

**MODEL HAZARD RATE WEIBULL KESEMBUHAN PASIEN
RAWAT INAP PENYAKIT JANTUNG KORONER DI RSUD
ABDUL WAHAB SJAHRANIE SAMARINDA**

Herlinda Yanti^{1*}, Suyitno¹, Ika Purnamasari¹

¹Jurusan Matematika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas
Mulawarman, Indonesia

Corresponding author: herlynd08@gmail.com

Abstrak. Model regresi Weibull adalah pengembangan dari distribusi Weibull, yakni distribusi Weibull yang dipengaruhi langsung oleh kovariat. Model-model regresi Weibull yang dibahas pada penelitian ini adalah model regresi *survival* Weibull dan regresi *hazard* Weibull. Model regresi Weibull pada penelitian ini diaplikasikan pada data waktu (tersensor kanan) rawat inap pasien penderita penyakit jantung koroner di RSUD Abdul Wahab Sjahranie Samarinda tahun 2020. Tujuan penelitian ini adalah mengetahui model regresi Weibull pada data waktu rawat inap pasien penderita penyakit jantung koroner, mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap peluang pasien tidak sembuh dan laju kesembuhan pasien penderita penyakit jantung koroner, serta mengetahui interpretasi model regresi *survival* Weibull dan regresi *hazard* Weibull. Metode penaksiran parameter adalah *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Hasil penelitian menunjukkan bahwa penaksir *Maximum Likelihood* (ML) diperoleh menggunakan metode Iteratif Newton-Raphson. Berdasarkan pengujian hipotesis, faktor-faktor yang berpengaruh terhadap peluang tidak sembuh dan laju kesembuhan pasien penyakit jantung koroner di RSUD Abdul Wahab Sjahranie Samarinda adalah kadar kalium, kadar kolesterol dan kadar LDL.

Kata Kunci: Iteratif Newton-Raphson, Model Regresi *Hazard* Weibull, Model Regresi *Survival* Weibull, MLE, , Penyakit Jantung Koroner.

1 PENDAHULUAN

Distribusi Weibull umumnya digunakan untuk memodelkan distribusi dari data waktu. Salah satu versi distribusi Weibull adalah distribusi Weibull versi skala bentuk. Fungsi-fungsi yang saling berhubungan pada distribusi Weibull adalah fungsi *survival*, fungsi *hazard* dan fungsi kepadatan peluang (FKP)[1]. Pembahasan tentang distribusi Weibull hanya terbatas pada penaksiran parameter dan pengujian distribusi, padahal pada kenyataannya data waktu di lapangan dipengaruhi kovariat, oleh karena itu dilakukan pengembangan dari distribusi Weibull ke model yang dipengaruhi langsung oleh kovariat yang selanjutnya dinamakan regresi Weibull.

Model regresi Weibull merupakan distribusi Weibull yang parameter skala dinyatakan dalam parameter regresi. Pemodelan regresi Weibull pada umumnya tidak digunakan untuk memprediksi respon, melainkan menganalisis perubahan fungsi *survival* dan fungsi *hazard* setelah dipengaruhi oleh kovariat. Model regresi Weibull pada data waktu biasanya membahas tentang peluang *survive* dan atau penentuan laju (*rate*) suatu individu mengalami *event* [2].

Penerapan regresi Weibull banyak digunakan dalam permasalahan di bidang kesehatan dan kedokteran. Salah satu permasalahan di bidang kesehatan adalah penyakit jantung koroner. Penyakit jantung koroner merupakan penyakit yang berkaitan dengan jantung dan pembuluh darah. Data organisasi kesehatan dunia WHO pada tahun 2015 menyebutkan lebih dari 17 juta orang di dunia meninggal karena penyakit jantung dan pembuluh darah, diantaranya ada sekitar 8,7 juta orang meninggal disebabkan oleh jantung koroner. Berdasarkan hasil Riskesdas pada tahun 2019 menunjukkan prevalensi penyakit jantung koroner di Indonesia berdasarkan diagnosis dokter sebesar 1,5%. Kalimantan Timur termasuk salah satu provinsi yang memiliki prevalensi tertinggi jika dibandingkan dengan prevalensi nasional yaitu sebesar 1,9% [3].

Berbagai upaya telah dilakukan oleh pemerintah untuk mengurangi risiko penyakit jantung koroner seperti mengembangkan pelayanan dan memberikan edukasi tentang menjaga kesehatan jantung. Upaya lain yang dapat dilakukan untuk mencegah terjadinya penyakit jantung koroner adalah memberikan informasi kepada pemerintah tentang faktor-faktor yang mempengaruhi peluang pasien tidak sembuh dan laju kesembuhan pasien untuk mengetahui bagaimana pasien dapat *survive* dari penyakit jantung koroner. Upaya tersebut dilakukan melalui pemodelan regresi Weibull pada data waktu rawat inap pasien penderita penyakit jantung koroner dengan *event* kesembuhan.

Berdasarkan permasalahan tersebut maka penelitian ini membahas tentang model regresi *survival* Weibull dan model regresi *hazard* Weibull yang menyatakan peluang pasien tidak sembuh dan laju kesembuhan dari pasien rawat inap penyakit jantung koroner di RSUD Abdul Wahab Sjahranie Samarinda. Penelitian ini dibatasi pada pemodelan regresi Weibull dan data penelitian yang digunakan adalah waktu rawat inap pasien penderita penyakit jantung koroner dengan *event* kesembuhan. Tujuan penelitian ini adalah mengetahui model regresi *survival* Weibull dan model regresi *hazard* Weibull pasien penderita penyakit jantung koroner, mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap peluang tidak

sembuh dan laju kesembuhan pasien penderita penyakit jantung koroner, serta mengetahui interpretasi model regresi *survival* Weibull dan model regresi *hazard* Weibull.

