



**IDENTIFIKASI RISIKO SPASIAL BERDASARKAN JENIS KELAMIN UNTUK  
PENYAKIT TUBERKULOSIS DENGAN *BAYESIAN SHARED COMPONENT  
RANDOM INTERCEPT* DI WILAYAH JAWA BARAT**

Angeliya Milla Khariyani \*, Universitas Negeri Yogyakarta

Kismiantini, Universitas Negeri Yogyakarta

\*e-mail: [angeliyamilla.2018@student.uny.ac.id](mailto:angeliyamilla.2018@student.uny.ac.id), [kismi@uny.ac.id](mailto:kismi@uny.ac.id)

**Abstrak.** Pada tahun 2020, Provinsi dengan angka kasus Tuberkulosis tertinggi yaitu Provinsi Jawa Barat dengan total kasus mencapai 79.840 jiwa, dengan persentase kasus laki-laki sebesar 55,04% sedangkan perempuan sebesar 44,96%. Tujuan penelitian ini adalah untuk mengetahui risiko relatif kasus Tuberkulosis laki-laki dan perempuan dengan menggunakan metode *Bayesian Shared Component Random Intercept* dan juga untuk mengetahui penyebaran nilai risiko relatif di setiap wilayah di Provinsi Jawa Barat dengan peta spasial. *Bayesian Shared Component Random Intercept* dapat menghitung nilai risiko relatif dengan memperhatikan efek spasialnya, hal tersebut berkesesuaian dengan tujuan penelitian ini maka dari itu metode ini cocok digunakan dalam penelitian ini. Hasil yang diperoleh menunjukkan kemiripan pola spasial antara Tuberkulosis laki-laki dan Tuberkulosis Perempuan berdasarkan nilai delta yang diperoleh. Hal tersebut berkesesuaian dengan hasil peta spasial kedua jenis kelamin yang terlihat memiliki pola sebaran yang hampir sama dan juga nilai rata-rata risiko relatif Tuberkulosis antara laki-laki dan perempuan yang hampir sama yaitu untuk laki-laki sebesar 1,0403 sedangkan untuk perempuan yaitu 1,0413.

**Kata kunci:** *Tuberkulosis, risiko relatif, Bayesian Shared Component Random Intercept, jenis kelamin, pola spasial.*

## PENDAHULUAN

Tuberkulosis merupakan suatu penyakit menular yang disebabkan oleh kuman *Mycobacterium tuberculosis* (Indah, 2021). Sumber penularannya adalah pasien tuberkulosis basil tahan asam positif (BTA positif) melalui percik reni dahak yang dikeluarkannya. Tuberkulosis dengan BTA negatif juga masih memiliki kemungkinan menularkan penyakit Tuberkulosis meskipun dengan tingkat penularan yang kecil (Dinkes Jawa Barat, 2020). Penularan tuberkulosis banyak ditemukan terjadi di dalam lingkup rumah tangga atau komunitas, hal tersebut menyebabkan pola spasial yang heterogen (Shaweno et al., 2018). Pengelompokan spasial Tuberkulosis yang tepat dapat mencerminkan penularan yang sedang berlangsung dan mengetahui faktor risiko penyebab penyakit tersebut. Hal tersebut dapat mengembangkan efisiensi dan strategi yang efektif untuk mengendalikan dan mencegah penularan Tuberkulosis. Untuk mencapai tujuan tersebut diperlukan identifikasi hotspot Tuberkulosis dan distribusi spasial berdasarkan jenis kelamin. Penting untuk mengevaluasi

penularan penyakit dengan mempertimbangkan jenis kelamin untuk menemukan keakuratan faktor risiko yang memiliki pengaruh signifikan dalam menjelaskan variasi penyakit antar ruang (Westergaard et al., 2019).

Berbicara mengenai risiko, dalam statistik terdapat istilah *Standardized incidence ratio* (SIR). *Standardized incidence ratio* (SIR) biasanya digunakan untuk menghitung risiko suatu penyakit tertentu. Dengan mengetahui risiko suatu penyakit maka dapat diperkirakan terjadinya suatu peristiwa dalam suatu populasi relatif terhadap apa yang mungkin diharapkan (Becher & Winkler, 2017). Namun SIR tidak cukup reliabel khususnya jika digunakan pada area kecil dan juga tidak mengidentifikasi adanya ketergantungan dan juga heterogenitas spasial. Oleh karena itu dalam penelitian ini dilakukan pendekatan Bayesian menggunakan metode *Bayesian Shared Component Random Intercept*. Metode *Bayesian Shared Component Random Intercept* dapat menghitung nilai risiko relatif suatu penyakit dan juga mengidentifikasi pengaruh spasial yang ada pada suatu wilayah sehingga metode tersebut cocok digunakan dalam penelitian ini.

Pada tahun 2020, Jawa Barat merupakan provinsi dengan jumlah kasus Tuberkulosis tertinggi di Indonesia yang jumlahnya mencapai 79.423. Jawa Barat menyumbang kasus sebesar 22,57% dari total keseluruhan kasus tuberkulosis di seluruh provinsi di Indonesia dengan persentase kasus laki-laki sebesar 55,04% sedangkan perempuan sebesar 44,96% (Dinkes Jawa Barat, 2020). Berdasarkan data tersebut dapat disimpulkan bahwa kasus Tuberkulosis yang berjenis kelamin laki-laki lebih banyak dari pada kasus Tuberkulosis yang berjenis kelamin perempuan. Dengan dasar adanya perbedaan jumlah kasus Tuberkulosis berdasarkan jenis kelaminnya yang cukup kecil, apakah akan berdampak pada risiko relatif yang dihasilkan dan apakah pola spasial yang dihasilkan keduanya akan berbeda ataukah sama. Untuk mengetahui hal tersebut maka dibutuhkan metode *Bayesian Shared Component Random Intercept*. Dalam penelitian ini, digunakan pemodelan gabungan spasial dengan pendekatan Bayesian untuk mengeksplorasi variasi geografis risiko Tuberkulosis laki-laki dan perempuan di Provinsi Jawa Barat. Metode *Bayesian Shared Component Random Intercept* lebih baik digunakan untuk memperkuat inferensi dan memperbaiki sumber bias yang terstruktur secara spasial, ketika sumber data yang digunakan berbeda pada satu atau lebih penyakit terkait (Ancelet et al., 2012). Metode *Bayesian Shared Component Random Intercept* telah digunakan pada penelitian sebelumnya yang meneliti penyakit yang sama yaitu Tuberkulosis tetapi dengan wilayah dan waktu yang berbeda (Jaya & Folmer, 2020). Hasil dari penelitian tersebut adalah pola spasial penyakit Tuberkulosis antara laki-laki dan perempuan relatif sama.

