner

Berdasarkan hasil uji stasioneritas setelah satu kali proses *differencing* diperoleh *p-value* dari uji ADF bernilai kurang dari $\alpha = 5\%$ sehingga dapat dikatakan bahwa data harga cabai rawit untuk masing-masing kota sudah stasioner terhadap rata-rata.

3. 5. Pemilihan Orde Model GSTAR

Pemilihan orde pada model GSTAR dilakukan dengan menentukan *lag* optimal yaitu berdasarkan nilai AIC terkecil. Tabel 4 menyajikan nilai AIC untuk setiap *lag*. Nilai AIC terkecil terdapat pada *lag* ke 2 yaitu sebesar 50,48893. Oleh karena itu dapat dikatakan bahwa orde *autoregressive* model GSTAR adalah 2 dan data yang digunakan sudah di *differencing* 1. Dengan demikian model GSTAR yang digunakan dalam data harga cabai rawit di Kota Bandung, Bogor, dan Cirebon yaitu $GSTAR(2_1)I(1)$.

Tabel 4 Nilai AIC

<i>Lag</i>	1	2	3	4	5	6
AIC	50,49149	50,48893	50,59737	50,65597	50,74678	50,84699
<i>Lag</i>	7	8	9	10	11	12
AIC	50,88073	50,91263	50,85695	50,85089	50,88583	50,91926

3. 6. Perhitungan Bobot Lokasi

3. 6.1 Bobot Lokasi Normalisasi Silang

Pembobotan dengan metode ini dilakukan berdasarkan normalisasi korelasi silang antar lokasi pada lag waktu yang bersesuaian. Berikut dicontohkan salah satu perhitungan nilai bobot normalisasi silang pada w_{12} :

$$s_{12}(1) = \frac{\sum_{t=2}^{139} [Z_i(t) - \bar{Z}_i][Z_j(t-1) - \bar{Z}_j]}{\sqrt{(\sum_{t=1}^{139} [Z_i(t) - \bar{Z}_i])^2 (\sum_{t=1}^{139} [Z_j(t) - \bar{Z}_j])^2}}$$

$$w_{12} = \frac{r_{12}(1)}{|r_{12}(1) + r_{13}(1)|}$$

$$w_{12} = \frac{0,985875979}{|0,985875979 + 0,985627872|} = 0,500062923$$

Matriks bobot normalisasi korelasi silang yang terbentuk yaitu sebagai berikut:

$$W_{ij} = \begin{bmatrix} 0 & 0,500127276 & 0,500064 \\ 0,500062923 & 0 & 0,499936 \\ 0,499937077 & 0,499872724 & 0 \end{bmatrix}$$

3. 6.2 Bobot Lokasi Invers Jarak

Nilai invers jarak dapat memberikan informasi tentang keterkaitan antar lokasi berdasarkan jarak yang sebenarnya. Tabel 5 berikut merupakan tabel jarak antar Kota

Tabel 5 Jarak Antar Kota

Lokasi	Z ₁ (Kota Bandung)	Z ₂ (Kota Bogor)	Z ₃ (Kota Cirebon)
Z ₁ (Kota Bandung)	0	d_1	d_2
Z ₂ (Kota Bogor)	d_1	0	d_3
Z ₃ (Kota Cirebon)	d_2	d_3	0

Jarak antara Kota Bandung dan Kota Bogor disimbolkan dengan d_1 , jarak antara Kota Bandung dan Kota Cirebon d_2 , dan d_3 merupakan jarak antara Kota Bogor dan Kota Cirebon. Jarak antar lokasi yang digunakan merupakan jarak terdekat dari kota satu ke kota lainnya.

Jarak antar lokasi diperoleh dengan menggunakan *Open Street Map* seperti pada Tabel 6.