2 TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Data Waktu *Survival*

Data waktu *survival* adalah data yang berkenaan dengan waktu *survival*. Konsep dari data waktu adalah mengetahui waktu kelangsungan hidup (*survival time*) yaitu durasi waktu hingga timbulnya suatu peristiwa atau *event*. Waktu *survival* pada bidang kedokteran misalnya di mulai dari pengobatan hingga timbulnya respon pengobatan, lama kesembuhan (*length of remission*), atau waktu hingga timbulnya kematian [1]. Data waktu pada analisis *survival* terdiri dari data lengkap dan data tidak lengkap. Data tidak lengkap terdiri dari data tersensor dan data terpotong. Data tersensor yaitu data yang tidak dapat diamati secara lengkap karena objek yang diteliti hilang, mengundurkan diri atau sampai akhir penelitian objek yang diteliti belum mengalami kejadian tertentu, sedangkan data tidak tersensor (data lengkap) yaitu data yang dapat diamati secara lengkap sampai penelitian berakhir [4].

2.2 Fungsi- Fungsi Yang Saling Berhubungan Pada Analisis *Survival*

Misal T adalah peubah acak waktu, maka fungsi *survival* $S(t)$ adalah probabilitas di mana seorang individu bertahan (*survive*) lebih lama dari waktu t . Fungsi *survival* didefinisikan oleh:

$$S(t) = P(T > t). \quad (1)$$

Fungsi distribusi kumulatif $F(t)$ dari peubah acak *survival* T didefinisikan oleh

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(t)dt, \quad (2)$$

dengan $f(t)$ adalah fungsi kepadatan peluang (FKP). Berdasarkan persamaan (1) fungsi distribusi kumulatif $F(t)$ dapat dinyatakan

$$\begin{aligned} F(t) &= P(T \leq t) \\ &= 1 - P(T > t) \\ &= 1 - S(t). \end{aligned} \quad (3)$$

FKP atau *Probability Density Function* (PDF) adalah peluang suatu individu mengalami kejadian sesaat dalam interval waktu t sampai $t + \Delta t$. FKP dirumuskan sebagai berikut

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \left[\frac{P(t < T < (t + \Delta t))}{\Delta t} \right] = \frac{dF(t)}{dt}. \quad (4)$$

Berdasarkan persamaan (3), maka $f(t)$ yang diperoleh dari persamaan (4) dapat dinyatakan sebagai

$$f(t) = -\frac{dS(t)}{dt}. \quad (5)$$

Secara matematis fungsi *hazard* didefinisikan oleh [1]

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t < T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t}. \quad (6)$$

Berdasarkan persamaan (1) dan (4) maka persamaan (6) dapat disederhanakan menjadi

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)}. \quad (7)$$

2.3 Distribusi Weibull

Fungsi *survival* distribusi Weibull versi skala bentuk adalah sebagai berikut

$$S(t) = P(T > t) = \exp\left(-\left(\frac{t}{\lambda}\right)^\gamma\right); 0 < \lambda, \gamma < \infty, \quad (8)$$

di mana γ adalah parameter bentuk (*shape*) dan λ adalah parameter skala (*scale*). Berdasarkan persamaan (5) dan (8) didapatkan FKP distribusi Weibull, yaitu

$$f(t) = \frac{\gamma}{\lambda} \left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\gamma-1} \exp\left(-\left(\frac{t}{\lambda}\right)^\gamma\right). \quad (9)$$

Fungsi *hazard* distribusi Weibull berdasarkan persamaan (7), (8), dan (9) adalah

$$h(t) = \frac{\gamma}{\lambda} \left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\gamma-1}. \quad (10)$$

Berdasarkan pada persamaan (8) dan (10) maka FKP distribusi Weibull pada persamaan (9) dapat dituliskan

$$f(t) = h(t)S(t). \quad (11)$$

Berdasarkan persamaan (3) dan (8) fungsi distribusi kumulatif dapat dituliskan [2]

$$F(t) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{t}{\lambda}\right)^\gamma\right). \quad (12)$$

2.4 Penaksiran Parameter Distribusi Weibull

Penaksiran parameter distribusi Weibull dapat dilakukan dengan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Tahap pertama dalam metode MLE yaitu mendefinisikan fungsi *likelihood*. Misalkan diketahui n sampel acak, t_1, t_2, \dots, t_n saling bebas dan berdistribusi identik (*independent identical distributed*) yaitu $t_i \sim W(\lambda, \gamma)$ dengan $i = 1, 2, 3, \dots, n$. Berdasarkan FKP pada persamaan (9) maka fungsi *likelihood* didefinisikan oleh

$$\begin{aligned} L(\theta_1, \mathbf{t}) &= \prod_{i=1}^n f(\theta_1, t_i) \\ &= \prod_{i=1}^n \left(\frac{\gamma}{\lambda} \left(\frac{t_i}{\lambda}\right)^{\gamma-1} \exp\left(-\left(\frac{t_i}{\lambda}\right)^\gamma\right) \right), \end{aligned} \quad (13)$$

dengan $\theta_1 = [\gamma \ \lambda]^T$ adalah vektor parameter yang akan ditaksir. Penaksir θ_1 yang memaksimalkan *likelihood* $L(\theta_1)$ juga memaksimalkan fungsi *log-likelihood* dan penaksir mudah didapat berdasarkan fungsi *log-likelihood* [2].

