

Pemodelan *Spatio Temporal* Pada Kasus Demam Berdarah di Provinsi Jawa Barat

MUHAMMAD IRFAN RIZKI¹, ANGGI NUR FAUZIAH², HASHINA QAWLAN SADIDA³

^{1,2,3}Program Studi Statistika Fakultas MIPA Universitas Padjadjaran, Indonesia
e-mail: ¹muhammad18011@mail.unpad.ac.id

ABSTRAK

Penyakit menular yang menjadi permasalahan global yang mengancam kesehatan manusia yaitu demam dengue. Penyakit ini menular diakibatkan oleh virus dengue dan ditularkan oleh nyamuk *Aedes aegypti*. Kasus penyakit demam berdarah di Jawa Barat merupakan salah satu yang memiliki angka kasus yang termasuk tinggi disetiap tahunnya. Untuk meminimalisir penyebaran dan peningkatan kasus demam berdarah dapat dilakukan dengan mengendalikan faktor-faktor yang mempengaruhi dan melakukan pemetaan agar dapat terlihat daerah mana yang berisiko tinggi terjangkau demam berdarah. Penelitian ini menggunakan objek spasial yaitu kabupaten/kota di Jawa Barat selama empat tahun dan memiliki pola naik turun, sehingga dalam melakukan pemodelan dan pemetaan kasus demam berdarah di Jawa Barat digunakan analisis Spatio Temporal yang dapat mengakomodasikan aspek wilayah dan waktu. Untuk mengetahui sebaran penyakit biasanya dilakukan pemetaan menggunakan risiko relatif dengan Standardized Morbidity Ratio, akan tetapi Standardized Morbidity Ratio masih dipengaruhi oleh jumlah penduduk sehingga menghasilkan taksiran yang kurang tepat dan menyebabkan kesimpulan yang salah. Metode alternatif yang dapat digunakan yaitu metode Bayesian dengan pendekatan Integrated Nested Laplace Approximation. Hasil analisis menunjukkan bahwa tidak terdapat ketergantungan spasial dan temporal namun terdapat heterogenitas spasial serta interaksi antara kabupaten/kota dan waktu terhadap penyebaran kasus demam berdarah di Provinsi Jawa Barat tahun 2016 sampai dengan tahun 2019.

Kata Kunci: Demam Berdarah, Analisis Spatio-Temporal, Integrated Nested Laplace Approximation, Risiko Relatif, Bayesian.

ABSTRACT

An infectious disease that is a global problem that threatens human health is dengue fever. This infectious disease is caused by the dengue virus and is transmitted by the *Aedes aegypti* mosquito. The case of dengue fever in West Java is one that has a high number of cases every year. To minimize the spread and increase in cases of dengue fever, it can be done by controlling the influencing factors and mapping so that it can be seen which areas are at high risk of contracting dengue fever. This study uses spatial objects, namely districts/cities in West Java for four years and has an up and down pattern, so that in modeling and mapping cases of dengue fever in West Java, Spatio Temporal analysis is used which can accommodate regional and time aspects. To find out the distribution of the disease, mapping is usually done using relative risk with the Standardized Morbidity Ratio, but the Standardized Morbidity Ratio is still influenced by the population, resulting in inaccurate estimates and leading to wrong conclusions. An alternative method that can be used is the Bayesian method with the Integrated Nested Laplace Approximation approach. The results of the analysis show that there is no spatial and temporal dependence but there is spatial heterogeneity as well as the interaction between districts/cities and time to the spread of dengue fever cases in West Java Province from 2016 to 2019.

Keywords: Dengue Fever, Spatio-Temporal Analysis, Integrated Nested Laplace Approximation, Relative Risk, Bayesian.

1. PENDAHULUAN

Penyakit menular yang masih menjadi permasalahan global masyarakat di dunia yaitu demam dengue yang merupakan penyakit yang disebabkan oleh virus dengue. Virus ini menular melalui gigitan nyamuk *Aedes aegypti*, nyamuk yang berkembang secara cepat di dunia dan menyebabkan hampir 390 juta orang terinfeksi setiap tahunnya. Penyakit DD dapat terjadi sepanjang tahun dan dapat menyerang seluruh kelompok usia, baik anak-anak ataupun orang dewasa. Penyakit ini berhubungan dengan kondisi lingkungan, iklim, mobilisasi penduduk yang memiliki intesitas tinggi, perluasan perumahan dan perilaku masyarakat (Kemenkes RI, 2017).



Gambar 1 CFR dan IR Provinsi Jawa Barat Tahun 2015-2019

Pada tahun 2019 jumlah penderita penyakit DBD di Provinsi Jawa Barat tahun 2019 mencapai angka kasus 25.282 lebih tinggi dibanding tahun 2018 (12.492 kasus). Demikian juga dengan risiko kejadian DBD di Provinsi Jawa Barat mengalami peningkatan tajam dari 25.7/100.000 penduduk menjadi 51.3/100.000 penduduk, disertai jumlah kematian DBD tahun 2019 mencapai 189 orang dengan CFR sebesar 0.7%. Data tersebut menunjukkan bahwa provinsi Jawa Barat mengalami Kejadian Luar Biasa (KLB) DBD oleh karena itu penelitian ini dilakukan untuk mengetahui berbagai faktor-faktor yang mempengaruhi kejadian DD di Jawa Barat. Pola penyakit DD memiliki keterkaitan antara satu wilayah dengan wilayah lainnya karena virus dengue yang dibawa oleh vektor nyamuk dapat menyebar secara cepat dari wilayah satu ke wilayah lain yang berdekatan, sehingga kemungkinan kedekatan wilayah dapat mempengaruhi penyebaran kasus DD (Dinkes Provinsi Jawa Barat, 2020).

Penyakit DBD memiliki konsekuensi kesehatan dan sosial ekonomi yang serius. Memetakan kejadian pada skala *spatiotemporal* halus merupakan elemen penting dalam persiapan sistem peringatan dini untuk pencegahan dan pengendalian demam berdarah (Jaya and Folmer, 2020). Langkah awal tentunya perlu diketahui faktor-faktor yang dapat menyebabkan tingginya jumlah kasus demam dengue. Metode statistik yang dapat digunakan adalah analisis regresi, akan tetapi penelitian ini terdapat aspek spasial dan temporal, maka diperlukan suatu analisis yang dapat mengakomodasi aspek spasial dan temporal serta dapat menggambarkan penyebaran penyakit di wilayah tertentu pada kurun waktu tertentu, selain itu diperlukan sebaran penyakit dengan melakukan pemetaan penyakit.

Berdasarkan hal tersebut antara satu wilayah dengan wilayah lainnya dan memiliki tren naik turun. Hal ini mengindikasikan adanya aspek spasial dan temporal sehingga tidak dapat menggunakan analisis regresi biasa. Oleh sebab itu, permasalahan penelitian ini adalah bagaimana memodelkan dan memetakan risiko relatif DBD di Provinsi Jawa Barat dengan tidak mengabaikan aspek spasial dan temporalnya, sehingga estimasi parameter menjadi tak bias dan efisien.

2. METODE PENELITIAN

Data Penelitian

Data penelitian yang digunakan merupakan data yang diperoleh oleh publikasi Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Barat dengan objek penelitian 27 kabupaten/kota pada tahun 2016-2019. Adapun variabel yang digunakan dalam penelitian ini yaitu, jumlah kasus demam dengue sebagai variabel respon sedangkan untuk variabel prediktor meliputi perilaku hidup bersih sehat dan jamban sehat.

Estimasi Risiko Relatif Menggunakan Generalized Linear Model (GLM)

Pemodelan yang akan digunakan termasuk dalam kerangka Generalized Linear Model (GLM). GLM merupakan perluasan dari model linear yang mempunyai keunggulan yaitu distribusi variabel respon termasuk dalam keluarga eksponensial. GLM mempunyai tiga komponen sebagai berikut (McCullagh and Nelder, 1990)

Komponen Acak

Komponen acak terdiri dari variabel respon (Y) dengan nilai observasi yang independen dinyatakan dengan $Y_i = (y_1, y_2, \dots, y_n)^T$. Dimana variabel respon berdistribusi keluarga eksponensial.

Komponen Sistematis

Komponen sistematis dari GLM berisi satu set parameter β ($p \times 1$) dan variabel prediktor (x_1, x_2, \dots, x_i) yang membentuk kombinasi linier atau disebut linier predictor yang berbentuk $\eta = X^T \beta$.

Fungsi Penghubung (Link Function)

Fungsi penghubung dalam GLM yaitu suatu fungsi yang menjelaskan hubungan antara linier predictor η dengan nilai rata-rata (ekspektasi) dari variabel respon (Y) yang dilambangkan dengan μ . Apabila $g(\mu_i) = \eta_i$ maka $g(\cdot)$ adalah fungsi penghubung.

Bayesian Smoothing

Metode *Bayesian Smoothing* merupakan suatu metode inferensi atau pendekatan yang berguna untuk memaksimalkan informasi posterior yang merupakan gabungan informasi awal (*prior*) dengan data empiris (*likelihood*) guna mendapatkan informasi yang lebih presisi. Distribusi posterior diperoleh dari konsep peluang Bayes.

Fungsi densitas posterior dinyatakan sebagai fungsi bersyarat dari λ dengan y , dirumuskan sebagai berikut (Gelman *et al.*, 2013).

$$p(\lambda|y) = \frac{p(\lambda, y)}{p(y)} = \frac{p(y|\lambda)p(\lambda)}{p(y)}, \tag{1}$$

Dimana:

$p(y|\lambda)$: fungsi *likelihood* untuk fungsi distribusi gabungan y bersyarat parameter λ pada model

$p(\lambda)$: distribusi *prior* untuk parameter λ

$p(y)$: distribusi peluang marginal y

Untuk mendapatkan taksiran parameter λ dapat diperoleh dengan mencari nilai rata-rata posterior λ yaitu $E(\lambda)$ sebagai berikut (Jaya dkk, 2016):

$$E(\lambda) = \int \lambda p(\lambda|y) d\lambda \tag{2}$$

Untuk mengestimasi parameter dari distribusi posterior tersebut sering ditemukan kesulitan karena fungsi posterior tersebut tidak dalam bentuk fungsi distribusi yang umumnya diketahui. Sehingga pendekatan yang dilakukan adalah pendekatan *Integrated Nested Laplace Approximation* (INLA).

Analisis Regresi *Spatio Temporal*

Analisis regresi *Spatio Temporal* adalah analisis yang menggambarkan atau menentukan hubungan sebab akibat antara satu variabel dengan variabel yang lain dengan melibatkan efek spasial dan temporal pada objek penelitian yang dilakukan. Pemodelan analisis regresi *spatio temporal* telah banyak digunakan untuk menganalisis distribusi spasial kejadian penyakit dan trennya, terutama untuk mendeteksi *hotspot* (Lawson, 2014).

Analisis Spasial Model Besag York, Mollie (BYM)

Model BYM merupakan model yang banyak digunakan dalam pemodelan dan pemetaan penyakit Bayesian, khususnya penyakit menular(Lawson *et al.*, 2000). Secara ringkas model BYM sebagai berikut:

$$\eta_i = \beta_0 + \mathbf{X}_i^T \boldsymbol{\beta} + v_i, \tag{3}$$

$$v_i = u_i + s_i \tag{4}$$

Dimana $\eta_i = \log(\theta_i)$, β_0 adalah risiko relatif keseluruhan, $\mathbf{X}_i^T = (X_{i1}, \dots, X_{iK})$ adalah vektor kovariat, $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_K)^T$ adalah vektor koefisien regresi, v_i adalah efek spasial dengan u_i dan s_i merupakan heterogenitas spasial dan heterogenitas korelasi spasial. Heterogenitas spasial (u_i) diakomodasi dengan mendefinisikan *prior* yang non-informatif untuk u_i , biasanya berdistribusi normal(Lawson, Browne and Vidal Rodeiro, 2004).

Heterogenitas korelasi spasial (s_i) mempertimbangkan autokorelasi spasial dengan menggunakan informasi yang berkaitan untuk daerah berdekatan, berdasarkan asumsi bahwa daerah berdekatan dengan karakteristik spasial serupa memiliki risiko relatif serupa. Besag et al (1991) mengusulkan *prior* sebagai berikut:

$$s_i | s_{j \neq i} \sim Normal \left(\frac{\sum_j w_{ij} s_j}{\sum_j w_{ij}}, \frac{\sigma_y^2}{\sum_j w_{ij}} \right), \tag{5}$$

Analisis Temporal Model *Random Walk* Orde 2 (RW2)

Pada penelitian ini untuk unsur temporal akan digunakan Model *Random Walk* dari orde 2 (RW2). Dalam model RW2 untuk vektor *Gaussian* $\boldsymbol{\omega} = (\omega_1, \dots, \omega_n)^T$ dibuat dengan asumsi orde kedua yang independen:

$$\Delta^2 \omega_t = \omega_t - 2\omega_{t+1} + \omega_{t+2} \sim N(0, \tau^{-1}), \text{ dan } t = 1, \dots, n - 2 \tag{6}$$

Densitas untuk ω diturunkan dari n-2 orde kedua dengan kenaikannya sebesar

$$p(\boldsymbol{\omega} | \tau) = \tau^{(n-2)/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \boldsymbol{\omega}^T \mathbf{Q} \boldsymbol{\omega} \right\}, \tag{7}$$

Dimana $\mathbf{Q} = \tau \mathbf{R}$ dan \mathbf{R} adalah matriks struktur yang mencerminkan struktur lingkungan model. Hal ini juga memungkinkan untuk menentukan versi siklis model RW2. Parameter presisi τ direpresentasikan sebagai $\theta = \log \tau$, dan *prior* didefinisikan pada θ .

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

Analisis Deskriptif

Tabel 1 Analisis Deskriptif Variabel Penelitian

Variabel	Tahun	Rata-rata	Minimum	Simpangan Baku	Maksimum
Angka Kasus(Y)	2016	1386	143	1084.68	3881
	2017	319.4	0	367.61	1786
	2018	462.7	24	605.03	2826
	2019	936.4	62	92.136	4424
Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (X1)	2016	53.23	6.30	13.86	77.20
	2017	58.47	40.91	9.19	78.29
	2018	59.21	40.25	10.28	80.11
	2019	62.27	39.16	16.31	130.78
Jamban Sehat (X2)	2016	68.24	40.05	13.46	89.93
	2017	69.87	44.71	13.45	97.26
	2018	24.82	71.35	16.39	98.72
	2019	82.72	47.17	26.22	172.66

Taksiran Resiko Relatif dengan SMR

Dalam ilmu epidemiologi ukuran asosiasi antara karakteristik kelompok dengan penyakit dinyatakan dengan risiko relatif yang berguna untuk mengetahui seberapa tinggi tingkat rasio pada suatu wilayah sehingga terlihat daerah mana yang memiliki risiko tinggi, sedang, dan rendah. Konsep dasar dalam pemodelan risiko relatif suatu penyakit menular adalah SMR (*Standardized Morbidity Ratio*). SMR dapat didefinisikan sebagai berikut:

$$SMR_i = \frac{y_i}{e_i} \quad \dots(8)$$

dengan,

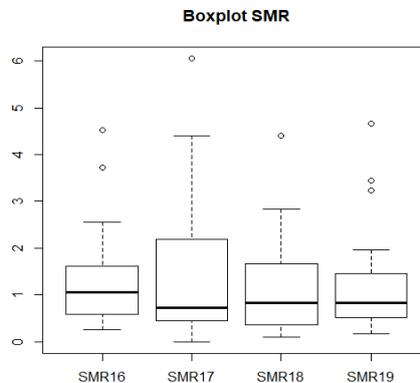
$$e_i = N_i \times \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{\sum_{i=1}^n N_i} \quad \dots(9)$$

dimana:

- y_i : angka kasus pada lokasi ke- i
- e_i : angka harapan kasus pada lokasi ke- j
- N_i : ukuran populasi berisiko pada area ke- i

SMR memiliki beberapa kelemahan yaitu penaksir SMR tidak memasukkan informasi ketergantungan spasial, dikarenakan penaksir SMR dipengaruhi oleh ukuran populasi sehingga memiliki sensitivitas yang tinggi terhadap perbedaan ukuran populasi yang berakibat pada ketidak reliabelan sebagai penaksir risiko relatif, tidak tepat digunakan untuk kasus dengan angka kejadian yang kecil karena fluktuasi stokastik(Pringle, 1996).

Untuk melakukan pemetaan risiko relatif, penaksir yang sederhana dan sering digunakan yaitu SMR. Hasil taksiran risiko relatif menggunakan Persamaan (8) disajikan dalam plot berikut:



Gambar 2 Boxplot SMR

Berdasarkan Gambar 2., terlihat bahwa nilai risiko relatif dengan penaksir SMR dari tahun 2015 sampai dengan 2019 memiliki rata-rata disekitar 1. Apabila nilai risiko relatif bernilai 1 maka risiko di daerah tersebut sama dengan risiko di populasinya, apabila bernilai kurang dari 1 maka risiko di daerah tersebut lebih kecil dari populasinya, dan apabila bernilai lebih dari 1 maka risiko di daerah tersebut lebih besar dari populasinya. Pada tahun 2016, nilai SMR tertinggi terletak di Kota Cirebon yaitu sebesar 4.53, tahun 2017 nilai SMR tertinggi terletak di Kota Sukabumi sebesar 6.05, tahun 2018 nilai SMR tertinggi terletak di Kota Sukabumi sebesar 2.84, dan tahun 2019 nilai SMR tertinggi masih terletak di Kota Sukabumi sebesar 4.66, Hal ini disebabkan oleh penaksir SMR dipengaruhi oleh ukuran populasi. Sehingga SMR tidak dapat merepresentasikan atau tidak dapat mencerminkan keadaan yang sebenarnya. Untuk memastikan kelemahan SMR, dibagian selanjutnya akan dibandingkan dengan *Spatio-Temporal Model* menggunakan pendekatan *Integrated Nested Laplace Approximation* (INLA).

INLA memiliki waktu komputasi yang jauh lebih singkat dan secara linear dibandingkan dengan *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC). Maka untuk sampel yang lebih besar, INLA

merupakan solusi terbaik untuk penaksiran parameter model dengan pendekatan Bayesian (Jaya, Zulhanif and Tantular, 2016).

Pemeriksaan Autokorelasi Spasial

Dalam menggambarkan aspek spasial, diperlukan suatu matriks pembobot spasial. Matriks pembobotan spasial adalah matriks yang menggambarkan hubungan antar wilayah dan diperoleh berdasarkan informasi jarak, persinggungan atau fenomena yang relevan dengan dimensi $n \times n$ dimana n merupakan banyak unit wilayah dan dilambangkan dengan W dan berukuran $n \times n$. Secara geografis terdapat 27 kabupaten/kota di Jawa Barat, sehingga matriks pembobot spasial akan berdimensi 27×27 dengan diagonal utama bernilai nol. Pada penelitian ini, matriks pembobot spasial yang digunakan adalah Queen Contiguity, dimana elemen matriks yang bernilai 1 berarti wilayah i dengan wilayah j bersinggungan sisi dan sudut, sedangkan bernilai 0 berarti kedua wilayah tidak bersinggungan sisi dan sudut.

Autokorelasi spasial merupakan suatu korelasi antar anggota serangkaian pengamatan yang diurutkan menurut waktu atau ruang yang terjadi pada data atau kasus spasial. Salah satu teknik yang dapat digunakan untuk menentukan adanya autokorelasi spasial antar lokasi pengamatan adalah Moran Spatiotemporal. Dengan bantuan software R menggunakan local package "Moran ST" (Jaya dkk, 2018).

Tabel 2 Hasil Uji Autokorelasi Spasial

Pengujian	Statistik	<i>p-value</i>
<i>Moran Spatiotemporal</i>	0.3587627	0.00990099

Berdasarkan Tabel 2., didapatkan nilai statistik Moran Spatiotemporal berada pada rentang $0 < I \leq 1$, artinya terdapat autokorelasi spatiotemporal positif dan didapat nilai *p-value* sebesar 0.010 dimana nilai tersebut kecil dari $\alpha = 0.05$, maka H_0 ditolak. Artinya, dengan tingkat kesalahan 5% dapat disimpulkan bahwa terdapat autokorelasi spatiotemporal positif penyakit DBD antar kabupaten/kota di Jawa Barat.

Uji Kecocokan Model

Pemilihan model yang cocok dalam penelitian ini untuk mendapatkan model terbaik dapat ditentukan oleh model yang memiliki nilai DIC terkecil dan R-Square terbesar. Model yang terpilih akan digunakan untuk menaksir risiko relatif pada tahap selanjutnya. Hasil perhitungan dengan bantuan software R diperoleh hasil sebagai berikut:

Tabel 3 Hasil Ukuran Kecocokan Model

No	Model	DIC	<i>R-Square</i>
1	$\eta_{it} = \beta_0 + x_{it}\beta$	41240.732	0.6582
2	$\eta_{it} = \beta_0 + x_{it}\beta + v_i$	7086.871	0.9426
3	$\eta_{it} = \beta_0 + x_{it}\beta + \omega_t$	38563.991	0.7085
4	$\eta_{it} = \beta_0 + x_{it}\beta + v_i + \omega_t$	6869.081	0.9592
5	$\eta_{it} = \beta_0 + x_{it}\beta + v_i + \omega_t + \delta_{it}$	1074.653	0.9995

Berdasarkan Tabel 3., apabila efek spasial dan temporal tidak dimasukkan ke dalam model memperoleh nilai DIC terbesar dan *R-Square* terkecil yaitu pada Model 1, sedangkan jika memasukan efek spasial, temporal, maupun interaksinya memperoleh nilai DIC yang jauh lebih kecil dan nilai *R-Square* yang jauh lebih besar. Sehingga berdasarkan hasil analisis yang ditampilkan pada Tabel 3. model yang paling cocok yaitu model $\eta_{it} = \beta_0 + x_{it}\beta + v_i + \omega_t + \delta_{it}$ dengan nilai DIC sebesar 1074.653 dan nilai *R-Square* sebesar 0.9995 yang menunjukkan kemampuan model dalam menjelaskan risiko relatif penyakit DBD di Jawa Barat

Evaluasi Komponen Spasial dan Temporal

Setelah mendapatkan model terbaik yaitu Model 5 selanjutnya dilakukan evaluasi kontribusi dari masing-masing komponen yang ada pada model tersebut.

Tabel 4 Statistik Presisi *Hyperparameter Model**

Hyperparameter	Rata-rata	Simpangan Baku	Kuantil ke-(2.5)%	Kuantil ke-(97.5)%
Heterogenitas Spasial	1.57	0.431	0.867	2.55
Ketergantungan Spasial	1920	4800	149.616	7110
Ketergantungan Temporal	23900	27100	2365.597	90800
Interaksi Spasial X temporal	0.202	0.045	0.127	0.302

*) Presisi = 1/Varians

Pemeriksaan Signifikansi Variabel

Tahap selanjutnya setelah mendapatkan model terbaik yaitu $\eta_{it} = \beta_0 + x_{it}\beta + u_i + \delta_{it}$ adalah uji signifikansi variabel melalui taksiran parameter modelnya. Pemeriksaan signifikansi variabel ini berguna untuk menentukan apakah variabel tersebut signifikan dan telah sesuai dengan teori atau tidak diperoleh hasil sebagai berikut:

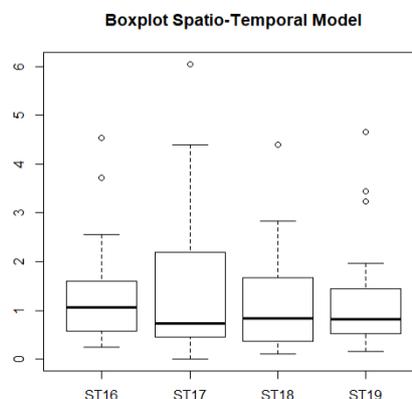
Tabel 5 Hasil Pengujian Variabel

Variabel	Rata-rata	Kuantil Ke-(2.5)%	Kuantil Ke-(97.5)%
Intercept	-1.532	-3.298	0.249
Perilaku Hidup Bersih dan Sehat(X1)	0.005	-0.022	0.031
Jamban Sehat(X2)	0.014	-0.003	0.031

Berdasarkan Tabel 5. terlihat bahwa variabel PHBS interval kredibelnya mencakup nilai nol, yang menunjukkan variabel tersebut tidak signifikan dalam menjelaskan risiko relatif kasus DBD. Kemudian variabel Persentase Perilaku Hidup Bersih Sehat (X1) dan Jamban Sehat (X2) memiliki koefisien regresi yang positif dan tidak sesuai dengan teori. Maka model yang terbentuk adalah tanpa variabel bebas.

Penaksiran Resiko Relatif Spatio-Temporal Model

Setelah melakukan pemeriksaan signifikansi variabel, selanjutnya dapat dicari nilai taksiran risiko relatif menggunakan *Spatio-Temporal Model* dengan *package* "INLA" diperoleh hasil sebagai berikut:



Gambar 3 Boxplot Taksiran Risiko Relatif *Spatio-Temporal Model* Tahun 2016-2019

Berdasarkan Gambar 3, terlihat bahwa nilai taksiran risiko relatif menggunakan *Spatio Temporal Model* berbeda di setiap tahunnya. Perbedaan ini dapat mengindikasikan terdapatnya ketergantungan spasial dan temporal terhadap penyebaran kasus DBD di Provinsi Jawa Barat. Sedangkan hasil analisis deskriptif dari taksiran risiko relatif menggunakan *Spatio-Temporal Model* diperoleh hasil sebagai berikut:

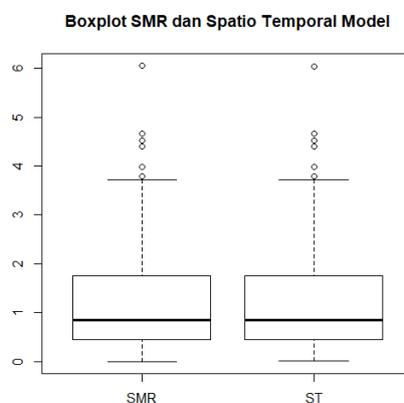
Tabel 6 Analisis Deskriptif Taksiran Risiko Relatif *Spatio-Temporal Model*

Tahun	Min	Kuartil 1	Median	Rata-rata	Kuartil 3	Maks
2016	0.2548	0.5789	1.0660	1.2956	1.6085	4.5327
2017	0.0092	0.4496	0.7259	1.4603	2.2004	6.0458
2018	0.1003	0.3629	0.8333	1.1315	1.6703	4.3988
2019	0.1655	0.5216	0.8254	1.1928	1.4518	4.6642

Berdasarkan Tabel 6. rata-rata dari taksiran risiko relatif DBD dari 27 kabupaten/kota di Jawa Barat dari tahun 2015 sampai dengan 2019 menggunakan *Spatio-Temporal Model* berturut-turut yaitu sebesar 1.2956, 1.4603, 0.8333, dan 1.1928. Nilai risiko relatif terendah pada tahun 2016 berada di Kabupaten Garut, tahun 2017 berada di Kabupaten Bandung, tahun 2018 berada di Kabupaten Ciamis dan 2019 berada di Kabupaten Karawang. Nilai risiko relatif tertinggi pada tahun 2016 berada di Kota Cirebon, tahun 2017 berada di Kota Sukabumi, tahun 2018 berada di Kota Bandung dan 2019 berada di Kota Sukabumi.

Perbandingan Taksiran Resiko Relatif

Pada penelitian ini menggunakan dua metode yaitu metode *maximum likelihood* dengan statistik SMR dan Bayesian berdasarkan *Spatio-Temporal Model* dengan pendekatan *Integrated Nested Laplace Approximation* (INLA). Untuk mengetahui penaksir terbaik dilakukan dengan membandingkan hasil taksiran risiko relatif dari kedua metode tersebut dengan melihat plot sebaran data pada Gambar 4. berikut ini:

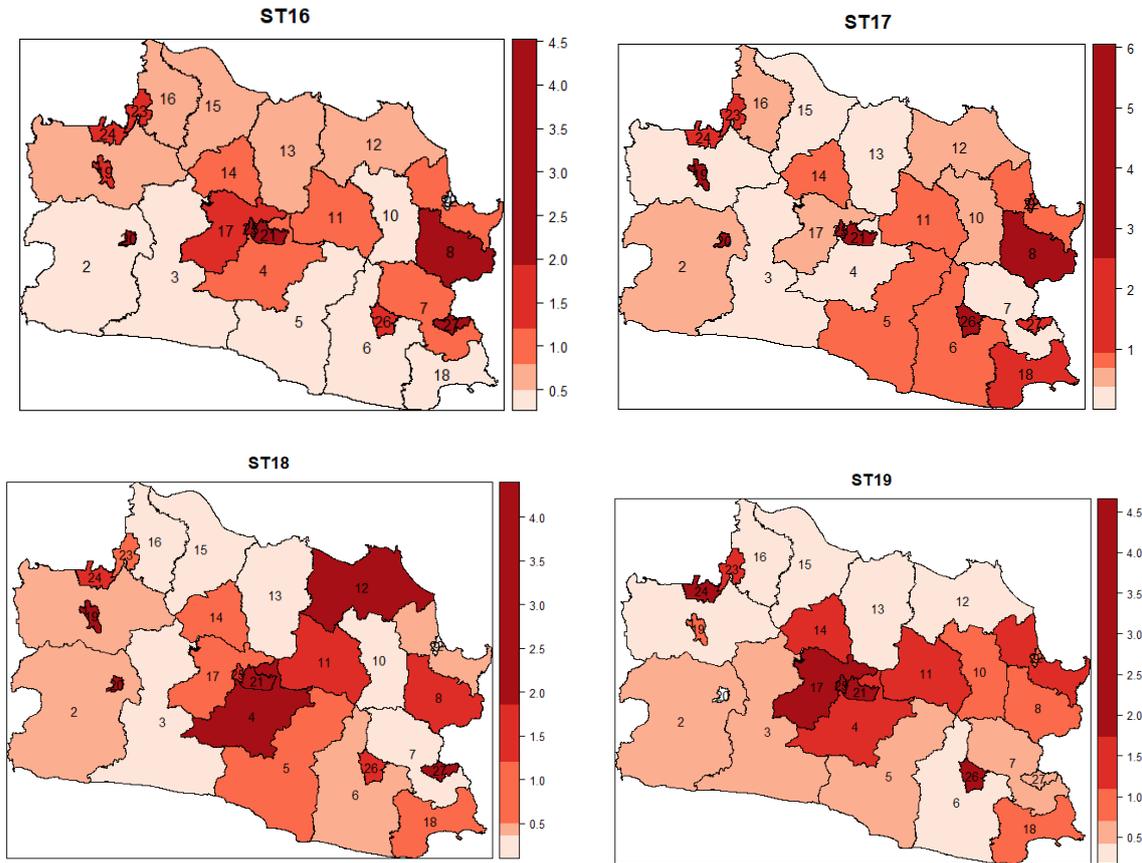


Gambar 4 Boxplot Perbandingan Taksiran Risiko Relatif SMR dan *Spatio-Temporal Model*

Gambar 4. menunjukkan perbandingan hasil taksiran risiko relatif menggunakan SMR dan *Spatio-Temporal Model*. Hasil menunjukkan bahwa boxplot SMR memiliki ukuran boxplot yang lebih lebar dibandingkan dengan boxplot *Spatio-Temporal Model*. Artinya hasil taksiran risiko relatif menggunakan SMR memiliki varians yang lebih besar dibandingkan dengan hasil taksiran risiko relatif menggunakan *Spatio-Temporal Model*. Hal tersebut diduga karena SMR dipengaruhi oleh ukuran populasi sehingga hasil taksiran kurang tepat. Sehingga yang lebih baik digunakan yaitu *Spatio-Temporal Model*. Selain untuk melihat perbandingan hasil taksiran risiko relatif pada kedua metode tersebut, dengan menggunakan pendekatan Bayesian dapat dipelajari struktur ketergantungan spasial dan temporal yang dapat dijadikan rujukan untuk mengkaji faktor risiko yang tidak dimasukkan secara eksplisit dalam model.

Peta Penyebaran Kasus DBD di Provinsi Jawa Barat

Hasil taksiran risiko relatif menggunakan *Spatio-Temporal Model* kemudian dipetakan untuk melihat pola penyebaran penyakit demam dengue di Jawa Barat seperti disajikan pada Gambar 5. berikut:



Gambar 5 Peta Sebaran Kasus DBD di Provinsi Jawa Barat

Berdasarkan peta geografis pada Gambar 5., semakin tua warna pada peta mengindikasikan bahwa semakin tinggi pula risiko seorang terjangkit penyakit DD di wilayah tersebut. Berdasarkan hasil taksiran risiko relatif, Kota Sukabumi (nomor 20) pada tahun 2017 dan 2019; serta Kota Bandung (nomor 21) pada tahun 2018; adalah kabupaten/kota yang memiliki tingkat risiko relatif tertinggi, ditunjukkan dengan warna merah tua pada peta geografis pada Gambar 5.

4. SIMPULAN DAN SARAN

Berdasarkan analisis yang telah dilakukan, penaksiran risiko relatif menggunakan *Standardized Morbidity Ratio (SMR)* dan *Spatio-Temporal Model* menghasilkan hasil taksiran yang berbeda, dengan standar eror *Spatio-Temporal Model* lebih kecil dibandingkan dengan penaksir SMR. Sehingga dapat disimpulkan penaksiran risiko relatif menggunakan metode *Spatio-Temporal Model* lebih baik dibandingkan dengan penaksiran menggunakan SMR.

Pemetaan yang dilakukan berdasarkan hasil taksiran risiko relatif *Spatio Temporal Model* dari tahun 2016 sampai 2019 menunjukkan adanya perbedaan tingkat risiko relatif tiap tahunnya. Hal ini mengindikasikan bahwa adanya ketergantungan spasial dan temporal terhadap persebaran penyakit demam dengue.

Berdasarkan hasil taksiran risiko relatif menggunakan *Spatio-Temporal Model*, kabupaten dan kota yang memiliki nilai risiko relatif tertinggi yaitu Kota Cirebon (tahun 2016), Kota sukabumi (tahun 2017), Kota Bandung, (tahun 2018) Kota Sukabumi (tahun 2019).

DAFTAR PUSTAKA

- Dinkes Provinsi Jawa Barat, 2020, Profil Dinas Kesehatan Jawa Barat 2019, Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Barat.
- Gelman, A. *et al.*, 2013, *Bayesian data analysis Gelman*, *Journal of Chemical Information and Modeling*.
- Jaya, I. G. N. M. and Folmer, H., 2020, Bayesian spatiotemporal mapping of relative dengue disease risk in Bandung, Indonesia, *Journal of Geographical Systems*. doi: 10.1007/s10109-019-00311-4.
- Jaya, I. G. N. M., Zulhanif and Tantular, B., 2016, Pendekatan Laplace dalam Penaksiran Bayesian Perbandingan MCMC dengan INLA, pp. 31–38.
- Kemkes RI, 2017, Demam Berdarah Dengue Indonesia, *Pedoman pencegahan dan pengendalian demam berdarah di indonesia*, 5,7, p. 9.
- Lawson, A. B. *et al.*, 2000, Disease mapping models: An empirical evaluation: Disease mapping collaborative group, *Statistics in Medicine*, 19, 17–18, pp. 2217–2241. doi: 10.1002/1097-0258(20000915/30)19:17/18<2217::AID-SIM565<3.0.CO;2-E.
- Lawson, A. B. 2014, Hierarchical Modeling in Spatial Epidemiology, *WIREs Computational Statistics*, 6,6, pp. 405–417. doi: 10.1002/wics.1315.
- Lawson, A. B., Browne, W. J. and Vidal Rodeiro, C. L. 2004, Disease Mapping with WinBUGS and MLwiN, *Disease Mapping with WinBUGS and MLwiN*, pp. 1–279. doi: 10.1002/0470856068.
- McCullagh, P. and Nelder, J. A., 1990, Generalized Linear Models, 2nd Edn., *Applied Statistics*, p. 385. doi: 10.2307/2347392.
- Pringle, D. G. 1996, Mapping disease risk estimates based on small numbers: An assessment of empirical bayes techniques, *Economic and Social Review*, 27,4, pp. 341–363.