Tabel 6 Jarak Antar Kota Menggunakan Jarak Sebenarnya (Km)

Kota	Z ₁ (Bandung)	Z ₂ (Bogor)	Z ₃ (Cirebon)
Z ₁ (Bandung)	0	124	128
Z ₂ (Bogor)	124	0	236
Z ₃ (Cirebon)	128	236	0

Sehingga diperoleh matriks bobot invers jaraknya yaitu W_{jk} berikut ini:

$$W_{jk} = \begin{bmatrix} W_{11} & W_{12} & W_{13} \\ W_{21} & W_{22} & W_{23} \\ W_{31} & W_{32} & W_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \frac{d_1}{d_1+d_2} & \frac{d_2}{d_1+d_2} \\ \frac{d_1}{d_1+d_3} & 0 & \frac{d_3}{d_1+d_3} \\ \frac{s_3}{d_2+d_3} & \frac{d_2}{d_2+d_3} & 0 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} 0 & 0,344444444 & 0,648351648 \\ 0,492063492 & 0 & 0,351648352 \\ 0,507936508 & 0,655555556 & 0 \end{bmatrix}$$

3. 7. Pendugaan Parameter Model GSTAR

3. 7.1. Pendugaan Parameter dengan Pembobot Normalisasi Korelasi Silang

Pendugaan parameter model GSTAR(2₁)I(1) dilakukan menggunakan metode *least square*. Nilai parameter duga untuk bobot normalisasi korelasi silang disajikan dalam Tabel 7.

Tabel 7 Pendugaan Parameter Bobot Normalisasi Korelasi Silang

Parameter	Pendugaan Parameter	t_{hitung}	$P\text{-Value}$
Φ_{10}^1	0,84293	22,61	0,000
Φ_{10}^2	0,86746	35,19	0,000
Φ_{10}^3	0,003721	0,65	0,517
Φ_{11}^1	0,006203	1,33	0,183
Φ_{11}^2	0,004316	1,23	0,218
Φ_{11}^3	0,004894	2,41	0,017
Φ_{20}^1	0,15777	4,23	0,000
Φ_{20}^2	0,13321	5,40	0,000
Φ_{20}^3	0,996226	176,60	0,000
Φ_{21}^1	-0,004884	-1,10	0,272
Φ_{21}^2	-0,004269	-2,01	0,045
Φ_{21}^3	-0,010020	-3,48	0,001

Berdasarkan hasil pendugaan parameter menunjukkan bahwa terdapat nilai dugaan parameter yang tidak signifikan pada $\alpha = 0,05$. Terdapat tiga parameter yang tidak signifikan yaitu parameter Φ_{10}^3 , Φ_{11}^1 , Φ_{11}^2 , dan Φ_{21}^1 . Selanjutnya dibentuk matriks persamaan dari model GSTAR(2₁)I(1) dengan bobot normalisasi korelasi silang yaitu sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} Z_1(t) \\ Z_2(t) \\ Z_3(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,84293 & 0 & 0 \\ 0 & 0,86746 & 0 \\ 0 & 0 & 0,003721 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-1) \\ Z_2(t-1) \\ Z_3(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,006203 & 0 & 0 \\ 0 & 0,004316 & 0 \\ 0 & 0 & 0,004894 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 0,500127276 & 0,500064 \\ 0,500062923 & 0 & 0,499936 \\ 0,499937077 & 0,499872724 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-1) \\ Z_2(t-1) \\ Z_3(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,15777 & 0 & 0 \\ 0 & 0,13321 & 0 \\ 0 & 0 & 0,996226 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-2) \\ Z_2(t-2) \\ Z_3(t-2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,004884 & 0 & 0 \\ 0 & -0,004269 & 0 \\ 0 & 0 & -0,010020 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 0,500127276 & 0,500064 \\ 0,500062923 & 0 & 0,499936 \\ 0,499937077 & 0,499872724 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-2) \\ Z_2(t-2) \\ Z_3(t-2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{bmatrix}$$

$$\Leftrightarrow \begin{bmatrix} Z_1(t) \\ Z_2(t) \\ Z_3(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,84293 & 0 & 0 \\ 0 & 0,86746 & 0 \\ 0 & 0 & 0,003721 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-1) \\ Z_2(t-1) \\ Z_3(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0,003102289 & 0,003101897 \\ 0,002158272 & 0 & 0,002157724 \\ 0,002446692 & 0,002446377 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-1) \\ Z_2(t-1) \\ Z_3(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,15777 & 0 & 0 \\ 0 & 0,13321 & 0 \\ 0 & 0 & 0,996226 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-2) \\ Z_2(t-2) \\ Z_3(t-2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & -0,002442622 & -0,002442313 \\ -0,002134769 & 0 & -0,002134227 \\ -0,005009370 & -0,005008725 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-2) \\ Z_2(t-2) \\ Z_3(t-2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{bmatrix}$$