Fungsi *log-likelihood* berdasarkan fungsi *likelihood* pada persamaan (13) adalah

$$\begin{aligned} \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t}) &= \ln [L(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})] \\ &= \sum_{i=1}^n (\ln f(\boldsymbol{\theta}_1, t_i)) \\ &= \sum_{i=1}^n \left[\ln \gamma - \ln \lambda + (\gamma - 1) [\ln t_i - \ln \lambda] - \left(\frac{t_i}{\lambda} \right)^\gamma \right]. \end{aligned} \quad (14)$$

Berdasarkan teori kalkulus $\hat{\boldsymbol{\theta}}_1 = [\hat{\gamma} \quad \hat{\lambda}]^T$ yang memaksimumkan fungsi *log-likelihood* $\ell(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{t})$ diperoleh dari turunan pertama fungsi *log-likelihood* pada persamaan (14) terhadap semua parameter yang disama dengankan nol, yaitu

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})}{\partial \boldsymbol{\theta}_1} &= \mathbf{0} \\ \begin{bmatrix} \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})}{\partial \lambda} \\ \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})}{\partial \gamma} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}. \end{aligned} \quad (15)$$

Sisi kiri persamaan (15) disebut vektor gradien $\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}_1)$. Komponen-komponen dari vektor gradient, yaitu

$$\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})}{\partial \lambda} = \sum_{i=1}^n \left(-\frac{1}{\lambda} - (\gamma - 1) \frac{1}{\lambda} - \left[-\gamma \left(\frac{t_i}{\lambda} \right)^{\gamma-1} \left(\frac{t_i}{\lambda^2} \right) \right] \right), \quad (16)$$

dan

$$\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})}{\partial \gamma} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{\gamma} + (\ln t_i - \ln \lambda) - \left(\frac{t_i}{\lambda} \right)^\gamma (\ln t_i - \ln \lambda) \right). \quad (17)$$

Berdasarkan persamaan (16) dan (17) diperoleh sistem persamaan *likelihood* yaitu

$$\sum_{i=1}^n \left(-\frac{1}{\lambda} - (\gamma - 1) \frac{1}{\lambda} - \left[-\gamma \left(\frac{t_i}{\lambda} \right)^{\gamma-1} \left(\frac{t_i}{\lambda^2} \right) \right] \right) = 0, \quad (18)$$

dan

$$\sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{\gamma} + (\ln t_i - \ln \lambda) - \left(\frac{t_i}{\lambda} \right)^\gamma (\ln t_i - \ln \lambda) \right) = 0. \quad (19)$$

Berdasarkan persamaan (18) dan persamaan (19), persamaan *likelihood* terdiri dari persamaan-persamaan nonlinier yang saling bergantung, sehingga solusi eksak dari persamaan *likelihood* untuk mendapatkan penaksiran ML ($\hat{\boldsymbol{\theta}}_1$) tidak dapat dilakukan dengan cara analitik. Metode lain yang digunakan untuk menyelesaikan persamaan *likelihood* agar mendapatkan nilai taksiran ML ($\hat{\boldsymbol{\theta}}_1$) adalah metode iterasi *Newton-Raphson*. Algoritma iterasi *Newton-Raphson* adalah

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_1^{(q+1)} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_1^{(q)} - \left[\mathbf{H}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_1^{(q)}) \right]^{-1} \mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_1^{(q)}), \quad (20)$$

di mana $\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}_1)$ merupakan vektor gradien pada persamaan (15) dan $\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}_1)$ merupakan matriks Hessian yaitu matriks turunan parsial orde kedua dari fungsi *log-likelihood* terhadap semua kombinasi parameter. Matriks Hessian memiliki bentuk umum sebagai berikut

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}_1) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})}{\partial \lambda^2} & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})}{\partial \lambda \partial \gamma} \\ \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})}{\partial \gamma \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})}{\partial \gamma^2} \end{bmatrix}. \quad (21)$$

Elemen-elemen matriks Hessian pada persamaan (21) adalah

$$\frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})}{\partial \lambda^2} = \sum_{i=1}^n \left[-\left(\frac{\gamma^2 + \gamma}{\lambda^2} \right) \left(\frac{t_i}{\lambda} \right)^\gamma + \frac{\gamma}{\lambda^2} \right], \quad (22)$$

$$\frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})}{\partial \gamma^2} = \sum_{i=1}^n \left[-\frac{1}{\gamma^2} - \left(\frac{t_i}{\lambda} \right)^\gamma [\ln t_i - \ln \lambda]^2 \right], \quad (23)$$

dan

$$\frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta}_1, \mathbf{t})}{\partial \gamma \partial \lambda} = \sum_{i=1}^n \left[-\frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} \left(\gamma \ln \left(\frac{t_i}{\lambda} \right) + 1 \right) \left(\frac{t_i}{\lambda} \right)^\gamma \right]. \quad (24)$$

Langkah pertama iterasi Newton-Raphson pada persamaan (20), yaitu menentukan nilai awal $\hat{\boldsymbol{\theta}}_1^{(0)} = [\hat{\gamma}_0^{(0)} \quad \hat{\lambda}_0^{(0)}]^T$. Iterasi akan berhenti pada iterasi ke $q+1$, apabila $\|\hat{\boldsymbol{\theta}}_1^{(q+1)} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_1^{(q)}\| < \varepsilon$, dengan ε adalah bilangan riil positif yang kecil misal $\varepsilon = 10^{-12}$ [5].

2.5 Pengujian Distribusi Data Waktu

Uji distribusi data dilakukan untuk mengetahui distribusi data waktu yang sesuai. Pengujian distribusi yang digunakan adalah Kolmogorov-Smirnov. Misal $\hat{F}(t)$ adalah fungsi distribusi yang dihipotesiskan dan $F(t)$ adalah fungsi distribusi dari populasi yang tidak diketahui, maka hipotesis untuk pengujian Kolmogorov-Smirnov yaitu

$$H_0 : F(t) = \hat{F}(t)$$

(data sampel diambil dari suatu populasi dengan fungsi distribusi $\hat{F}(t)$)

$$H_1 : F(t) \neq \hat{F}(t)$$

(data sampel diambil dari suatu populasi dengan fungsi distribusi bukan $\hat{F}(t)$)

Statistik uji adalah

$$D_{hitung} = \max |G(t) - \hat{F}(t)|, \quad (25)$$

di mana

$$G(t) = \frac{\text{banyak data yang } \leq t_i}{n}, \quad (26)$$

dengan $G(t)$ adalah fungsi distribusi empiris. Daerah kritis pengujian ini yaitu menolak H_0 jika nilai $D_{hitung} > D_{n,a}$ [6].