## METODE

### Data

Pada penelitian ini, data yang digunakan yaitu data kasus Tuberkulosis di Provinsi Jawa Barat. Sumber data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh dari Profil Kesehatan Jawa Barat tahun 2021 dan Provinsi Jawa Barat dalam Angka 2021. Data diambil dari laman resmi Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Barat (<https://diskes.jabarprov.go.id/>) dan lama resmi BPS Provinsi Jawa Barat (<https://jabar.bps.go.id/>). Data yang diambil terdiri dari Profil Kesehatan Jawa Barat tahun 2021 yaitu kasus Tuberkulosis laki-laki dan kasus Tuberkulosis perempuan sedangkan data yang diambil dari Provinsi Jawa Barat dalam Angka 2021 yaitu jumlah penduduk. Data diambil masing-masing menurut Kab/Kota di Provinsi Jawa Barat yang berjumlah 27.

### Pemetaan Penyakit

Pemetaan penyakit digunakan untuk menjelaskan variasi geografis dan temporal dari suatu penyakit untuk melakukan kajian tentang kemungkinan penyebab dari penyakit tersebut.

Namun umumnya pemetaan penyakit hanya memodelkan satu jenis penyakit secara univariat. Di sisi lain, satu jenis penyakit mungkin berbeda untuk kelompok umur atau jenis kelamin. Selain itu, mungkin jadi bahwa beberapa penyakit memiliki kesamaan faktor resiko.

Pemetaan penyakit merupakan suatu studi yang dilakukan untuk mengetahui pola penyebaran penyakit, mengidentifikasi area berisiko tinggi dan rendah dan juga untuk mengetahui hotspot atau klastering area berisiko tinggi. Metode yang paling sederhana digunakan dalam pemetaan penyakit yaitu metode *Standardized Incidence Ratio* (SIR). SIR merupakan rasio sederhana antara angka kejadian suatu penyakit di lokasi ke- $i$  dengan nilai harapan terjadinya penyakit pada lokasi tersebut ( $i = 1, \dots, j$ ) yang merupakan kombinasi dari usia dan jenis kelamin yang juga memperhatikan populasi berisiko.

*Standardized incidence ratio* (SIR) biasanya digunakan untuk menghitung risiko suatu penyakit tertentu. Inferensi statistik untuk SIR biasanya berdasarkan asumsi bahwa penyebutnya tetap dan pembilangnya berdistribusi Poisson (Becher & Winkler, 2017). Data yang berupa jumlah kasus suatu penyakit ( $y_i$ ) merupakan suatu variabel diskrit yang memiliki nilai positif 0 sampai dengan  $\infty$ . Sehingga total kasus suatu penyakit mengikuti distribusi Poisson dengan parameter  $\lambda_i = E_i \theta_i$

$$y_i \sim \text{Poisson}(E_i \theta_i)$$

$$p(y_i | E_i \theta_i) = \frac{\exp(-E_i \theta_i) (E_i \theta_i)^{y_i}}{y_i!} \quad (1)$$

dengan  $E_i$  adalah nilai yang diharapkan dan  $\theta_i$  parameter dari resiko relatif tiap wilayah  $i$ , ( $i = 1, 2, 3, \dots, n$ ).

Nilai harapan ke- $i$  ( $E_i$ ) didefinisikan sebagai berikut:

$$E_i = N_i \times \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{\sum_{i=1}^n N_i} \quad (2)$$

dengan  $N_i$  adalah jumlah populasi yang berisiko di suatu wilayah  $i$ . Selanjutnya dengan metode Maximum Likelihood dari *Standardized Incidence Ratio* (SIR) adalah sebagai berikut sebagai berikut:

$$\hat{\theta}_i = \frac{y_i}{E_i} \quad (3)$$

Namun pada persamaan 3 tidak cukup reliabel khususnya jika digunakan pada area kecil dimana pada area kecil akan cenderung memiliki nilai  $E_i$  yang kecil dikarenakan ukuran populasi beresikonya kecil. Sehingga, dengan nilai  $E_i$  yang relatif kecil akan menghasilkan nilai SIR yang relatif besar dan jika dipetakan akan mendominasi pandangan mata terhadap lokasi-lokasi tersebut. Hal ini bisa menyebabkan kekeliruan dalam membuat kesimpulan tentang lokasi berisiko tinggi ataupun rendah sebagai tujuan utama dari pemetaan penyakit. Selain itu, perhitungan menggunakan rumus ini juga tidak memperhatikan adanya ketergantungan dan juga heterogenitas spasial.

### **Bayesian Shared Component Model**

Penerapan metode Bayesian umumnya dilakukan pada sampel kecil dengan informasi yang terbatas. Penggunaan metode Bayesian melalui pendefinisian distributor prior dapat menjadi solusi ketidaklengkapan informasi yang diperoleh dari data. Metode Bayesian memberikan hasil yang baik untuk ukuran sampel kecil dibandingkan metode maksimum

likelihood. Ukuran sampel yang kecil merupakan ciri khusus dari riset epidemiology (Jaya et al., 2017). Selain karena ukuran sampel kecil metode Bayesian baik digunakan pada kasus heteroskedastisitas spasial yaitu varian eror dari model spasial tidak homogen. Kondisi ini adalah kondisi umum yang sering ditemukan pada data spasial (Anselin, 1988).