Berdasarkan matriks persamaan model GSTAR(2₁)I(1) bobot normalisasi korelasi silang didapatkan model untuk masing-masing kota adalah sebagai berikut:

- i. Persamaan model GSTAR untuk harga cabai rawit Kota Bandung

$$\hat{Z}_1(t) = 0,84293 Z_1(t-1) + 0,003102289 Z_2(t-1) + 0,003101897 Z_3(t-1) + 0,15777 Z_1(t-2) + (-0,002442622) Z_2(t-2) + (-0,002442313) Z_3(t-2) + e_1(t)$$
- ii. Persamaan model GSTAR untuk harga cabai rawit Kota Bogor

$$\hat{Z}_2(t) = 0,86746 Z_2(t-1) + 0,002158272 Z_1(t-1) + 0,002157724 Z_3(t-1) + 0,13321 Z_2(t-2) + (-0,002134769) Z_1(t-2) + (-0,002134227) Z_3(t-2) + e_2(t)$$
- iii. Persamaan model GSTAR untuk harga cabai rawit Kota Cirebon

$$\hat{Z}_3(t) = 0,003721 Z_3(t-1) + 0,002446692 Z_1(t-1) + 0,002446377 Z_2(t-1) + (0,996226) Z_3(t-2) + (-0,005009370) Z_1(t-2) + (-0,005008725) Z_2(t-2) + e_3(t)$$

3. 7.2. Pendugaan Parameter Model dengan Pembobot Invers Jarak

Hasil pendugaan parameter pada model GSTAR dengan bobot invers jarak disajikan dalam Tabel 8.

Tabel 8 Pendugaan Parameter Invers Jarak

Parameter	Pendugaan Parameter	t_{hitung}	$P-Value$
Φ_{10}^1	1,06882	41,94	0,000
Φ_{10}^2	0,82954	45,94	0,000
Φ_{10}^3	0,010430	2,78	0,006
Φ_{11}^1	0,45734	10,49	0,000
Φ_{11}^2	-0,10615	-4,09	0,000
Φ_{11}^3	0,124719	24,56	0,000
Φ_{20}^1	-0,06885	-2,70	0,007
Φ_{20}^2	0,17065	9,44	0,000
Φ_{20}^3	0,989646	268,15	0,000
Φ_{21}^1	-0,45727	-10,48	0,000
Φ_{21}^2	0,10606	4,08	0,000
Φ_{21}^3	-0,124804	-24,98	0,000