2.6 Pendeteksian Multikolinearitas

Salah satu syarat agar penaksiran parameter model regresi Weibull dapat dilakukan adalah tidak terdapat multikolinearitas antar kovariat. Multikolinearitas dalam model regresi akan menyebabkan penaksiran parameter tidak dapat dilakukan. Salah satu cara mendeteksi multikolinearitas dapat menggunakan nilai *Variance Inflation Factors* (VIF). Rumus dari VIF dinyatakan sebagai berikut

$$VIF_k = \frac{1}{1 - R_k^2}, \quad (27)$$

di mana R_k^2 adalah koefisien determinasi yang diperoleh dari regresi *auxiliary*, yaitu dengan meregresikan kovariat ke- k dengan kovariat lainnya. Rumus untuk mendapatkan nilai R_k^2 yaitu

$$R_k^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{X}_{ki} - \bar{X}_k)^2}{\sum_{i=1}^n (X_{ki} - \bar{X}_k)^2}, \quad (28)$$

di mana X_{ki} merupakan nilai kovariat X_k pada pengamatan ke- i ; \hat{X}_{ki} merupakan nilai prediksi X_k pada pengamatan ke- i ; \bar{X}_k merupakan rata-rata data X_k dan n adalah ukuran sampel [7]. Menurut Ghazali jika nilai $VIF \geq 10$ maka dikatakan terjadi multikolinearitas [8].

2.7 Model Regresi Weibull

Menurut Lawless (2003) dan Rinne (2009) model regresi Weibull adalah pengembangan dari distribusi Weibull, dimana parameter skala (λ) dinyatakan dalam fungsi dari kovariat atau fungsi dari parameter regresi. Menurut Hanagal (2004; 2005) dan Suyitno dkk (2016) diketahui parameter skala bernilai real positif dan dapat dinyatakan dalam parameter regresi, yaitu

$$\lambda = \lambda(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) = \exp[\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}], \quad (29)$$

di mana $\boldsymbol{\beta} = [\beta_0 \ \beta_1 \ \dots \ \beta_p]^T$ merupakan vektor parameter regresi dengan dimensi $p+1$ dan $\mathbf{x} = [X_0 \ X_1 \ \dots \ X_p]^T$ merupakan vektor kovariat dengan $X_0 = 1$ [3]. Model regresi *survival* berdasarkan persamaan (8) dan (29) adalah

$$S(t) = \exp[-t^\gamma \exp[-\gamma \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}]], \quad (30)$$

sedangkan model regresi *hazard* Weibull berdasarkan persamaan (10) dan (29) adalah

$$h(t) = \gamma t^{\gamma-1} \exp[-\gamma \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}]. \quad (31)$$

FKP untuk model regresi Weibull berdasarkan persamaan (29), (30) dan (31) yaitu [5]

$$f(t) = \gamma t^{\gamma-1} \exp[-\gamma \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}] \exp[-t^\gamma \exp[-\gamma \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}]]. \quad (32).$$

2.8 Penaksiran Parameter Model Regresi Weibull

Penaksiran parameter model regresi Weibull pada data waktu terdiri dari penaksiran parameter model regresi *survival* $S(t)$ pada persamaan (30) dan parameter model regresi *hazard* Weibull $h(t)$ pada persamaan (31) dengan menggunakan metode MLE [2]. Tahap pertama dalam metode MLE yaitu mendefinisikan fungsi *likelihood*. Misalkan waktu *survival* untuk individu ke- i adalah t_i di mana peluang individu ke- i mengalami *event* dengan status $\delta_i = 1$ adalah $P(T = t_i) = f(t_i)$. Peluang individu ke- i mengalami *survive* dengan status $\delta_i = 0$ adalah $P(T > t_i) = S(t_i)$. Fungsi *likelihood* didefinisikan sebagai berikut

$$L(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{t}, \boldsymbol{\delta}) = \prod_{i=1}^n f(t_i)^{\delta_i} (S(t_i))^{1-\delta_i} = \prod_{i=1}^n h(t_i)^{\delta_i} S(t_i), \quad (33)$$

dengan $\boldsymbol{\theta} = [\gamma \quad \beta_0 \quad \beta_1 \quad \dots \quad \beta_p]^T$. Berdasarkan persamaan (30) dan (31), fungsi *likelihood* pada persamaan (33) dapat dinyatakan

$$L(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{t}, \boldsymbol{\delta}) = \prod_{i=1}^n \left[\gamma t_i^{\gamma-1} \exp(-\gamma \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_i) \right]^{\delta_i} \exp[-t_i^\gamma \exp(-\gamma \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_i)], \quad (34)$$

dengan $\mathbf{x}_i = [1 \quad X_{1i} \quad X_{2i} \quad \dots \quad X_{pi}]^T$. Penaksir Maksimum *likelihood* model regresi Weibull adalah nilai vektor $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ yang memaksimumkan fungsi *likelihood* pada persamaan (34) juga memaksimumkan fungsi *log-likelihood*. Penaksir mudah didapat berdasarkan fungsi *log-likelihood*. Fungsi *log-likelihood* dari fungsi *likelihood* pada persamaan (34) yaitu

$$\ell(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^n \delta_i \left[\ln \gamma + (\gamma - 1) \ln t_i - \gamma \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_i \right] - t_i^\gamma \exp(-\gamma \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_i). \quad (35)$$

Penaksir maksimum *likelihood* ($\hat{\boldsymbol{\theta}}$) didapatkan dari persamaan *likelihood* yang diberikan oleh

$$\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \mathbf{0}, \quad (36)$$

di mana $\mathbf{0}$ adalah vektor nol yang berdimensi $p + 2$ dan ruas kiri persamaan (36) adalah vektor gradien yang berdimensi $p + 2$ yaitu

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \left[\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \gamma} \quad \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_0} \quad \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_1} \quad \dots \quad \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_p} \right]^T. \quad (37)$$

Masing-masing komponen vektor gradien pada persamaan (37) yaitu

$$\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \gamma} = \sum_{i=1}^n \left(\delta_i \left[\frac{1}{\gamma} + \ln t_i - \gamma \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_i \right] \right) + \sum_{i=1}^n \left(\left[\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_i - \ln t_i \right] t_i^\gamma \exp[-\gamma \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_i] \right), \quad (38)$$

dan

$$\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_k} = \sum_{i=1}^n \left(-\delta_i \gamma X_{ki} + \gamma t_i^\gamma X_{ki} \exp[-\gamma \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_i] \right), \quad (39)$$

untuk $k = 0, 1, \dots, p$. Komponen-komponen vektor gradien pada persamaan (38) dan (39) merupakan persamaan-persamaan nonlinear yang saling bergantung, sehingga solusi eksak dari persamaan *likelihood* untuk mendapatkan penaksir eksak ML ($\hat{\boldsymbol{\theta}}$) tidak dapat dilakukan secara analitik. Metode lain yang digunakan untuk

menyelesaikan persamaan *likelihood* untuk mendapatkan penaksiran ML($\hat{\theta}$) adalah metode iterasi *Newton-Raphson* [5].