Dengan memperhatikan ketergantungan dan juga heterogenitas spasial maka metode shared component model ini dibutuhkan untuk menghitung nilai  $\theta$ . Angka kasus suatu penyakit disuatu wilayah dinotasikan sebagai  $y_{ij}$  dengan  $j$  menyatakan jenis kelamin ( $j = \{laki - laki, perempuan\}$ ) dan  $i$  menyatakan wilayah di suatu tempat yang menjadi objek observasi dengan jumlah  $n$  wilayah ( $i = 1, 2, \dots, n$ ). Angka suatu kasus penyakit diasumsikan berdistribusi Poisson dengan rata-rata dan variansi  $\lambda_{it} = E_{ji}\theta_{ji}$

$$y_{ji} \sim \text{Poisson}(E_{ji}\theta_{ji}) \tag{4}$$

$$j = \{a, b\}, i = 1, 2, \dots, n$$

dengan  $E_{ji}$  menyatakan nilai harapan kejadian jenis kelompok  $a$  dan  $b$ , kemudian  $\theta_{ji}$  menyatakan risiko relatif. Nilai harapan  $E_{ji}$  dihitung dengan pendekatan berikut:

$$E_{ji} = N_{ji} \times \frac{\sum_{i=1}^n y_{ji}}{\sum_{i=1}^n N_{ji}} \tag{5}$$

Sedangkan  $\theta_{ji}$  ditaksir menggunakan pendekatan loglinear dengan model sebagai berikut:

$$\log(\theta_{ji}) = \eta_{ji} = \text{offset}(\log E_{ji}) + \alpha(j) + \gamma(j)\psi_i + \phi_{ji} + e_{ji} \tag{6}$$

dengan  $\alpha(j)$  yang merupakan intersep yang menjelaskan rata-rata risiko relatif untuk jenis kelompok  $a$  dan  $b$  di suatu wilayah.  $\psi_i$  menyatakan komponen spasial gabungan antara jenis kelompok  $a$  dan  $b$ . Komponen ini dimasukkan kedalam model dengan asumsi bahwa ada faktor yang sama yang berpengaruh terhadap variasi angka kasus jenis kelompok  $a$  dan  $b$  suatu wilayah dengan:

$$\gamma(j) = \begin{cases} 1 & \text{jika } j = a \\ \delta & \text{jika } j = b \end{cases} \tag{7}$$

Dua komponen terakhir yaitu  $\phi_{ji}$  dan  $e_{ji}$  menyatakan komponen ketergantungan dan heterogenitas spasial. Heterogenitas spasial merupakan suatu kondisi apabila satu variabel prediktor yang sama memberikan respon yang berbeda pada lokasi yang berbeda dalam satu wilayah penelitian (Caraka & Yasin, 2017). Ketergantungan spasial  $\phi_{ji}$  dimodelkan menggunakan iCAR prior sedangkan heterogenitas spasial dimodelkan melalui *exchangeable* prior. Parameter model diestimasi menggunakan INLA (Knorr-Held & Best, 2001).

*Intrinsic Conditional Auto-Regressive* (i-CAR) dengan konvolusi prior lebih dikenal dengan nama Besag York dan Mollie model (BYM). i-CAR dengan konvolusi prior mewakili komponen spasial dependen dan heterogenitas ( $\omega_i + v_i$ ). i-CAR model dimodelkan sebagai berikut (Besag et al., 1991):

$$\omega_i | \omega_{-i}, \tau_\omega, W \sim N \left( \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij} \omega_j}{\sum_{i=1}^n w_{ij}}, \frac{\sigma_v^2}{\sum_{i=1}^n w_{ij}} \right) \tag{8}$$

dengan  $W = (w_{ij})$  adalah matrix bobot spasial dengan  $w_{ij} = 1$  untuk area  $i$  dan  $j$  saling bersinggungan, dan  $w_{ij} = 0$  untuk kondisi lainnya (saling lepas dan diagonal utama matrix  $W$  sama dengan nol)

**Integrated Nested Laplace Approximation (INLA)**

*Integrated Nested Laplace Approximation* (INLA) merupakan metode untuk memperkirakan inferensi Bayesian. Dalam beberapa tahun terakhir ini INLA banyak digunakan sebagai alternatif metode lain seperti rantai Markov Monte Carlo karena kecepatan dan kemudahan penggunaannya melalui paket R-INLA. Meskipun metodologi INLA berfokus pada model yang dapat dinyatakan sebagai *Gaussian Markov Random Field* (GMRF), metodologi ini mencakup sejumlah besar model-model yang biasa digunakan dalam penaksiran Bayesian.

Tahap pertama dalam pemodelan dengan menggunakan pendekatan INLA adalah mendefinisikan posterior distribusi dari hyperparameter yang diperoleh dengan mengintergralkan distribusi posterior gabungan atas parameter  $\theta$  sebagai berikut:

$$p(\tau|y) = \int p(\theta, \tau|y) d\theta \tag{9}$$

dengan  $p(\theta, \tau|y) \propto p(y|\theta, \tau)p(\theta)p(\tau)$ . Persamaan 9 dapat didekati dengan menerapkan teorema Bayes sebagai berikut:

$$p(\tau|y) = \frac{p(\theta, \tau|y)}{p(\theta|\tau, y)} \propto \frac{p(y|\theta, \tau)p(\theta)p(\tau)}{p(\theta|\tau, y)} \tag{10}$$

dengan fungsi likelihood didefinisikan sebagai berikut:

$$y|\theta, \tau \sim \prod_{i=1}^n \text{Normal}\left(\theta, \frac{1}{\tau}\right) \tag{11}$$

dengan distribusi prior seperti yang dinyatakan sebagai diatas:

$$\begin{aligned} \theta &\sim N(\mu_0, \sigma_0^2) \\ \tau &\sim \text{Gamma}(a, b) \end{aligned} \tag{12}$$

Selanjutnya distribusi peluang bersyarat  $\theta|\psi, y$  dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\theta|\tau, y \sim \text{Normal} \theta_n = \frac{\psi \sum_{i=1}^n y_i + \frac{\mu_0}{\sigma_0^2}}{n\psi + \frac{1}{\sigma_0^2}}, \sigma_n^2 = \frac{1}{n\psi + \frac{1}{\sigma_0^2}} \tag{13}$$