Berdasarkan hasil pendugaan parameter pada Tabel 8 menunjukkan bahwa semua nilai dugaan signifikan pada $\alpha = 0,05$. Selanjutnya dibentuk matriks persamaan dari model GSTAR(2₁)I(1) bobot invers jarak sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} Z_1(t) \\ Z_2(t) \\ Z_3(t) \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1,06882 & 0 & 0 \\ 0 & 0,82954 & 0 \\ 0 & 0 & 0,010430 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-1) \\ Z_2(t-1) \\ Z_3(t-1) \end{bmatrix} + \\
 &\begin{bmatrix} 0,45734 & 0 & 0 \\ 0 & -0,10615 & 0 \\ 0 & 0 & 0,124719 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 0,344444444 & 0,648351648 \\ 0,492063492 & 0 & 0,351648352 \\ 0,507936508 & 0,655555556 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-1) \\ Z_2(t-1) \\ Z_3(t-1) \end{bmatrix} + \\
 &\begin{bmatrix} -0,06885 & 0 & 0 \\ 0 & 0,17065 & 0 \\ 0 & 0 & 0,989646 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-2) \\ Z_2(t-2) \\ Z_3(t-2) \end{bmatrix} + \\
 &\begin{bmatrix} -0,45727 & 0 & 0 \\ 0 & 0,10606 & 0 \\ 0 & 0 & -0,124804 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 0,344444444 & 0,648351648 \\ 0,492063492 & 0 & 0,351648352 \\ 0,507936508 & 0,655555556 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-2) \\ Z_2(t-2) \\ Z_3(t-2) \end{bmatrix} + \\
 &\begin{bmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{bmatrix} \\
 \Leftrightarrow \begin{bmatrix} Z_1(t) \\ Z_2(t) \\ Z_3(t) \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1,06882 & 0 & 0 \\ 0 & 0,82954 & 0 \\ 0 & 0 & 0,010430 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-1) \\ Z_2(t-1) \\ Z_3(t-1) \end{bmatrix} + \\
 &\begin{bmatrix} 0 & 0,15754889 & 0,29655604 \\ -0,05223254 & 0 & -0,03732747 \\ 0,06334933 & 0,08176023 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-1) \\ Z_2(t-1) \\ Z_3(t-1) \end{bmatrix} + \\
 &\begin{bmatrix} -0,06885 & 0 & 0 \\ 0 & 0,17065 & 0 \\ 0 & 0 & 0,989646 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-2) \\ Z_2(t-2) \\ Z_3(t-2) \end{bmatrix} + \\
 &\begin{bmatrix} 0 & -0,15750411 & -0,29647176 \\ 0,05218825 & 0 & 0,03729582 \\ -0,06339251 & -0,08181596 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-2) \\ Z_2(t-2) \\ Z_3(t-2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Berdasarkan matriks persamaan model GSTAR(2₁)I(1) bobot invers jarak didapatkan model masing-masing kota adalah sebagai berikut:

- i. Persamaan model GSTAR untuk harga cabai rawit Kota Bandung
 $\hat{Z}_1(t) = 1,06882Z_1(t-1) + 0,15754889Z_2(t-1) + 0,29655604Z_3(t-1) + (-0,06885)Z_1(t-2) + (-0,15750411)Z_2(t-2) + (-0,29647176)Z_3(t-2) + e_1(t)$
- ii. Persamaan model GSTAR untuk harga cabai rawit Kota Bogor
 $\hat{Z}_2(t) = 0,82954Z_2(t-1) + (-0,05223254)Z_1(t-1) + (-0,03732747)Z_3(t-1) + 0,17065Z_2(t-2) + 0,05218825Z_1(t-2) + 0,03729582Z_3(t-2) + e_2(t)$
- iii. Persamaan model GSTAR untuk harga cabai rawit Kota Cirebon
 $\hat{Z}_3(t) = 0,010430Z_3(t-1) + 0,06334933Z_1(t-1) + 0,08176023Z_2(t-1) + 0,989646Z_3(t-2) + (-0,06339251)Z_1(t-2) + (-0,08181596)Z_2(t-2) + e_3(t)$

3.8. Uji Asumsi Model

Pengujian asumsi *white noise* dilakukan dengan statistik uji *Ljung Box*. Nilai *Ljung Box* untuk kedua jenis pembobotan disajikan pada Tabel 9.

Tabel 9 Uji Asumsi *White Noise Residual*

Bobot	Lag	LB	$\chi^2_{1-\alpha,k-p}$	P-Value	Keputusan
Normalisasi Korelasi Silang	12	13,9	9	0,125	Terima H_0
	24	15,3	21	0,808	Terima H_0
	36	16,6	33	0,992	Terima H_0
	48	17,1	45	1	Terima H_0
Invers Jarak	12	36	9	0	Tolak H_0
	24	36,1	21	0,022	Tolak H_0
	36	36,1	33	0,327	Terima H_0
	48	36,1	45	0,826	Terima H_0

Hasil uji *Ljung Box* model GSTAR menggunakan *invers* jarak pada lag 12 dan 24 tidak memenuhi asumsi *white noise* residual, sedangkan residual dari model GSTAR menggunakan normalisasi korelasi silang pada semua lag memenuhi asumsi *white noise* residual. Berdasarkan uji asumsi *white noise* dapat dikatakan bahwa model GSTAR dengan bobot normalisasi silang lebih layak digunakan.