Untuk menentukan penaksiran ML ($\hat{\theta}$) dengan metode Newton Raphson diperlukan perhitungan vektor gradien dan matriks Hessian. Vektor gradien diberikan oleh persamaan (37) dan matriks Hessian adalah matriks turunan orde kedua dari fungsi *log-likelihood* pada persamaan (35). Matriks Hessian memiliki bentuk umum, yaitu

$$\mathbf{H}(\theta) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \gamma^2} & \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \gamma \partial \beta_0} & \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \gamma \partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \gamma \partial \beta_p} \\ \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_0 \partial \gamma} & \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_0^2} & \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_0 \partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_0 \partial \beta_p} \\ \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_1 \partial \gamma} & \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_0} & \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_1^2} & \dots & \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_p \partial \gamma} & \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_p \partial \beta_0} & \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_p \partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_p^2} \end{bmatrix}. \quad (40)$$

Berdasarkan turunan orde pertama persamaan (38) dan (39), elemen-elemen dari matriks Hessian pada persamaan (40) dapat dituliskan ke dalam bentuk umum sebagai berikut

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \gamma^2} = \sum_{i=1}^n \left(-\frac{\delta_i}{\gamma^2} + \left([\mathbf{\beta}^T \mathbf{x}_i - \ln(t_i)] t_i^\gamma \right) \exp[-\gamma \mathbf{\beta}^T \mathbf{x}_i] [\ln(t) - \mathbf{\beta}^T \mathbf{x}_i] \right), \quad (41)$$

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_k \partial \beta_{k^*}} = \sum_{i=1}^n \left(-\gamma^2 t_i^\gamma X_{ki} X_{ki^*} \exp[-\gamma \mathbf{\beta}^T \mathbf{x}_i] \right), \quad (42)$$

dan

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \gamma \partial \beta_k} = \frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \beta_k \partial \gamma} = \sum_{i=1}^n -\delta_i X_{ki} + \left(\sum_{i=1}^n (1 - \gamma [\mathbf{\beta}^T \mathbf{x}_i - \ln t_i]) X_{ki} t_i^\gamma \exp[-\gamma \mathbf{\beta}^T \mathbf{x}_i] \right), \quad (43)$$

dengan $k, k^* = 0, 1, 2, \dots, p$ [5].

Menurut Khuri (2003) berdasarkan hasil komponen-komponen dari vektor gradien $\mathbf{g}(\theta)$ pada persamaan (38) dan (39), serta komponen-komponen dari matriks Hessian $\mathbf{H}(\theta)$ pada persamaan (41), (42), dan (43) maka penaksiran model regresi Weibull dapat diperoleh dengan menggunakan algoritma iterasi Newton-Raphson yang diberikan oleh

$$\hat{\theta}^{(q+1)} = \hat{\theta}^{(q)} - [\mathbf{H}(\hat{\theta}^{(q)})]^{-1} \mathbf{g}(\hat{\theta}^{(q)}), q = 0, 1, \dots \quad (44)$$

Langkah pertama iterasi Newton-Raphson pada persamaan (44) yaitu menentukan nilai awal dari $\hat{\theta}^{(0)} = [\hat{\gamma}_0^{(0)} \quad \hat{\beta}_0^{(0)} \quad \dots \quad \hat{\beta}_p^{(0)}]^T$. Iterasi akan berhenti pada iterasi ke $q+1$, apabila $\|\hat{\theta}^{(q+1)} - \hat{\theta}^{(q)}\| < \varepsilon$, dengan ε adalah nilai riil positif yang kecil misal $\varepsilon = 10^{-12}$ [5].

Menurut Pawitan (2001) berdasarkan matriks Hessian pada persamaan (40) diperoleh matriks informasi Fisher yaitu

$$\begin{aligned} [\mathbf{I}_f(\hat{\boldsymbol{\theta}})] &= -E[\mathbf{H}(\hat{\boldsymbol{\theta}})] \\ &= -[\mathbf{H}(\hat{\boldsymbol{\theta}})]. \end{aligned} \quad (45)$$

Invers dari matriks Informasi Fisher adalah matriks varians-kovarian penaksir vektor $\boldsymbol{\theta}$ yaitu

$$\text{cov}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = [\mathbf{I}_f(\boldsymbol{\theta})]^{-1}, \quad (46)$$

di mana $\hat{\boldsymbol{\theta}} \sim N(\boldsymbol{\theta}, [\mathbf{I}_f(\boldsymbol{\theta})]^{-1})$. Matriks invers informasi Fisher \mathbf{I}_f pada persamaan (46) dapat dipartisi menjadi

$$[\mathbf{I}_f(\hat{\boldsymbol{\theta}})]^{-1} = \begin{bmatrix} I_{11}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) & I_{12}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \\ I_{21}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) & I_{22}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \end{bmatrix}. \quad (47)$$

2.9 Pengujian Hipotesis Parameter Regresi Weibull

Pengujian hipotesis parameter model regresi Weibull terdiri dari pengujian secara serentak dan parsial.