Distribusi peluang bersyarat  $\theta|\tau, y$  berdistribusi normal maka pendekatan laplace tidak diperlukan meskipun distribusi posterior pada persamaan 13 tidak memiliki bentuk yang umum, distribusi posterior valid untuk semua nilai  $\theta$  yang artinya suku yang bergantung pada  $\theta$  di pembilang dan penyebut harus ditiadakan. Konsekuensinya adalah dapat memilih nilai sembarang untuk  $\theta$  dalam persamaan 13 secara lebih rinci perhatikan fungsi peluang bersyarat berikut:

$$p(\theta|\tau, y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_n^2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_n^2} (\theta - \theta_n)^2\right] \tag{14}$$

dengan  $\theta = \theta_n$  yaitu mode posterior bersyarat dari  $\theta$  sehingga diperoleh bentuk sederhana yaitu:

$$p(\theta = \theta_n | \tau, y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_n^2}} \quad (15)$$

dan fungsi densitas marginal posterior  $p(\psi|y)$  dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$p(\tau|y) \propto \frac{p(y|\theta, \tau)p(\theta)p(\tau)}{p(\theta|\tau, y)} \Bigg|_{\theta=\theta_n} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_n^2}} p(y|\theta, \tau)p(\theta)p(\tau) \Bigg|_{\theta=\theta_n} \quad (16)$$

Untuk tujuan mengevaluasi distribusi posterior rumus 16 maka beberapa nilai  $\tau$  harus dipilih. Misalkan kami memasukkan beberapa nilai  $\tau$  yang dinyatakan sebagai  $\{\tau^{(j)}\}$  dan setiap nilai dari  $\psi$  diperoleh fungsi densitasnya sebagai berikut:

$$p(\tau^{(j)}|y) \propto \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_n^2}} p(y|\theta = \theta_n, \sigma^2 = \frac{1}{\tau^{(j)}}) \prod_{i=1}^n \text{Normal}(\theta_n, \frac{1}{\tau^{(j)}}) \times \text{Normal}(\mu_0, \sigma_0^2) \text{Gamma}(a, b) \quad (17)$$

dengan

$$\theta_n = \frac{\tau^{(j)} \sum_{i=1}^n y_i + \frac{\mu_0}{\sigma_0^2}}{n\tau^{(j)} + \frac{1}{\sigma_0^2}} \quad (18)$$

dan

$$\sigma_0^2 = \frac{1}{n\tau^{(j)} + \frac{1}{\sigma_0^2}} \quad (19)$$

### Prosedur Analisis

Pengolahan data dilakukan dengan metode *Bayesian Shared Component Random Intercept*. Metode tersebut merupakan metode yang menghasilkan digunakan untuk memperoleh penduga, untuk menghasilkan nilai tersebut berikut langkah-langkahnya:

- 1) Menghitung nilai Expected Rate atau nilai harapan dengan menggunakan persamaan 2.
- 2) Menghitung nilai  $\theta$  atau *Standardized Insiden Ratio* (SIR) dengan menggunakan persamaan 3.
- 3) Membuat model dengan persamaan 6 menggunakan package INLA (Kourounis & Schenk, 2018) untuk menghitung nilai risiko relatif
- 4) Validasi model dengan *Conditional Predictive Ordinate* (CPO) dan *Probability Integral Transform* (PIT)
- 5) Menyajikan hasil dari perhitungan risiko relatif menggunakan peta spasial

**Tabel 1.** Package R Studio yang Digunakan

Package	Function	Kegunaan	Sitasi
INLA	Inla	Estimasi nilai risiko relatif	(Kourounis & Schenk, 2018)
	CPO	Menghitung nilai CPO	(Kourounis & Schenk, 2018)
	PIT	Menghitung nilai PIT	(Kourounis & Schenk, 2018)
spdep	spplot	Membuat peta spasial	(Bivand & Wong, 2018)
RColorBrewer	colorkey	Membuat gradasi warna	(Neuwirth, 2014)

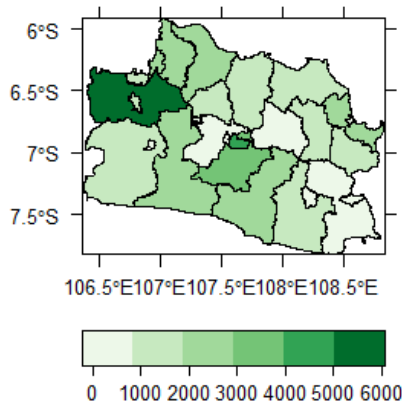
## HASIL DAN PEMBAHASAN

### Hasil

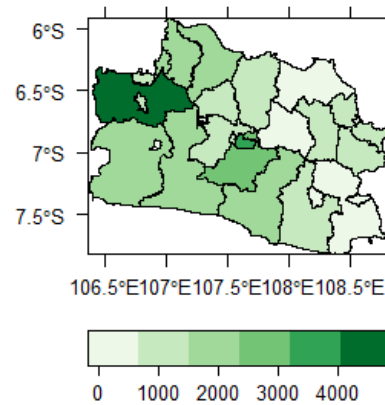
#### Statistik Deskriptif

Analisis deskriptif dilakukan untuk mengetahui karakteristik dari data yang digunakan. Terdapat peta spasial dari masing-masing penderita Tuberkulosis berdasarkan jenis kelamin untuk mengetahui sebaran angka penderitanya di Provinsi Jawa Barat dan juga tabel statistik deskriptif untuk masing-masing jenis kelamin.