3. 9. Validasi Model GSTAR

Pemeriksaan ketepatan model dapat dilakukan dengan cara membandingkan ukuran kesalahan pada model. Perbandingan ukuran kesalahan didasarkan pada nilai RMSE dan MAPE yang diperoleh dari data *training*. Perbandingan Nilai MAPE dan RMSE antara model GSTAR yang dihasilkan menggunakan dua jenis pembobot ditampilkan pada Tabel 10 dan Tabel 11.

Tabel 10 Perbandingan Nilai MAPE Model GSTAR Antar Bobot lokasi

Lokasi	MAPE	
	Bobot Normalisasi korelasi silang	Bobot Invers jarak
Kota Bandung	2,343122177	0,515170369
Kota Bogor	1,673617463	0,637807104
Kota Cirebon	1,561908016	0,683123434
Rata-rata	1,859549218	0,612033636

Tabel 11 Perbandingan Nilai RMSE Model GSTAR Antar Bobot lokasi

Lokasi	RMSE	
	Bobot Normalisasi korelasi silang	Bobot Invers jarak
Kota Bandung	4,404635705	1,931014218
Kota Bogor	4,343769033	2,835628844
Kota Cirebon	3,548117539	2,201030245
Rata-rata	4,098840759	2,322557769

Tabel 10 dan Tabel 11 menampilkan hasil perbandingan nilai MAPE dan RMSE dari data *training* pada model GSTAR(2₁)I(1) dengan bobot lokasi normalisasi korelasi silang dan bobot lokasi *invers* jarak. Hasil perbandingan nilai MAPE dan RMSE menunjukkan bobot *invers* jarak memiliki nilai MAPE dan RMSE terkecil. Namun, asumsi *white noise* pada model tersebut tidak terpenuhi. Berdasarkan pemenuhan asumsi *white noise* dengan rata-rata nilai MAPE dan RMSE sebesar 1,859549218% dan RMSE 4,098840759, model GSTAR(2₁)I(1) dengan bobot normalisasi korelasi silang dipilih untuk meramalkan harga cabai dengan menggunakan data testing.

3.10. Peramalan Harga Cabai Rawit dengan Model GSTAR terbaik

Peramalan harga cabai rawit dilakukan dengan menggunakan model GSTAR terbaik yaitu model GSTAR(2₁)I(1) dengan bobot normalisasi korelasi silang. Peramalan harga cabai rawit di Kota Bandung, Kota Bogor dan Kota Cirebon untuk periode 21 September 2020 sampai 3 Mei 2021 seperti pada Tabel 12.

Tabel 22 Hasil Ramalan Harga Cabai Rawit Tiga Kota di Jawa Barat per Kilogram (Rp.)

Tanggal	Bandung	Bogor	Cirebon
21/09/2020	51.247	45.773	33.770
28/09/2020	51.415	45.736	52.503
05/10/2020	48.291	45.725	53.489
12/10/2020	47.699	45.733	53.508
19/10/2020	46.187	45.704	53.460
26/10/2020	45.220	47.272	41.805
02/11/2020	45.024	49.631	52.478
09/11/2020	45.073	48.709	42.293
16/11/2020	48.291	46.774	53.465
23/11/2020	49.038	49.786	40.763
30/11/2020	48.518	50.270	40.718
07/12/2020	48.469	51.388	34.229
14/12/2020	53.292	51.332	42.455
21/12/2020	55.794	54.560	42.469
28/12/2020	58.541	56.154	49.964
04/01/2021	60.367	62.602	60.957
11/01/2021	60.580	63.546	69.779
18/01/2021	69.910	77.843	69.853
25/01/2021	83.187	95.235	71.816
01/02/2021	93.162	97.542	80.155
08/02/2021	98.785	97.544	81.290
15/02/2021	99.542	97.520	87.741
22/02/2021	105.443	97.535	87.758
01/03/2021	106.987	97.534	87.746
08/03/2021	107.749	112.710	93.680
15/03/2021	114.011	115.048	97.343
22/03/2021	122.076	119.401	97.362
29/03/2021	122.576	120.034	103.769
05/04/2021	128.123	120.050	103.790
12/04/2021	129.188	120.036	103.757
19/04/2021	126.489	120.965	103.795
26/04/2021	124.996	121.069	115.583
03/05/2021	118.294	123.224	108.577

Hasil peramalan menggunakan model GSTAR terbaik menunjukkan bahwa harga cabai rawit di Kota Bandung, Bogor, dan Cirebon mengalami tren kenaikan pada periode 2020 hingga tahun 2021. Harga cabai tertinggi terjadi pada tanggal 12 April 2021 di tiga kota sekaligus.