2.9.1 Pengujian Secara Serentak

Menurut Pawitan (2001) pengujian parameter regresi secara serentak dilakukan untuk mengetahui apakah parameter yang telah ditaksir merupakan model regresi yang layak (*fit*) atau belum. Hipotesis dari pengujian parameter regresi secara serentak yaitu

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

(Model regresi Weibull tidak layak (tidak *fit*))

$$H_1 : \text{paling sedikit terdapat satu } \beta_k \neq 0; k = 1, 2, \dots, p$$

(Model regresi Weibull layak (*fit*))

Statistik uji yang digunakan adalah statistik *Wilk's likelihood ratio* yang dinyatakan sebagai berikut

$$G = 2[\ell(\hat{\boldsymbol{\theta}}) - \ell(\hat{\boldsymbol{\theta}}_0)] \sim \chi_p^2, \quad (48)$$

dengan $\ell(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ adalah nilai maksimum fungsi *log-likelihood* di bawah populasi dan $\ell(\hat{\boldsymbol{\theta}}_0)$ adalah nilai maksimum fungsi *likelihood* dibawah H_0 . Himpunan parameter

dibawah populasi adalah $\boldsymbol{\theta} = [\gamma \ \beta_0 \ \beta_1 \ \dots \ \beta_p]^T$ dan

$\hat{\boldsymbol{\theta}} = [\hat{\gamma} \ \hat{\beta}_0 \ \hat{\beta}_1 \ \dots \ \hat{\beta}_p]^T$ diperoleh dari iterasi Newton-Raphson dengan nilai maksimum fungsi *log-likelihood*, yaitu

$$\ell(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = \sum_{i=1}^n \hat{\delta}_i \left[\ln \hat{\gamma} + (\hat{\gamma} - 1) \ln t_i - \hat{\gamma} \hat{\boldsymbol{\beta}}^T \hat{\mathbf{x}}_i \right] - t_i^{\hat{\gamma}} \exp(-\hat{\gamma} \hat{\boldsymbol{\beta}}^T \hat{\mathbf{x}}_i). \quad (49)$$

Himpunan parameter dibawah hipotesis nol adalah $\boldsymbol{\theta}_0 = [\gamma \ \beta_0]^T$ dan

$\hat{\boldsymbol{\theta}}_0 = [\hat{\gamma} \ \hat{\beta}_0]^T$ didapatkan berdasarkan iterasi Newton-Raphson dengan nilai maksimum fungsi *log-likelihood*, yaitu

$$\ell(\hat{\boldsymbol{\theta}}_0) = \sum_{i=1}^n \left(\hat{\delta}_i \left[\ln \hat{\gamma} + (\hat{\gamma} - 1) \ln t_i - \hat{\gamma} \hat{\beta}_0 \right] - t_i^{\hat{\gamma}} \exp[-\hat{\gamma} \hat{\beta}_0] \right). \quad (50)$$

Statistik uji G pada persamaan (48) dapat ditaksir oleh

$$G = 2 \left[\ell(\hat{\boldsymbol{\theta}}) - \ell(\hat{\boldsymbol{\theta}}_0) \right] \approx \hat{\boldsymbol{\theta}}_2^T [\mathbf{I}_{22}(\boldsymbol{\theta})]^{-1} \hat{\boldsymbol{\theta}}_2, \quad (51)$$

di mana $\hat{\boldsymbol{\theta}}_2 = [\hat{\beta}_1 \ \hat{\beta}_2 \ \dots \ \hat{\beta}_p]^T$ dan $[\mathbf{I}_{22}(\hat{\boldsymbol{\theta}})]$ diperoleh dari matriks invers informasi Fisher yang diberikan pada persamaan (47) dengan menghapus baris pertama dan kolom pertama. Daerah kritis pada pengujian ini yaitu menolak H_0 pada taraf signifikansi α apabila nilai $G > \chi_{(\alpha,p)}^2$ atau p -value $< \alpha$ di mana

$$p\text{-value} = (G_v > G), \quad (52)$$

dengan G_v adalah variabel acak berdistribusi $\chi_{(\alpha,p)}^2$ [2].

2.9.2 Pengujian Secara Parsial

Menurut Pawitan (2001) pengujian parameter regresi secara parsial dilakukan untuk mengetahui apakah kovariat secara individu berpengaruh terhadap model regresi Weibull. Untuk suatu nilai k tertentu ($k = 0, 1, 2, \dots, p$), hipotesis pengujian parameter regresi secara parsial adalah

$$H_0 : \beta_k = 0$$

(Variabel bebas X_k tidak berpengaruh terhadap model regresi Weibull)

$$H_1 : \beta_k \neq 0$$

(Variabel bebas X_k berpengaruh terhadap model regresi Weibull)

Statistik uji adalah

$$W_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_k - E(\hat{\beta}_k)}{SE(\hat{\beta}_k)} \sim N(0,1) . \quad (53)$$

Dibawah H_0 , $E(\hat{\beta}_k) = \beta_k = 0$ sehingga statistik uji *Wald* pada persamaan (53) menjadi

$$W_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_k}{\sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_k)}} \sim N(0,1) , \quad (54)$$

di mana $\text{var}(\hat{\beta}_k), k = 0, 1, 2, \dots, p$ adalah elemen diagonal utama ke $(k+1)$ dari invers matriks informasi Fisher yang diberikan pada persamaan (47). Daerah kritis pengujian hipotesis adalah menolak H_0 pada taraf uji α jika $|W| > Z_{1-\alpha/2}$ atau p -value $< \alpha$ dimana

$$p\text{-value} = p(|W| > W_{hitung}) = 1 - 2p(W > |W_{hitung}|), \quad (55)$$

dengan W adalah variabel acak berdistribusi $N(0,1)$ [2].