**Angka Penderita TBC Laki-Laki**



**Angka Penderita TBC Perempuan**



**Gambar 1.** Peta Spasial Angka Penderita Tuberkulosis

**Tabel 2.** Statistik Deskriptif Kasus Tuberkulosis

Statistik Deskriptif	Laki-Laki	Perempuan
Minimal	177	143
Maksimal	5683	4566
Rata-rata	1627,41	1329,63
Standar Deviasi	1273,48	1091,92

Dari Tabel 1 dapat diketahui bahwa rata-rata kasus Tuberkulosis laki-laki sedikit lebih tinggi dari perempuan hal tersebut dapat diartikan bahwa angka kasus Tuberkulosis di Provinsi Jawa Barat dengan jenis kelamin laki-laki lebih banyak dibandingkan perempuan. Jika kita lihat melalui Gambar 1, gradasi warna menunjukkan tingkatan angka kasus Tuberkulosis, semakin pekat warna pada peta menunjukkan semakin banyak kasus Tuberkulosis. Pada Gambar 1 wilayah dengan warna paling pekat yaitu Kabupaten Bogor dan juga Kota Bandung yang memiliki warna yang cukup pekat selanjutnya, baik angka kasus Tuberkulosis laki-laki maupun perempuan warna paling pekat berada di wilayah yang sama. Jika dilihat dari peta persebaran angka kasus Tuberkulosis laki-laki dan perempuan melalui Gambar 1 terlihat bahwa persebaran yang hampir sama.

#### *Perhitungan Risiko Relatif menggunakan Bayesian Shared Component Model*

Model dasar dengan pendekatan log linear yang digunakan untuk menghitung risiko spasial adalah persamaan 6. Hal pertama yang dilakukan untuk menganalisis risiko spasial berdasarkan persamaan 6 yaitu mendefinisikan masing-masing variabel dalam model. Yang pertama yaitu menghitung Expected Rate ( $E_{ji}$ ) dari jumlah kasus kasus Tuberkulosis dengan persamaan 5.

Variabel selanjutnya yaitu  $\alpha(j)$  yang merupakan intersep yang menjelaskan rata-rata risiko relatif untuk kasus Tuberkulosis laki-laki dan perempuan di Provinsi Jawa Barat. Dengan laki-laki didefinisikan angka 1 dan perempuan dengan angka 0. Variabel berikutnya yaitu  $\gamma(j)\psi_i$  dengan  $\psi_i$  menyatakan komponen spasial gabungan antara Tuberkulosis laki-laki dan tuberkulosis perempuan. Komponen ini dimasukkan kedalam model dengan asumsi bahwa ada faktor yang sa,a yang berpengaruh terhadap variasi angka kasus Tuberkulosis laki-laki dan perempuan di 27 kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat dengan:

$$\gamma(j) \begin{cases} 1 & \text{jika } j = \text{laki} - \text{laki} \\ \delta & \text{jika } j = \text{perempuan} \end{cases} \quad (20)$$

Dua variabel terakhir pada persamaan 6 yaitu  $\phi_{ji}$  dan  $e_{ji}$  menyatakan komponen ketergantungan dan heterogenitas spasial. Ketergantungan spasial  $\phi_{ji}$  dimodelkan menggunakan iCAR prior sedangkan heterogenitas spasial dimodelkan melalui *exchangeable prior*. Model diestimasi menggunakan INLA.

Terdapat 5 model dalam penelitian ini, yang pertama yaitu model gabungan atau *shared* dimana model tersebut merupakan gabungan antara jenis kelamin laki-laki dan perempuan. Model selanjutnya yaitu model *structured* untuk kasus Tuberkulosis laki-laki. Model ketiga yaitu model *unstructured* untuk kasus Tuberkulosis laki-laki. Model keempat yaitu model *structured* untuk kasus Tuberkulosis perempuan. Dan model terakhir yaitu model *unstructured* untuk kasus Tuberkulosis perempuan. Perbedaan antara model *structured* dan *unstructured* yaitu model *unstructured* dapat diubah nilai priornya sedangkan model *structured* nilai prior bersifat tetap.

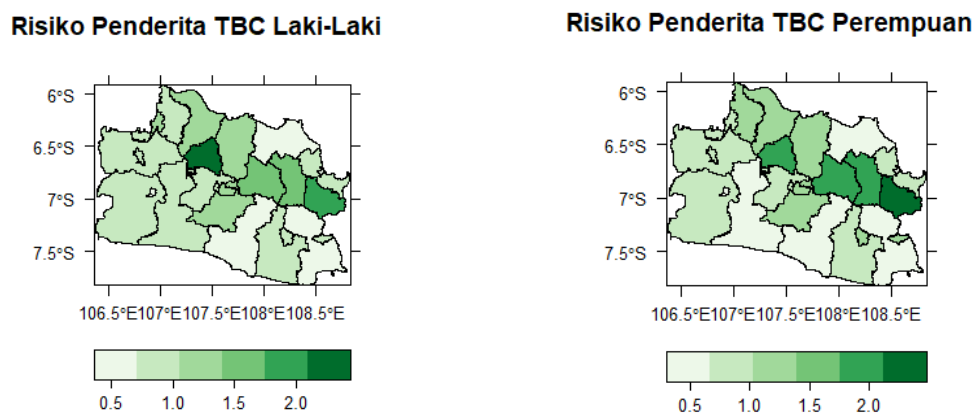


**Tabel 3.** Standard Deviasi dan Parameter Hyperprior

Model	Mean	Standar Deviasi	Q 0,025	Q 0,5	Q 0,975
SD model shared	2,78	1,08	1,22	2,59	5,41
SD model structured laki-laki	78,16	32,62	34,81	71,39	160,02
SD model unstructured laki-laki	1983,45	2006,10	234,59	1396,87	7301,04
SD model structured perempuan	1445,09	1069,49	341,87	1154,94	4275,74
SD model unstructured perempuan	1991,48	2274,39	203,09	1311,44	7958,09
Delta	1,14	0,06	1,02	1,14	1,27

Tabel 2 menunjukkan standard deviasi dari hyperprior parameter. Nilai standar deviasi yang tinggi menjelaskan bahwa komponen *random effect* memiliki efek yang tinggi dalam menjelaskan variasi spasial Tuberkulosis untuk setiap jenis kelamin. Tujuan dari model membangun model seperti Tabel 4.3 yaitu untuk mengamati pola spasial bersama dan untuk memahami efek dari pola spasial individu masing-masing gender. Berdasarkan Tabel 2, model *shared* atau model gabungan dari kedua jenis kelamin memiliki nilai rata-rata standard deviasi yang paling rendah diantara model individu, dalam hal ini berarti model *shared* tidak dapat menggambarkan variabilitas spasial dari data. Sedangkan salah satu model individu yang dibangun yaitu model unstructured dengan kasus Tuberkulosis perempuan, model ini justru menjadi model terbaik dalam menjelaskan variabilitas spasialnya.

Nilai *delta* dapat menunjukkan ada tidaknya kemiripan pola spasial suatu objek, nilai delta lebih dari 1 menunjukkan tidak ada kesamaan pola spasial antara dua objek dan sebaliknya, jika nilai delta kurang dari 1 maka terjadi kesamaan pola spasial antara dua objek tersebut (Jaya & Andriyana, 2020). Pada penelitian ini nilai delta menunjukkan lebih dari 1, yaitu 1,14 hal tersebut menunjukkan bahwa kemiripan pola spasial antara kasus Tuberkulosis laki-laki dan perempuan relatif besar atau dengan kata lain pola spasial nilai risiko relatif Tuberkulosis laki-laki dan perempuan sama. Hal tersebut dapat dilihat dalam peta sebaran pada Gambar 2 dibawah ini.



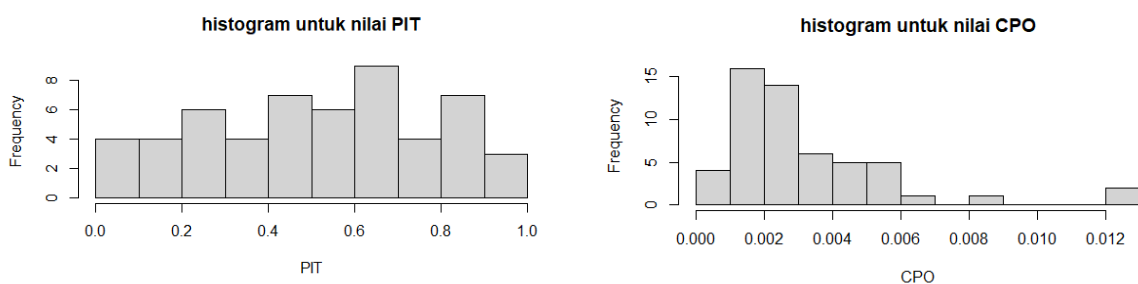
**Gambar 2.** Peta Spasial Risiko Relatif Tuberkulosis

Berdasarkan Gambar 2 dapat diketahui bahwa terjadi kemiripan pola spasial antara risiko relatif kasus Tuberkulosis laki-laki dan perempuan. Hal tersebut memperkuat argumen sebelumnya bahwa berdasarkan nilai delta yang dihasilkan terjadi kemiripan pola spasial antara kasus Tuberkulosis laki-laki dan perempuan. Pada peta tersebut semakin gelap warna yang dihasilkan maka nilai risiko relatif akan semakin tinggi. Pada risiko relatif Tuberkulosis laki-laki, wilayah dengan risiko relatif tertinggi yaitu Kabupaten Purwakarta, hal tersebut dapat dilihat berdasarkan warna hijau yang dihasilkan pada peta paling pekat. Wilayah selanjutnya dengan warna yang cukup pekat dibandingkan dengan wilayah lainnya yaitu Kabupaten Kuningan, Kabupaten Majalengka dan Kabupaten Purwakarta. Sedangkan pada kasus Tuberkulosis perempuan, risiko relatif tertinggi terjadi di Kabupaten Kuningan. Tetapi pada wilayah lain seperti Kabupaten Majalengka, Kabupaten Sumedang dan Kabupaten Purwakarta juga memiliki risiko relatif yang cukup tinggi, hal tersebut juga sama halnya terjadi pada risiko relatif Tuberkulosis laki-laki. Keempat wilayah yang disebutkan diatas merupakan wilayah dengan risiko relatif yang tergolong tinggi dibandingkan dengan wilayah yang lain bagi kedua jenis kelamin. Hal tersebut memperkuat argumen bahwa pola spasial diantara keduanya memiliki kemiripan dan hal tersebut berlaku pada wilayah-wilayah yang lainnya dengan pola sebaran warna yang hampir sama diantara kedua jenis kelamin.

Jika diamati, wilayah yang memiliki warna yang pekat merupakan wilayah yang saling berdekatan. Keempat wilayah dengan warna yang cukup pekat untuk kedua jenis kelamin merupakan wilayah yang sama dan wilayah disekitarnya seperti Kabupaten Karawang, Kabupaten Subang, Kabupaten Bandung dan Kabupaten Cirebon juga memiliki warna yang lumayan pekat. Hal tersebut menunjukkan bahwa risiko relatif disana juga cukup tinggi, dengan demikian dapat diketahui bahwa wilayah yang berdekatan dengan keempat wilayah risiko tertinggi juga memiliki risiko yang terbilang cukup tinggi.

Jika dibandingkan antara Gambar 2 dan Gambar 1, ketika diamati gambar tersebut terlihat cukup berbeda. Pada Gambar 1 wilayah dengan kasus tertinggi baik kasus Tuberkulosis laki-laki maupun perempuan yaitu Kabupaten Bogor. Sedangkan untuk nilai risiko relatif yang tinggi baik laki-laki maupun perempuan bukan berada di wilayah tersebut melainkan di wilayah lain. Hal tersebut terjadi karena pada nilai risiko relatif, perhitungan yang dilakukan mempertimbangkan jumlah penduduk pada suatu wilayah dan juga koordinat suatu wilayah, maka dari itu peta spasial yang dihasilkan antara nilai risiko relatif dan kasus bisa berbeda.

### Validasi



**Gambar 3.** Histogram nilai PIT dan CPO

*Conditional Predictive Ordinate (CPO)* dan *Probability Integral Transform (PIT)*, merupakan salah satu metode yang biasa digunakan untuk memvalidasi suatu model. Distribusi

empiris dari PIT dapat digunakan untuk mengevaluasi kinerja model. Model dikatakan cocok dengan data yang digunakan bila distribusi yang dihasilkan yaitu distribusi normal. Gambar 3 menunjukkan validasi untuk model *Bayesian Shared Component*, terlihat bahwa histogram PIT tersebut hampir mendekati distribusi normal maka dapat dikatakan bahwa model yang digunakan cocok dengan data yang ada.

## Pembahasan

Berbagai sumber mengatakan bahwa risiko Tuberkulosis laki-laki lebih tinggi dari pada risiko Tuberkulosis pada perempuan seperti halnya yang sudah di paparkan pada latar belakang. Berbagai macam faktor dapat mempengaruhi risiko terkenanya penyakit Tuberkulosis. Dalam penelitian ini rata-rata risiko relatif Tuberkulosis laki-laki yaitu 1,0403 sedangkan untuk perempuan yaitu 1,0413. Kedua angka tersebut memiliki selisih yang sangat kecil dan bisa dikatakan hampir sama tetapi secara angka risiko relatif Tuberkulosis perempuan lebih tinggi dibandingkan dengan risiko relatif laki-laki. Jika dilihat dari persentase kasus Tuberkulosis laki-laki dan perempuan yang memiliki perbedaan cukup kecil yaitu untuk laki laki sebesar 55,04% sedangkan perempuan 44,96%, hal tersebut berpengaruh dalam perhitungan ini. Jika persentase keduanya memiliki perbedaan yang cukup tinggi mungkin saja hasil yang akan diperoleh akan berbeda. Meskipun perhitungan ini memperhatikan efek spasial tetapi hal tersebut tidak terlalu berpengaruh banyak. Hal tersebut terbukti dengan perhitungan manual menggunakan Rumus 2.3. Dengan perhitungan manual rata-rata nilai risiko relatif untuk kasus Tuberkulosis laki-laki yaitu 1,0406 sedangkan untuk perempuan yaitu 1,0415.

Banyak penelitian mengatakan bahwa risiko lelaki terkena Tuberkulosis lebih tinggi dibandingkan perempuan dikarenakan mobilitas laki-laki cenderung lebih tinggi dibandingkan perempuan dan juga pola hidup perempuan yang lebih baik dibandingkan laki-laki menjadi salah satu faktor pemicu untuk laki-laki terpapar Tuberkulosis lebih besar. Contoh kasus pola hidup tidak sehat yaitu merokok. Penelitian menunjukkan bahwa ada hubungan yang signifikan antara pernah merokok dengan kejadian Tuberkulosis Paru dengan besar risiko 3,44 kali lebih besar pada kasus dibanding pada orang yang tidak merokok (Romlah, 2015) dan juga terdapat penelitian lain yang menyatakan hal yang sama yaitu terdapat hubungan antara merokok dan Tuberkulosis (Sarwani & Nurlaela, 2012). Tetapi apakah hanya perokok aktif yang memiliki tingkat risiko terpapar tuberkulosis yang tinggi, perokok pasif juga memiliki risiko yang tinggi terpapar Tuberkulosis. Sebuah penelitian menyatakan bahwa responden yang berisiko menderita Tuberkulosis paru, 22,6% dengan status perokok aktif dan 3,2% dengan status perokok pasif. Sedangkan responden yang kasus Tuberkulosis Paru, 29% dengan status perokok aktif dan 45,2% dengan status perokok pasif (Tandang et al., 2018). Dalam penelitian tersebut jelas menyatakan bahwa responden kasus Tuberkulosis yang merupakan perokok pasif lebih besar persentasenya dibandingkan dengan kasus Tuberkulosis yang tergolong perokok aktif. Menurut Riset Kesehatan Dasar Provinsi Jawa Barat tahun 2018 menyatakan bahwa proporsi frekuensi berada di dekat orang yang merokok (perokok pasif) di dalam ruangan tertutup pada penduduk umur  $\geq 10$  tahun yang berjenis kelamin perempuan dengan intensitas setiap hari terpapar yaitu sebesar 35,59 sedangkan untuk laki-laki yaitu 29,21 (Tim Riskesdas, 2018). Berdasarkan beberapa fakta yang telah dipaparkan sebelumnya dapat diambil kesimpulan bahwa perokok pasif juga memiliki risiko terpapar Tuberkulosis dan sangat disayangkan perempuan mendominasi proporsi perokok pasif di Provinsi Jawa Barat. Hal tersebut bisa menjadi penunjang argumen dalam penelitian ini yang menyatakan risiko relatif Tuberkulosis laki-laki dan perempuan hampir sama dikarenakan berdasarkan fakta-fakta diatas dapat disimpulkan bahwa perempuan juga memiliki risiko yang sama besarnya dengan laki-laki

terpapar Tuberkulosis.

Dalam penelitian Jaya et al (2020), menjelaskan bahwa pola spasial risiko relatif Tuberkulosis antara laki-laki dan perempuan memiliki kemiripan. Begitu juga pada penelitian ini, hal tersebut kemungkinan terjadi karena objek penelitian yang sama yaitu penyakit Tuberkulosis dan perbandingan yang sama yaitu jenis kelamin. Meskipun cakupan wilayah pada penelitian ini berbeda tetapi kedua wilayah tersebut berkesinambungan, wilayah yang menjadi objek pada penelitian sebelumnya yaitu Kota Bandung, wilayah tersebut merupakan bagian dari penelitian ini atau lebih mudahnya, Kota Bandung merupakan salah satu Kota yang ada di Provinsi Jawa Barat. Hal tersebut kemungkinan bisa menjadi faktor mengapa hasil pada penelitian sebelumnya sama dengan hasil pada penelitian ini.

Provinsi Jawa Barat pada tahun 2020 merupakan provinsi dengan angka kasus Tuberkulosis tertinggi di Indonesia. Dengan adanya peta spasial ini diharapkan pemerintah dapat mengupayakan cara untuk melakukan pencegahan terhadap penyebaran penyakit Tuberkulosis dan penanganan pada kasus penyakit Tuberkulosis secara efektif dan efisien. Dengan adanya data dan informasi spasial akan terlihat penyebaran suatu penyakit sehingga dengan demikian akan memudahkan pemerintah dalam melakukan tindakan pencegahan dan penanganan pada penyakit Tuberkulosis. Melalui hal tersebut diharapkan dapat menekan angka kasus Tuberkulosis di Jawa Barat.