4. KESIMPULAN

Berdasarkan pemenuhan asumsi *white noise* residual dan nilai ketepatan ramalan MAPE dan RMSE diperoleh model GSTAR $(2_1)I(1)$ dengan bobot normalisasi korelasi silang merupakan model terbaik untuk meramalkan data harga cabai rawit di Kota Bandung, Bogor, dan Cirebon. Hasil ramalan menunjukkan bahwa secara keseluruhan harga cabai rawit di Kota Bandung, Bogor, dan Cirebon mengalami tren kenaikan pada periode 2020 hingga tahun 2021.

DAFTAR PUSTAKA

- Faizah, L. A., & Setiawan, S. 2013. Pemodelan Inflasi di Kota Semarang, Yogyakarta, dan Surakarta dengan pendekatan GSTAR. *Jurnal Sains dan Seni ITS, Vol.2, No.2*, 317-322.
- Farid, M., & Subekti, N. A. 2012. Tinjauan Terhadap Produksi, Konsumsi, Distribusi dan Dinamika Harga Cabe di Indonesia. *Buletin Ilmia Litbang Perdagangan, Vol. 6, No.2*, 211-234.
- Hilman, Y. 2015. Dinamika Produksi dan Volatilitas Harga Cabai: Antisipasi Strategi dan Kebijakan Pengembangan. *Pengembangan Inovasi Pertanian, vol. 8, no. 1*, 33-42.
- Islamiyah, A. N., Rahayu, W., & Wiraningsih, E. D. 2018. Pemodelan Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR) dan Penerapannya pada Penderita TB Paru (BTA+) di DKI Jakarta. *Jurnal Statistika Dan Aplikasinya, 2(2)*, 36-48.
- Karlina, H. D., Cahyandari, R., & Awaludin, A. S. 2014. Aplikasi Model Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR) pada Data Jumlah TKI Jawa Barat dengan Pemilihan Lokasi Berdasarkan Kluster DBSCAN. *Jurnal Matematika Integratif, Vol. 10, No.1*, 37-48.
- Maisuri, M., Asriawan, A., & Ansar, A. 2021. Prediksi Jumlah Pasien Positif Covid-19 Di Indonesia Menggunakan Model Berbasis Spasio Temporal GSTAR Orde Satu. *Seminar Nasional Official Statistics 2021* (pp. 908-9017). Jakarta: Politeknis Statistika STIS.
- Muzdhalifah, A. P., Tarno, & Kartikasari, P. 2022. Penerapan Model Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR) Untuk Meramalkan Penerbangan Domestik Pada Tiga Bandar Udara di Pulau Jawa. *Jurnal Gaussian, Vol.11, No. 3*, 332-343.
- Naully, D. 2016. Fluktuasi dan Disparitas Harga Cabai di Indonesia. *Jurnal Argosains dan Teknologi, Vol.1, No. 1*, 57-69.
- Prayoga, K. A., Widiarti, Kurniasari, D., & Warsono. 2019. Pemodelan Data Curah Hujan dengan Model Generalized Space. *Prosiding Seminar Nasional Sains, Matematika, Informatika dan Aplikasinya* (pp. 121-124). Lampung: Universitas Lampung.
- Widi, S. (2022, November 10). *Jawa Timur Jadi Sentra Produksi Cabai Rawit Terbesar pada 2021*. Retrieved from <https://dataindonesia.id>: <https://dataindonesia.id/sektor-riil/detail/jawa-timur-jadi-sentra-produksi-cabai-rawit-terbesar-pada-2021>