2.10 Interpretasi Model Regresi Weibull

Interpretasi model regresi Weibull dapat dilakukan berdasarkan nilai rasio dari regresi *survival* Weibull dan nilai rasio dari regresi *hazard* Weibull [9]. Nilai rasio dari regresi *survival* Weibull didefinisikan

$$R_s(X_k) = \frac{S(t|X_k+1)}{S(t)} = \frac{\exp\left[-t_i^{\hat{\gamma}} \exp\left[-\hat{\gamma}\left(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \dots + \hat{\beta}_k (X_1+1) + \dots + \hat{\beta}_p X_p\right)\right]\right]}{\exp\left[-t_i^{\hat{\gamma}} \exp\left[-\hat{\gamma}\left(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \dots + \hat{\beta}_k X_k + \dots + \hat{\beta}_p X_p\right)\right]\right]}, \quad (56)$$

dan nilai rasio dari regresi *hazard* Weibull didefinisikan

$$R_h(X_k) = \frac{h(t|X_k+1)}{h(t)} = \frac{\hat{\gamma} t^{\hat{\gamma}-1} \exp\left[-\hat{\gamma}\left(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \dots + \hat{\beta}_k (X_1+1) + \dots + \hat{\beta}_p X_p\right)\right]}{\hat{\gamma} t^{\hat{\gamma}-1} \exp\left[-\hat{\gamma}\left(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \dots + \hat{\beta}_k X_k + \dots + \hat{\beta}_p X_p\right)\right]} = \frac{\exp\left[-\hat{\gamma}\hat{\beta}_k (X_k+1)\right]}{\exp\left[-\hat{\gamma}\left(\hat{\beta}_k X_k\right)\right]} = \exp\left[-\hat{\gamma}\hat{\beta}_k\right]. \quad (57)$$

2.11 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik dilakukan untuk mendapatkan model yang sederhana dan terbaik (sifat parsimoni). Model terbaik diperoleh melalui penaksiran parameter semua model yang melibatkan semua kombinasi kovariat dan berdasarkan nilai *Akaike Information Criterion* (AIC) yang terkecil. Rumus AIC adalah

$$AIC = -2\ell(\hat{\theta}) + 2k, \quad (58)$$

di mana $\ell(\hat{\theta})$ adalah nilai maksimum fungsi *log-likelihood* pada persamaan (49) dan k adalah jumlah parameter pada setiap model yang terbentuk [19].

2.12 Penyakit Jantung Koroner

Penyakit jantung koroner merupakan gangguan fungsi jantung akibat kurangnya suplai oksigen ke otot-otot jantung. Kondisi ini disebabkan oleh penyempitan atau terdapat plak di pembuluh darah koroner yang dikenal sebagai aterosklerosis arteri koronaria. Plak terdiri dari endapan kolesterol dan zat lain di dalam arteri. Penumpukan plak menyebabkan bagian dalam arteri menyempit seiring waktu, yang sebagian atau seluruhnya dapat menghalangi aliran darah. Terlalu banyak penumpukan plak dan dinding arteri yang menyempit dapat membuat darah lebih sulit mengalir ke seluruh tubuh [10].

2.13 Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Penyakit Jantung Koroner

Kalium berjumlah 98% dalam tubuh berada di cairan intrasel. Jumlah kalium dipengaruhi oleh umur dan jenis kelamin. Jumlah kalium dalam tubuh merupakan cerminan keseimbangan kalium yang masuk dan keluar. Pemasukan kalium melalui saluran cerna tergantung dari jumlah dan jenis makanan. Nilai rujukan kalium untuk bayi adalah 3,6-5,8 mmol/L, untuk anak-anak adalah 3,5-5,5 mmol/L, dan untuk orang dewasa adalah 3,5-5,4 mmol/L. Gangguan keseimbangan kalium dapat menyebabkan hiperkalemia. Peningkatan kalium dapat menyebabkan aritma jantung, konsentrasi yang lebih tinggi lagi dapat menimbulkan henti jantung atau fibrilasi jantung [11].

Klorida merupakan anion utama dalam cairan ekstrasel. Pemeriksaan konsentasi klorida dalam plasma berguna sebagai diagnosis banding pada gangguan keseimbangan asam-basa dan menghitung anion gap. Nilai rujukan klorida untuk bayi baru lahir adalah 94-112 mmol/L, untuk anak-anak adalah 98-105 mmol/L, dan untuk orang dewasa 95-105 mmol/L. Gangguan keseimbangan klorida dapat menyebabkan hiperklorinemia. Hiperklorinemia terjadi jika pemasukan melebihi pengeluaran pada gangguan mekanisme homeostatis dari klorida. [11]. Kalium dan kloride termasuk elektrolit dalam darah. Peran elektrolit dalam tubuh sangat penting, sebab tidak ada metabolisme yang tidak terpengaruh oleh elektrolit. Fungsi elektrolit diantaranya yaitu untuk pengaturan fungsi jantung dan otot-otot lain [12].

Kandou (2009) menyebutkan hipertensi mempunyai hubungan yang erat dengan terjadinya penyakit jantung koroner, karena dengan adanya hipertensi meningkatkan risiko terjadinya penyakit jantung koroner sebesar 6 kali dibandingkan dengan orang yang tidak hipertensi [13]. Hipertensi merupakan peningkatan tekanan darah yang gejalanya berlanjut pada target organ seperti stroke otak, jantung koroner, pembuluh darah dan otot jantung [14]. Hasil penelitian Framingham (2016) mendapatkan hubungan antara penyakit jantung koroner dan tekanan darah diastolik. Kejadian miokard infark dua kali lebih besar pada kelompok tekanan darah diastolik 90-104 mmHg dibandingkan tekanan darah diastolik 85 mmHg, sedangkan pada tekanan darah diastolik 105 mmHg empat kali lebih besar [15].

Kolesterol merupakan komponen yang konsistensinya mirip seperti lemak atau lilin dan bisa ditemukan di semua tubuh. Kolesterol merupakan zat yang diproduksi secara alami oleh organ hati tetapi juga bisa ditemukan dalam makanan yang berasal dari hewan, seperti susu dan daging. Dalam jumlah yang cukup kolesterol dibutuhkan untuk memproduksi hormon, vitamin D, dan komponen lain yang digunakan untuk mencerna makanan. Meskipun penting bagi tubuh, kolesterol dapat mengganggu kesehatan jika kadar terlalu tinggi karena akan menumpuk di pembuluh darah dan mengganggu aliran darah dan bisa menyebabkan gangguan pada jantung dan fungsi organ lainnya. Kadar kolesterol yang diperlukan adalah kurang dari 200, apabila kadar kolesterol 200-239 maka kadar kolesterol berada di batas normal tertinggi dan apabila lebih dari 240 maka kadar kolesterol sangat tinggi [16].

LDL merupakan jenis kolesterol yang bersifat buruk atau merugikan (*bad cholesterol*) karena tingginya kadar LDL dapat mengakibatkan penebalan dinding pembuluh darah di aliran darah ke jantung terganggu. Kadar LDL kolesterol lebih tepat digunakan untuk mengetahui risiko penyakit jantung koroner daripada melihat

kadar kolesterol total. Ma'ruf (2014) menyatakan bahwa hubungan antara kadar LDL dengan kejadian penyakit jantung koroner terdapat pada proses pembentukan aterosklerosis. Proses dimulai dengan tidak berfungsinya dan terganggunya lapisan tipis yang melapisi seluruh sistem peredaran darah pada dinding arteri. Kerusakan ini disebabkan oleh meningkatnya kadar LDL yang dapat menyebabkan penimbunan lemak. Bila kadar LDL tinggi, maka kolesterol yang diangkut oleh LDL dapat mengendap pada lapisan sub endotelial yang dapat menyebabkan aterosklerosis. LDL dikategorikan normal jika kadar LDL <130 mg/dL, agak tinggi jika kadar LDL 130-159 mg/dL dan Tinggi jika kadar LDL >160 mg/dL [17]

Umur memiliki hubungan yang kuat dengan perkembangan proses aterosklerosis. Studi penelitian yang dilakukan oleh Rahimic et, al 2013 menunjukkan bahwa aterosklerosis yang dideteksi di arteri karotis menunjukkan peningkatan ketebalan tunika intima seiring dengan bertambahnya usia. Pada pria, risiko aterosklerosis meningkat setelah usia 45 tahun, sedangkan pada wanita, meningkatnya terjadi setelah usia 55 tahun. Wanita memiliki risiko lebih rendah mengalami penyakit kardiovaskuler dibandingkan laki-laki. Estrogen merupakan salah satu kunci proteksi dari penyakit kardiovaskuler pada wanita. Estrogen berperan penting dalam vasodilatasi vaskuler. Reseptor estrogen lebih banyak didapatkan pada wanita dibandingkan laki-laki [18].

3 DATA PENELITIAN

Data penelitian adalah data sekunder, yaitu data rekam medis pasien rawat inap penyakit jantung koroner tahun 2020 di RSUD Abdul Wahab Sjahrani Samarinda, Kalimantan Timur. Data penelitian terdiri dari data variabel waktu rawat inap pasien (T), dan data kovariat yang terdiri dari kadar kalium (X_1), kadar klorida (X_2), tekanan diastolik (X_3), kadar kolesterol (X_4), kadar LDL (X_5), umur pasien (X_6) dan Tekanan sistolik (X_7). *Event* pada penelitian ini adalah kesembuhan. Ukuran sampel penelitian adalah 48. Teknik sampling menggunakan *purposive sampling*, dimana yang menjadi pertimbangan pemilihan sampel adalah data pasien penderita penyakit jantung koroner yang di duga berdistribusi Weibull. Tahap analisis data pada penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Melakukan analisis statistika deskriptif.
2. Menaksir parameter FKP distribusi Weibull versi skala bentuk yang diberikan persamaan (20).
3. Menguji distribusi data variabel data waktu rawat inap pasien penyakit jantung koroner berdistribusi Weibull versi skala-bentuk menggunakan Uji Kolmogorov-Smirnov berdasarkan persamaan (25).
4. Mendeteksi multikolinearitas antar kovariat menggunakan nilai VIF berdasarkan persamaan (27).
5. Melakukan pemilihan model terbaik berdasarkan persamaan (58).
6. Melakukan penaksiran parameter model regresi Weibull menggunakan metode MLE yang diselesaikan dengan metode iterasi Newton-Raphson berdasarkan persamaan (44).
7. Melakukan pengujian hipotesis parameter model regresi Weibull secara serentak dan parsial berdasarkan persamaan (51) dan (43).
8. Menginterpretasi model regresi Weibull berdasarkan nilai rasio *survival* pada persamaan (56) dan model regresi Weibull berdasarkan rasio *hazard* pada persamaan (57).

4 HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Deskripsi Data Penelitian

Deskripsi data penelitian dinyatakan dalam statistik deskriptif terdiri dari nilai maksimum, nilai minimum, rata-rata dan simpangan baku. Statistik deskriptif dalam dilihat pada Tabel 4.1.

Tabel 4.1 Statistik deskriptif

Data	Satuan	Nilai Minimum	Nilai Maksimum	Rata-Rata	Simpangan Baku
Waktu rawat inap (T)	Hari	1	18	6,21	4,01
Kadar kalium (X_1)	mmol/L	2,7	7,3	4,02	0,70
Kadar klorida (X_2)	mmol/L	84	110	100,21	5,41
Tekanan diastolik (X_3)	mmHg	40	100	72,44	14,54
Kadar kolesterol (X_4)	mg/dl	82	422	183,42	68,94
Kadar LDL (X_5)	mg/dl	40	268	115,75	52,87
Umur pasien (X_6)	Tahun	31	82	53,33	9,19
Tekanan sistolik (X_7)	mmHg	60	170	121,79	25,98

Berdasarkan Tabel 4.1, diperoleh informasi bahwa waktu rawat inap pasien penyakit jantung koroner paling cepat 1 hari dan paling lama 18 hari. Rata-rata waktu rawat inap pasien yaitu 6,21 hari dengan simpangan baku sebesar 4,01, artinya secara rata-rata waktu rawat inap pasien antara 2 hari sampai 10 hari. Kadar kalium pasien penyakit jantung koroner paling rendah 2,7 mmol/L dan paling tinggi 7,3 mmol/L. