

Perbandingan Model STAR dan GSTAR untuk Peramalan Indeks Harga Konsumen di Kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang

Oleh:

Muhammad Zulky Al Amri, SST, M.Si.¹

¹Statistisi Ahli Pertama BPS Kabupaten Kerinci

Abstrak

Adanya ketergantungan spasial antar wilayah dalam pemenuhan kebutuhan makanan dan non makanan mengakibatkan indeks harga konsumen (IHK) bisa saling terkait antara wilayah satu dengan wilayah lain. Penelitian ini bertujuan membandingkan kinerja model *space time autoregressive* (STAR) dan *generalized space time autoregressive* (GSTAR) dalam meramalkan IHK di Kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang. Pengujian Indeks Moran menunjukkan adanya efek ketergantungan spasial pada data deret IHK antar wilayah Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang selama periode Januari 2015 – April 2020. Rata-rata IHK Kota Palembang paling kecil dan lambat kenaikan antar bulannya dibandingkan ketiga kota lainnya. Rata-rata IHK Kota Padang paling besar. Rata-rata IHK Kota Pekanbaru paling cepat kenaikan antar bulannya. Hasil identifikasi model menunjukkan bahwa penduga model GSTAR(1;1)-I(1) dengan menggunakan pembobot seragam menjadi yang terbaik dan layak dalam menduga IHK keempat kota tersebut. Nilai RMSE terkecil menunjukkan peramalan IHK Kota Padang, Pekanbaru, dan Palembang lebih baik menggunakan model GSTAR(1;1)-I(1) dengan pembobot lokasi seragam, sedangkan peramalan IHK Kota Jambi lebih baik menggunakan model STAR(1;1)-I(1) dengan pembobot lokasi seragam.

Kata Kunci: IHK, STAR, GSTAR, *time series*, *space time*, Indeks Moran

Abstract

The existence of spatial dependency between regions in meeting food and non-food needs causes the consumer price index (CPI) to be interrelated between one region and others. This research aims to compare the performance of space time autoregressive (STAR) and generalized space time autoregressive (GSTAR) in predicting CPI in the cities of Padang, Pekanbaru, Jambi and Palembang. Moran's Index testing shows the effect of spatial dependence on the CPI series between the regions of Padang, Pekanbaru, Jambi and Palembang during the period January 2015 – April 2020. The average CPI of Palembang is the smallest and the slowest increase between months compared to the other three cities. The highest average CPI in Padang city. The average CPI in Pekanbaru city is the fastest increase between months. The result of model identification shows that the estimator of the GSTAR(1;1)-I(1) model using a uniform weighting is the best and suitable in estimating CPI of the four cities. The smallest RMSE value indicates CPI forecasting in Padang, Pekanbaru and Palembang is better to use the GSTAR(1;1)-I(1) model with the uniform weighting location. Meanwhile, the Jambi City CPI forecasting is better to use the STAR(1;1)-I(1) model with the uniform weighting location.

Keywords: CPI, STAR, GSTAR, time series, space time, Moran's Index.

I. PENDAHULUAN

IHK mengukur tingkat harga sekelompok makanan dan non makanan yang biasanya dikonsumsi masyarakat di suatu daerah. Tidak semua barang dan jasa yang dibutuhkan tersedia di daerah tersebut. Demi memenuhi kebutuhan konsumsi masyarakat, suatu daerah harus bergantung pada ketersediaan barang dan jasa di daerah sekitarnya. Hal ini membuat perubahan data IHK beberapa kota tidak hanya dipengaruhi oleh IHK kota itu sendiri pada waktu sebelumnya, tapi juga dipengaruhi oleh IHK kota lainnya yang berdekatan. Untuk itu, analisis terhadap data deret IHK termasuk dalam topik *space time*, yaitu pemodelan dan peramalan data deret waktu yang memperhatikan efek ketergantungan spasial di dalamnya.

Irawati *et al.* (2015) menyimpulkan bahwa IHK Surakarta, Semarang, dan Tegal saling mempengaruhi satu sama lain. Masdin *et al.* (2018) menunjukkan IHK kota Watampone, Makassar, Pare-pare, dan Palopo saling berhubungan dalam membentuk pola perkembangan harga-harga di Provinsi Sulawesi Selatan. Sedangkan penelitian ini terfokus pada IHK di beberapa kota yang berada di sekitar bagian tengah Pulau Sumatera. Beberapa kota yang dipilih antara lain Kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang.

Siregar (2015) menggunakan Indeks Moran untuk membuktikan adanya korelasi spasial pada data deret harga gula di delapan ibukota provinsi di Pulau Sumatera. Efek ketergantungan antar wilayah dalam analisis *space time* diakomodir dalam bentuk matriks pembobot lokasi. Beberapa matriks pembobot lokasi yang bisa digunakan adalah matriks pembobot lokasi seragam dan *inverse jarak*.

Persoalan statistika berikutnya yang muncul ialah menemukan teknik analisis *space time* yang tepat dalam memodelkan dan meramalkan data deret IHK di Kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang. Beberapa model yang bisa diterapkan adalah *space time autoregressive* (STAR) dan *generalized space time autoregressive* (GSTAR). Model STAR dan GSTAR menggabungkan unsur dependensi waktu dan lokasi pada data deret waktu multivariat. Asumsi yang mendasari model STAR adalah bahwa lokasi-lokasi yang digunakan dalam penelitian memiliki karakteristik yang seragam. Pada kenyataannya asumsi ini tidak selalu terpenuhi karena setiap wilayah umumnya memiliki ciri masing-masing. Untuk mengatasinya, Borovkova *et al.* (2002) memperkenalkan pengembangan dari STAR yang diberi nama GSTAR. Model GSTAR merupakan generalisasi dari model STAR. Asumsi yang mendasari Model GSTAR adalah

bahwa lokasi-lokasi penelitian bersifat heterogen. Untuk membandingkan kinerja kedua model tersebut, salah satu ukuran yang dapat digunakan adalah *root mean squared error* (RMSE). Model *space time* terbaik adalah model yang memiliki RMSE terkecil.

Ulasan di atas membawa penelitian ini bertujuan ingin melihat adanya korelasi spasial pada data deret IHK Kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang. Selanjutnya menduga model STAR dan GSTAR terhadap data deret IHK keempat kota tersebut dengan menggunakan matriks pembobot seragam dan *inverse jarak*. Terakhir, memilih model terbaik dalam meramalkan IHK di keempat kota tersebut berdasarkan nilai RMSE.

II. TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Matriks Pembobot Spasial

Bobot lokasi seragam didefinisikan dalam $w_i = \frac{1}{n_i}$ dengan n_i adalah banyaknya lokasi yang berdekatan dengan lokasi i . Bobot lokasi ini memberikan nilai bobot yang sama untuk masing-masing lokasi. Bobot lokasi *inverse jarak* mengacu pada jarak antarlokasi, yang didefinisikan dengan $w_i = \frac{1/d_i}{\sum_{i=1}^n 1/d_i}$ dengan d_i

merupakan jarak antar lokasi i dan j . Penelitian ini menggunakan konsep jarak sebenarnya (km).

2.2. Indeks Moran

Indeks Moran merupakan suatu ukuran yang menunjukkan korelasi spasial yang terjadi dalam ruang unit. Indeks Moran diformulasikan dengan $I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$ dengan n adalah banyaknya lokasi.

2.3. Multivariate Time Series

Analisis *multivariate time series* bertujuan menjelaskan hubungan antara beberapa peubah deret waktu. Identifikasi model *multivariate time series* dapat dilihat dari pola data pada *matrix autocorrelation function* (MACF) dan *matrix partial autocorrelation function* (MPACF).

2.4. Corrected Akaike's Information Criterion (AICC)

AICC digunakan dalam menentukan ordo kandidat model. Ordo optimum dihasilkan oleh nilai AICC terkecil. AICC dalam *multivariate time series* yaitu $A = l(\ln |\tilde{\Phi}|) + \frac{2r}{(T-r-k)}$ (SAS, 2011). Dimana $\tilde{\Phi}$: dugaan maksimum *likelihood* dari Φ ; r : banyaknya parameter yang diduga; T : banyaknya observasi; dan k : banyaknya lokasi.

2.5. Model STAR dan GSTAR

Model $\text{STAR}(p; \cdot)_k$ dan $\text{GSTAR}(p; \cdot)_k$ merupakan gabungan model *autoregressive* ordo ke- p dan model spasial ordo ke- \cdot_k . Model STAR mengasumsikan bahwa karakteristik semua lokasi yang diamati adalah homogen, sehingga parameter untuk semua lokasi sama. Sementara model GSTAR mengasumsikan setiap lokasi memiliki ciri yang berbeda-beda, sehingga parameter juga berbeda. Secara umum model $\text{STAR}(p; \cdot)_k$ dan $\text{GSTAR}(p; \cdot)_k$ adalah sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_t = \sum_{k=1}^p \sum_{l=0}^{<k} W_k \mathbf{W}^{(l)} \mathbf{Z}_{t-k} + \mathbf{e}_t$$

Data deret waktu yang tidak stationer perlu dilakukan *differencing* sebanyak d kali hingga stasioner. Setelah stasioner, model $\text{STAR}(p; \cdot)_k$ -I(d) dan $\text{GSTAR}(p; \cdot)_k$ -I(d) menjadi:

$$\mathbf{Y}_t = \sum_{k=1}^p \sum_{l=0}^{<k} W_k \mathbf{W}^{(l)} \mathbf{Y}_{t-k} + \mathbf{e}_t$$

dimana:

- $\mathbf{Y}_t = \mathbf{Z}_t - \mathbf{Z}_{t-1}; \mathbf{Y}_{t-k} = \mathbf{Z}_{t-k} - \mathbf{Z}_{t-k-1}$
- \mathbf{Z}_t : vektor berukuran $nx1$ pada waktu t
- \mathbf{Z}_{t-k} : vektor berukuran $nx1$ pada waktu $t - k$
- Φ_k : matriks parameter berukuran nxn
- $\mathbf{W}^{(l)}$: matriks pembobot spasial ukuran nxn
- \mathbf{e}_t : vektor galat pada waktu t

Parameter Φ_k pada model STAR nilainya sama untuk setiap lokasi dan berbeda-beda pada model GSTAR. Selanjutnya parameter diduga dengan metode kuadrat terkecil.

2.6. RMSE

RMSE merupakan ukuran perbedaan antara nilai prediksi dari model dengan nilai sebenarnya. Jika ada M lokasi z_1, z_2, \dots, z_M maka

$$R = \sqrt{\frac{1}{M} \sum_{t=1}^M (z_t - \hat{z}_t)^2}.$$

2.7. Diagnosa Sisaan

Suatu kandidat model dikatakan layak jika memenuhi asumsi sisaan saling bebas (*white noise*) dan menyebar normal. Kebebasan sisaan dilihat dari semakin banyak tanda titik (.) pada plot MACF kandidat model atau jika nilai AICC terkecilnya berada pada ordo $p=0$ dan $q=0$. Kenormalan sisaan secara *univariate* dilihat dari signifikansi uji Shapiro-Wilk. Sedangkan secara *multivariate* dilihat dari signifikansi uji Mardia, Henze-Zirkler T, atau Royston.

III. METODE PENELITIAN

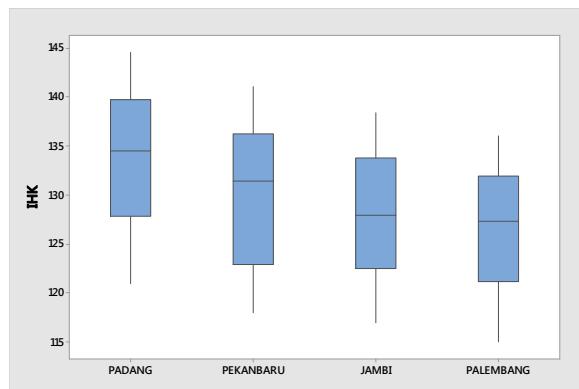
Data penelitian ini menggunakan data IHK Januari 2015 – April 2020 (2012=100) di Kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang. Data tersebut merupakan data sekunder yang diunduh dari web BPS masing-masing kota.

Tahapan analisis dimulai dari menyiapkan data dengan Excel 2016. Kemudian mengeksplorasi data dengan Minitab 17 guna mengetahui gambaran deskriptif pergerakan IHK di keempat kota. Berikutnya menentukan matriks pembobot lokasi seragam dan *inverse jarak* dengan Ms. Excel 2016. Selanjutnya dengan R 3.5.2 melakukan langkah-langkah antara lain: menghitung dan menguji Indeks Moran; *splitting* data menjadi 52 deret data *training* dan 12 deret data *testing*; memeriksa kestasioneran data *training* dan *differencing* (plot MACF dan MPACF, uji ADF, serta uji ARCH); menentukan kandidat model STAR dan GSTAR; melakukan pendugaan parameter model; melakukan diagnostik model dengan menguji sisaan; dan memilih model ramalan terbaik. Terakhir menarik kesimpulan.

IV. HASIL DAN PEMBAHASAN

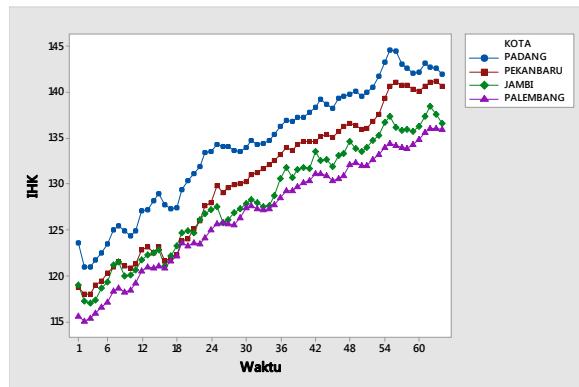
4.1. Eksplorasi Data

Kota Palembang memiliki rata-rata (126,75) dan keragaman deret IHK paling kecil (37,97). Artinya selama periode Januari 2015 – April 2020, secara umum harga komoditas pembentuk IHK di Kota Palembang paling murah dan paling lambat kenaikan antar bulannya dibandingkan ketiga kota lainnya. Secara umum harga komoditas pembentuk IHK di Kota Padang paling mahal, dengan rata-rata sebesar 134,18. Secara umum harga komoditas pembentuk IHK di Kota Pekanbaru paling cepat kenaikan antar bulannya, dengan keragaman sebesar 54,42.



Gambar 1. Boxplot IHK Kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang, Januari 2015–April 2020

Sumber : Data BPS diolah



Gambar 2. Plot IHK Kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang, Januari 2015–April 2020

Sumber : Data BPS diolah

IHK keempat kota tersebut berfluktuatif dengan tren meningkat. Temuan ini sejalan

dengan teori mengenai harga di lapangan bahwa seiring berjalananya waktu harga komoditas secara umum akan terus meningkat.

4.2. Penentuan Matriks Pembobot Lokasi

Empat lokasi penelitian ini membentuk matriks pembobot seragam seperti berikut:

$$W_s = \begin{bmatrix} 0 & 0,3333 & 0,3333 & 0,3333 \\ 0,3333 & 0 & 0,3333 & 0,3333 \\ 0,3333 & 0,3333 & 0 & 0,3333 \\ 0,3333 & 0,3333 & 0,3333 & 0 \end{bmatrix}$$

Tabel 1. Jarak (km) antar lokasi

Kota	PDG	PKU	DJB	PLM
PDG	0	300	524	885
PKU	300	0	446	721
DJB	524	446	0	274
PLM	885	721	274	0

Informasi pada Tabel 1 membentuk matriks pembobot *inverse jarak* seperti berikut:

$$W_I = \begin{bmatrix} 0 & 0,5231 & 0,2995 & 0,1773 \\ 0,4788 & 0 & 0,3220 & 0,1992 \\ 0,2447 & 0,2874 & 0 & 0,4679 \\ 0,1832 & 0,2249 & 0,5918 & 0 \end{bmatrix}$$

4.3. Interaksi Spasial

Tabel 2 berisi nilai korelasi Pearson yang menunjukkan adanya korelasi positif sangat kuat antara deret IHK di keempat kota tersebut. Namun informasi ini belum cukup membuktikan bahwa terdapat pengaruh interaksi spasial antar keempat kota.

Tabel 2. Matriks korelasi IHK

Kota	PDG	PKU	DJB	PLM
PDG	1			
PKU	0,9887	1		
DJB	0,9901	0,9888	1	
PLM	0,9907	0,9899	0,9929	1

Sumber : Data BPS diolah

Penghitungan dan pengujian Indeks Moran dengan menggunakan matriks pembobot seragam dan *inverse jarak* yang tersaji dalam Tabel 3 memberikan kesimpulan yang sama. Kedua nilai *p-value* < 0,05 berarti terdapat korelasi spasial pada data deret IHK Januari 2015 – April 2020 di Kota Padang,

Pekanbaru, Jambi, dan Palembang. Tanda negatif pada nilai *I* berarti semakin meningkat IHK di suatu kota maka setidaknya ada satu kota yang menurun IHKnya.

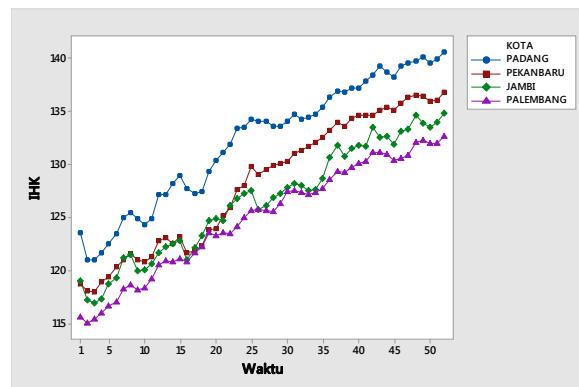
Tabel 3. Statistik Indeks Moran

Matriks pembobot	<i>I</i>	<i>p-value</i>
Seragam	-0,0500	0,0000
<i>Inverse jarak</i>	-0,0107	0,0487

4.4. Kestasioneran Data

Pemodelan dilakukan pada data *training*, kemudian model yang terbentuk divalidasi pada data *testing*. Data *training* terdiri dari 52 deret, yaitu deret IHK Januari 2015 – April 2019. Data *testing* terdiri dari 12 deret, yaitu deret IHK Mei 2019 – April 2020.

Langkah pertama dalam pemodelan *space time* adalah memeriksa kestasioneran data *training*. Data *training* deret IHK di keempat wilayah tidak stasioner dalam rataan dan ragam, serta tidak menunjukkan adanya pola musiman. Temuan ini dibuktikan dengan Gambar 3 dan plot MACF pada Gambar 4.



Gambar 3. Plot IHK Kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang, Januari 2015-April 2019

Sumber : Data BPS diolah

Gambar 3 menunjukkan adanya tren meningkat pada data *training* deret IHK. Plot MACF juga menunjukkan korelasi masih signifikan hingga lag 13 (*tails off*), serta tidak ada nilai *autocorrelation* yang menunjukkan pola musiman pada lag tertentu. Oleh karena itu, data *training* deret IHK perlu dilakukan *differencing* ordo pertama (*d=1*).



Gambar 4. Plot MACF IHK keempat kota, Januari 2015 – April 2019

Pemeriksaan kestasioneran data *training* $d=1$ dilihat dari hasil pengujian dengan ADF, yang tersaji dalam Tabel 4. Kesemua tipe pengujian di semua kota memberikan nilai *p-value* $< 0,05$. Dengan taraf nyata lima persen ($\alpha=0,05$), bisa disimpulkan bahwa data *training* deret IHK $d=1$ sudah stasioner dalam rataan.

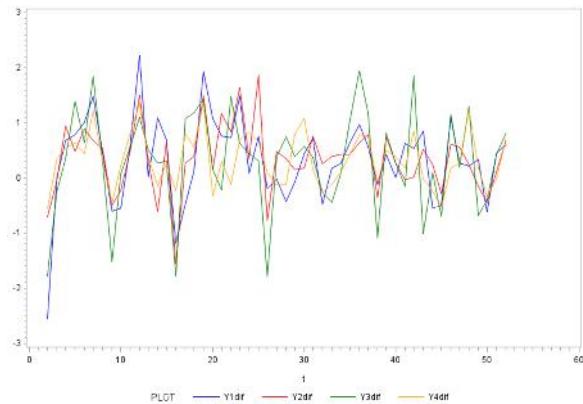
Tabel 4. Uji Dickey-Fuller *unit root* pada deret IHK $d=1$ keempat kota, Januari 2015 – April 2019

Var	Type	Rho	Pr<Rho	Tau	Pr<Rho
PDG	1	-34,51	<0,0001	-4,16	<0,0001
	2	-56,56	0,0004	-5,59	0,0001
	3	-58,26	<0,0001	-5,72	0,0001
PKU	1	-19,43	0,0011	-3,03	0,0031
	2	-40,99	0,0004	-4,54	0,0006
	3	-42,65	<0,0001	-4,64	0,0026
DJB	1	-46,93	<0,0001	-4,78	<0,0001
	2	-69,01	0,0004	-5,95	0,0001
	3	-69,36	<0,0001	-5,93	<0,0001
PLM	1	-29,05	<0,0001	-3,68	0,0004
	2	-73,23	0,0004	-5,93	0,0001
	3	-78,89	<0,0001	-6,13	<0,0001

Catatan: Type 1: Zero mean; 2: Single mean; dan 3: Trend.

Sumber : Data BPS diolah

Data *training* deret IHK $d=1$ juga sudah stasioner dalam ragam. Temuan ini dibuktikan oleh hasil pengujian kehomogenan ragam dengan menggunakan ARCH test. Hasil pengujian secara *univariate* menunjukkan bahwa pada taraf nyata lima persen ($\alpha=0,05$), bisa disimpulkan bahwa ragam data *training* deret IHK $d=1$ di setiap kota sudah homogen, atau dengan kata lain sudah stasioner dalam ragam. Plot data *training* deret IHK $d=1$ yang sudah stasioner dalam rataan dan ragam dapat dilihat pada Gambar 5.



Gambar 5. Plot IHK $d=1$ keempat kota, Januari 2015 – April 2019

Sumber : Data BPS diolah

4.5. Penentuan Ordo Model Space Time

Ordo spasial pada penelitian ini dibatasi pada ordo 1 (≤ 1). Sedangkan penentuan ordo waktu model *space time* diperoleh dari ordo optimum model VAR berdasarkan nilai AICC terkecil. Tabel 5 memberikan informasi terdapat dua nilai AICC terkecil. Nilai AICC terkecil pertama sebesar -4,7651 yang berada pada lag AR 0 MA 1, yang memberikan kandidat model STMA(1;1)-I(1) dan GSTMA(1;1)-I(1). Nilai AICC terkecil kedua sebesar -4,7412 yang berada pada lag AR 1 MA 0, yang memberikan kandidat model STAR(1;1)-I(1) dan GSTAR(1;1)-I(1). Peneliti memilih untuk menerapkan kandidat model kedua, mengingat perbedaan nilai AICC yang tidak terlalu berarti. Hal ini juga sejalan dengan tujuan penelitian di atas, yaitu ingin membandingkan kinerja model STAR dan GSTAR terhadap data deret IHK kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang.

Tabel 5. Nilai AICC model VAR

Lag	Minimum information criterion based on AICC				
	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4
AR 0	-4,6208	-4,7651	-4,3255	-3,6256	-2,2518
AR 1	-4,7412	-4,3971	-3,8794	-3,1658	-0,9381
AR 2	-4,5265	-4,1863	-3,3187	-2,3810	1,4012
AR 3	-3,6981	-3,4864	-2,6668	-0,9836	4,0126
AR 4	-2,9596	-2,6230	-1,0209	1,0442	9,8930

Sumber : Data BPS diolah

4.6. Pendugaan Parameter Model

Pendugaan parameter *autoregressive* dilakukan dengan metode kuadrat terkecil, dengan menerapkan matriks pembobot seragam dan *inverse jarak*. Hasil pendugaan parameter model STAR(1;1)-I(1) disajikan dalam Tabel 6. Hasil pendugaan parameter model GSTAR(1;1)-I(1) disajikan dalam Tabel 7.

Tabel 6. Pendugaan parameter STAR(1;1)-I(1)

Penduga Parameter	Seragam		<i>Inverse jarak</i>	
	Koef.	p-value	Koef.	p-value
\hat{w}_1^1	0,0261	0,7923	0,0328	0,7410
\hat{w}_1^2	0,3183	0,0036	0,2986	0,0042

Sumber : Data BPS diolah

Penduga parameter model STAR(1;1)-I(1) yang berpengaruh nyata dengan menggunakan matriks pembobot seragam dan *inverse jarak* sama-sama hanya \hat{w}_1^1 .

Tabel 7. Penduga parameter GSTAR(1;1)-I(1)

Penduga Parameter	Seragam		<i>Inverse jarak</i>	
	Koef.	p-value	Koef.	p-value
\hat{w}_1^1	-0,0434	0,8147	-0,0018	0,9926
\hat{w}_1^2	0,5847	0,0158	0,4971	0,0433
\hat{w}_1^3	-0,1599	0,4632	-0,1564	0,4816
\hat{w}_1^4	0,4840	0,0307	0,4521	0,0373
\hat{w}_1^5	-0,0208	0,9216	-0,0397	0,8540
\hat{w}_1^6	0,2617	0,4071	0,3083	0,3613
\hat{w}_1^7	0,4776	0,0251	0,4463	0,0353
\hat{w}_1^8	-0,0501	0,7584	-0,0171	0,9100

Pada wilayah Padang, penduga parameter model GSTAR(1;1)-I(1) yang berpengaruh nyata dengan menggunakan matriks pembobot seragam dan *inverse jarak* sama-sama hanya \hat{w}_1^1 . Pada wilayah Pekanbaru, penduga parameter yang berpengaruh nyata dengan menggunakan matriks pembobot seragam dan *inverse jarak* sama-sama hanya \hat{w}_1^2 . Pada wilayah Jambi, tidak satupun penduga parameter yang signifikan. Pada wilayah Palembang, penduga parameter yang berpengaruh nyata dengan menggunakan

matriks pembobot seragam dan *inverse jarak* sama-sama hanya \hat{w}_1^4 .

Keempat kandidat model di atas menghasilkan MSE masing-masing seperti yang disajikan dalam Tabel 8. Hasil penduga model GSTAR(1;1)-I(1) dengan menggunakan matriks pembobot seragam menjadi yang terbaik, karena memiliki nilai rata-rata MSE terkecil, yaitu sebesar 0,5343.

Tabel 8. MSE kandidat model

Kota	STAR(1;1)-I(1)		GSTAR(1;1)-I(1)	
	S	ID	S	ID
PDG	0,4968	0,5085	0,4924	0,5108
PKU	0,4534	0,4564	0,4603	0,4635
DJB	0,8651	0,8609	0,8861	0,8833
PLM	0,3236	0,3189	0,2986	0,2991
Rata ²	0,5347	0,5362	0,5343	0,5392

Catatan: S: Seragam; dan ID: *Inverse jarak*.

Sumber : Data BPS diolah

4.7. Diagnosa Model

Dalam analisis deret waktu, model yang dihasilkan belum cukup menjadi yang terbaik saja, tetapi juga harus layak. Penilaian kelayakan penggunaan model terbaik yang sudah diduga memerlukan diagnosa model. Diagnosa model dilakukan dengan memeriksa apakah sisaan suatu penduga model telah memenuhi sifat *white noise* dan menyebar normal.

Untuk memeriksa sifat *white noise* dari sisaan dapat dilihat dari nilai AICC. Suatu penduga model sudah memenuhi asumsi kebebasan sisaan jika nilai AICC terkecilnya berada pada AR 0 dan MA 0. Kandidat model yang diperiksa adalah hasil penduga model terbaik pada tahapan sebelumnya, yaitu GSTAR(1;1)-I(1) dengan menggunakan matriks pembobot seragam.

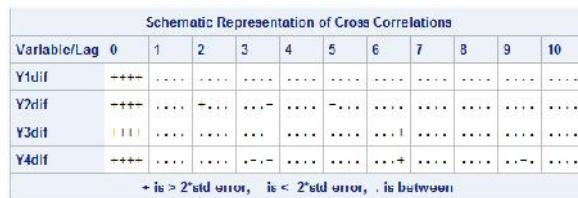
Tabel 9. Nilai AICC sisan model GSTAR(1;1)-I(1) dengan matriks pembobot seragam

Lag	Minimum information criterion based on AICC				
	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4
AR 0	-5,2643	-4,8398	-4,4097	-3,6676	-3,2529
AR 1	-4,7332	-4,3040	-3,9383	-3,1478	-2,2195
AR 2	-4,3580	-4,1700	-3,3092	-2,2846	-0,4680

AR 3	-3,5473	-3,3290	-2,1821	-0,8457	2,2376
AR 4	-2,6537	-2,2557	-0,5860	1,6889	5,5964

Sumber : Data BPS diolah

Nilai AICC terkecil pada pemeriksaan sisaan penduga model GSTAR(1;1)-I(1) dengan matriks pembobot seragam sebesar -5,2643 sudah berada pada AR 0 dan MA 0. Dengan taraf nyata lima persen, sudah bisa disimpulkan bahwa sisaan penduga model GSTAR(1;1)-I(1) dengan matriks pembobot seragam saling bebas, atau bersifat *white noise*. Temuan ini juga ditunjukkan pada plot MACF yang terdapat dalam Gambar 6. Plot MACF sudah *cuts off* pada lag ke-0 untuk setiap kota.



Gambar 6. Plot MACF IHK keempat kota hasil GSTAR(1;1)-I(1) dengan matriks bobot seragam

Sumber : Data BPS diolah

Pemeriksaan kenormalan sisaan suatu penduga model dilakukan secara *univariate* dan *multivariate*. Pengujian secara *univariate* memberikan hasil yang sama untuk setiap lokasi, yaitu $p\text{-value} > 0,05$. Artinya sisaan model GSTAR(1;1)-I(1) di keempat kota sudah menyebar normal.

Tabel 10. Hasil pengujian kenormalan sisaan model GSTAR(1;1)-I(1)

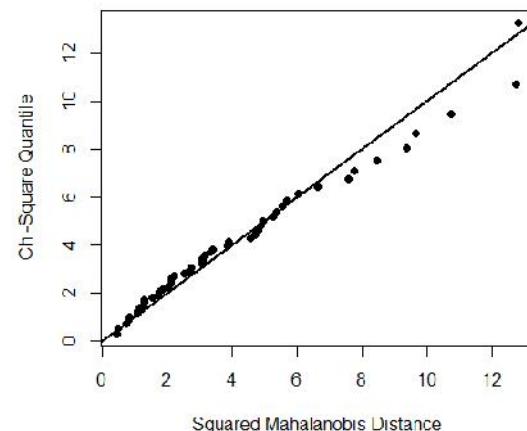
Kota	Statistik Uji	Nilai	p-value
PDG	Shapiro-Wilk	0,98	0,6225
PKU	Shapiro-Wilk	0,97	0,3585
DJB	Shapiro-Wilk	0,96	0,1011
PLM	Shapiro-Wilk	0,97	0,2927
Sistem	Mardia Skewness	30,74	0,0587
	Mardia Kurtosis	0,83	0,4071
	Henze-Zirkler T	0,75	0,5332
	Royston Test	5,55	0,2363

Sumber : Data BPS diolah

Pengujian *multivariate* juga memberikan

hasil yang sama untuk setiap sistem uji, yaitu $p\text{-value} > 0,05$. Artinya sisaan model GSTAR(1;1)-I(1) di keempat kota sudah menyebar *multivariate normal*. Temuan ini juga didukung dengan Q-Q plot sisaan dari penduga model GSTAR(1;1)-I(1) yang menggambarkan sisaan menyebar di sekitar garis diagonal, artinya sisaan mengikuti sebaran *multivariate normal*.

Chi-Square Q-Q Plot



Gambar 7. Q-Q plot sisaan penduga model GSTAR(1;1)-I(1)

Sumber : Data BPS diolah

Asumsi *white noise* dan kenormalan sisaan penduga model GSTAR(1;1)-I(1) dengan menggunakan matriks pembobot seragam sudah terpenuhi. Oleh karena itu, penduga model GSTAR(1;1)-I(1) dengan menggunakan matriks pembobot seragam adalah yang terbaik dan layak dalam penelitian ini untuk menduga IHK Kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang. Persamaan model GSTAR(1;1)-I(1) yang terbentuk adalah sebagai berikut:

PDG	$\widehat{Y_1(t)} = -0,0434Y_1(t-1) + 0,5847 \{Y_2(t-1) + Y_3(t-1) + Y_4(t-1)\}$
PKU	$\widehat{Y_2(t)} = -0,1599Y_2(t-1) + 0,4840 \{Y_1(t-1) + Y_3(t-1) + Y_4(t-1)\}$
DJB	$\widehat{Y_3(t)} = -0,0208Y_3(t-1) + 0,2617 \{Y_1(t-1) + Y_2(t-1) + Y_4(t-1)\}$
PLM	$\widehat{Y_4(t)} = 0,4776Y_4(t-1) - 0,0501 \{Y_1(t-1) + Y_2(t-1) + Y_3(t-1)\}$

Sumber : Data BPS diolah

4.8. Peramalan

Model GSTAR(1;1)-I(1) dengan matriks pembobot seragam yang terpilih dari proses identifikasi model sebelumnya belum tentu baik digunakan dalam peramalan data IHK di luar data *training*. Untuk menjamin model tersebut baik digunakan dalam prediksi, maka perlu divalidasi terhadap data *testing*. Validasi dilakukan terhadap empat kandidat model. Model yang terbaik untuk prediksi adalah yang menghasilkan nilai RMSE terkecil.

Tabel 11. RMSE prediksi kandidat model

Kota	STAR(1;1)-I(1)		GSTAR(1;1)-I(1)	
	S	ID	S	ID
PDG	2,1059	2,1271	1,8969	1,9577
PKU	3,3246	3,3484	3,2955	3,3347
DJB	1,7115	1,7234	1,7772	1,7530
PLM	1,9005	1,9062	1,7432	1,7499

Sumber : Data BPS diolah

Hasil perbandingan nilai RMSE menunjukkan bahwa model terbaik dalam penelitian ini yang dapat digunakan untuk meramalkan IHK Kota Padang, Pekanbaru, dan Palembang adalah GSTAR(1;1)-I(1) dengan matriks pembobot lokasi seragam. Sedangkan model terbaik untuk meramalkan IHK Kota Jambi adalah STAR(1;1)-I(1) dengan matriks pembobot lokasi seragam. Hasil peramalan data IHK Kota Padang, Pekanbaru, dan Palembang bulan Mei 2019 – April 2020 berturut-turut disajikan dalam kolom Y1GS, Y2GS, dan Y4GS pada Gambar 8. Hasil peramalan data IHK Kota Jambi bulan Mei 2019 – April 2020 disajikan dalam kolom Y3S pada Gambar 8.

	Y1S	Y2S	Y3S	Y4S	Y1GS	Y2GS	Y3GS	Y4GS
3	140.81354634	137.01714393	134.55673999	132.91394271	140.97009967	137.0081605	34.9203656	132.98328145
4	140.89737167	137.10148164	135.08191034	132.99853663	141.0909782	137.11269779	35.00058785	131.11942077
5	140.9265148	137.13058377	135.11094583	133.02761825	141.14832312	137.1503696	35.034450	133.17933851
6	140.93952769	137.14059994	135.12097393	133.03763606	141.17069222	137.18086755	35.0434755	133.20587072
7	140.93997733	137.14404933	135.12441628	133.0410853	141.18085684	137.17520899	35.04888902	133.21765894
8	140.94118504	137.14523704	135.12560404	133.04227304	141.18518525	137.17850295	35.0513118	133.22290788
9	140.94157403	137.14564603	135.12617033	133.04268203	141.18713466	137.17991233	35.05238424	133.22524722
10	140.94171488	137.14578688	135.12615388	133.04282288	141.18798973	137.1805193	35.0528590	133.22629058
11	140.94178333	137.14583535	135.12620235	133.04287135	141.18837317	137.18083255	35.05307054	133.22675603
12	140.94178005	137.14585205	135.12621905	133.04288805	141.18854317	137.18095876	35.05316467	133.22696373
13	140.9417858	137.1458578	135.1262248	133.0428938	141.18881922	137.18101471	35.05320668	133.22705641
14	140.94178778	137.14585978	135.12622678	133.04289578	141.18885307	137.18103976	35.0532254	133.22709778

Gambar 8. Hasil peramalan IHK keempat kota, Mei 2019 – April 2020

Sumber : Data BPS diolah

V. KESIMPULAN DAN SARAN

5.1. Kesimpulan

Selama periode Januari 2015 – April 2020, rata-rata harga komoditas pembentuk IHK di Kota Palembang paling murah dan paling lambat kenaikan antar bulannya dibandingkan rata-rata harga komoditas pembentuk IHK di ketiga kota lainnya. Rata-rata harga komoditas pembentuk IHK di Kota Padang paling mahal. Rata-rata harga komoditas pembentuk IHK di Kota Pekanbaru paling cepat kenaikan antar bulannya.

Data deret IHK Kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang selama periode Januari 2015 – April 2020 terbukti memiliki ketergantungan spasial antar keempat lokasi tersebut. Dalam menduga IHK di keempat kota tersebut, model terbaik dan layak digunakan adalah GSTAR(1;1)-I(1) dengan matriks pembobot lokasi seragam. Adapun jika digunakan untuk meramal IHK, model terbaik yang dapat digunakan untuk meramalkan IHK Kota Padang, Pekanbaru, dan Palembang adalah GSTAR(1;1)-I(1) dengan matriks pembobot lokasi seragam. Sedangkan model terbaik untuk meramalkan IHK Kota Jambi adalah STAR(1;1)-I(1) dengan matriks pembobot lokasi seragam.

5.2. Saran

Pengembangan model *space time* berikutnya dapat menggunakan matriks pembobot lain seperti pembobot normalisasi korelasi silang. Model *space time moving average* (STMA) dan *generalized space time moving average* (GSTMA) dapat dijadikan alternatif dalam memodelkan dan meramal data deret IHK di Kota Padang, Pekanbaru, Jambi, dan Palembang. Hal ini mengingat kedua model tersebut juga menjadi kandidat model dalam penelitian ini.

DAFTAR PUSTAKA

- Borovkova, S.A. et al. 2002. *Generalized S-TAR with Random Weights*. Proceeding of the 17th International Workshop on Statistical Modeling. Chania-Greece.
- Irawati, L. et al. 2015. Peramalan Indeks Harga Konsumen 4 Kota di Jawa Tengah Menggunakan Model *Generalized Space Time Autoregressive* (GSTAR). *Jurnal Gaussian*. Volume 4 Nomor 3: 553-562.
- Masdin, M.A. et al. 2018. Peramalan Menggunakan Model *Generalized Space Time Autoregressive* (GSTAR) untuk Indeks Harga Konsumen di Empat Kota Provinsi Sulawesi Selatan. *Jurnal Matematika Integratif*. Vol. 14, No. 1: 39-49.
- SAS Institute Inc. 2011. *SAS/ETS® 9.3 User's Guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Siregar, D. 2015. Perbandingan Pemodelan dan Peramalan Harga Gula Berdasarkan Model *Space Time ARIMA* dan *Generalized Space Time ARIMA* [tesis]. Bogor (ID): Institut Pertanian Bogor.
- Wei, W. 2006. *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods*. Canada: Addison Wesley Publishing Company, Inc.