## SIMPULAN

Berdasarkan hasil yang diperoleh, nilai *delta* yang dihasilkan yaitu 1,14 dimana angka tersebut lebih dari 1 sehingga perbandingan estimasi risiko relatif penyakit Tuberkulosis antara laki-laki dan perempuan dengan metode *Bayesian Shared Component Analysis* menunjukkan bahwa terjadi kemiripan pola spasial antara Tuberkulosis laki-laki dan Tuberkulosis perempuan. Hal tersebut berkesesuaian dengan nilai rata-rata risiko relatif Tuberkulosis antara laki-laki dan perempuan yang hampir sama yaitu untuk laki-laki sebesar 1,0403 sedangkan untuk perempuan yaitu 1,0413. Dengan hasil penelitian yaitu terjadi kemiripan nilai risiko relatif antara kasus Tuberkulosis laki-laki dan perempuan, dan dengan adanya peta pola spasial yang dihasilkan dalam penelitian ini maka diharapkan hal tersebut dapat bermanfaat bagi pemerintah dalam upaya menurunkan angka kasus Tuberkulosis di Provinsi Jawa Barat.

## DAFTAR PUSTAKA

- Ancelet, S., Abellan, J. J., Del Rio Vilas, V. J., Birch, C., & Richardson, S. (2012). Bayesian shared spatial-component models to combine and borrow strength across sparse disease surveillance sources. *Biometrical Journal. Biometrische Zeitschrift*, 54(3), 385–404. <https://doi.org/10.1002/bimj.201000106>
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Springer.
- Becher, H., & Winkler, V. (2017). Estimating the standardized incidence ratio (SIR) with incomplete follow-up data. *BMC Medical Research Methodology*, 17(1), 1–10. <https://doi.org/10.1186/s12874-017-0335-3>
- Besag, J., York, J., & Mollié, A. (1991). Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 43(1), 1–20. <https://doi.org/10.1007/BF00116466>
- Bivand, R., & Wong, D. W. S. (2018). Comparing implementations of global and local indicators of spatial association. *TEST*, 27(3), 716–748.
- Caraka, R. E., & Yasin, H. (2017). *Geographically weighted regression (GWR) sebuah*

- pendekatan regresi geografis. Mobius.
- Dinkes Jawa Barat. (2020). Profil kesehatan Jawa Barat tahun 2020. In *Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Barat*.
- Jaya, I. G. N. M., & Andriyana, Y. (2020). *Analisis data spasial perspektif Bayessian* (N. Anggraeni (ed.)). Alqaprint.
- Jaya, I. G. N. M., & Folmer, H. (2020). Bayesian spatiotemporal mapping of relative dengue disease risk in Bandung, Indonesia. In *Journal of Geographical Systems* (Vol. 22, Issue 1). <https://doi.org/10.1007/s10109-019-00311-4>
- Jaya, I. G. N. M., Folmer, H., Ruchjana, B. N., Kristiani, F., & Andriyana, Y. (2017). Modeling of infectious diseases: A core research topic for the next hundred years. *Advances in Spatial Science*, 9783319505893, 239–255. [https://doi.org/10.1007/978-3-319-50590-9\\_15](https://doi.org/10.1007/978-3-319-50590-9_15)
- Jaya, I. G. N. M., Ruchjana, B. N., Abdullah, A. S., & Toharudin, T. (2020). Spatial distribution of tuberculosis disease among men and women in bandung city, indonesia. *Communications in Mathematical Biology and Neuroscience*, 2020, 1–13. <https://doi.org/10.28919/cmbn/4804>
- Knorr-Held, & Best. (2001). A shared component model for detecting joint and selective clustering of two diseases. *J. R. Stat. Soc., Ser. A*(Stat. Soc), 73–85.
- Kourounis, D., & Schenk, A. F. and O. (2018). Towards the next generation of multiperiod optimal power flow solvers. *IEEE Transactions on Power Systems*, PP(99), 1–10.
- Neuwirth, E. (2014). *RColorBrewer: ColorBrewer Palettes*. <https://cran.r-project.org/package=RColorBrewer>
- Romlah, L. (2015). *Hubungan merokok dengan kejadian penyakit tuberculosis paru di wilayah kerja puskesmas Setu Kota Tangerang Selatan*. UIN Syarif Hidayatullah.
- Sarwani, D., & Nurlaela, S. (2012). Merokok dan tuberculosis paru (studi kasus di RS Margono Soekarjo Purwokerto). *Seminar Nasional Kesehatan Jurusan Kesehatan Masyarakat FKIK UNSOED*, 1–14.
- Shaweno, D., Karmakar, M., Alene, K. A., Ragonnet, R., Clements, A. C. A., Trauer, J. M., Denholm, J. T., & McBryde, E. S. (2018). Methods used in the spatial analysis of tuberculosis epidemiology: a systematic review. *BMC Medicine*, 16(1), 193. <https://doi.org/10.1186/s12916-018-1178-4>
- Tandang, F., Amat, A. L. S., & Pakan, P. D. (2018). Hubungan kebiasaan merokok pada perokok aktif dan pasif dengan kejadian tuberculosis paru di Puskesmas Sikumana Kota Kupang. *Cendana Medical Journal, Universitas Nusa Cendana*, 15(3), 382–390.
- Tim Riskesdas. (2018). Laporan riskesdas Provinsi Jawa Barat. In *Lembaga Penerbit Badan Litbang Kesehatan*. Lembaga Penerbit Badan Penelitian dan Pengembangan Kesehatan. <https://litbang.kemkes.go.id>
- Westergaard, D., Moseley, P., Sørup, F. K. H., Baldi, P., & Brunak, S. (2019). Population-wide analysis of differences in disease progression patterns in men and women. *Nature Communications*, 10(1), 666. <https://doi.org/10.1038/s41467-019-08475-9>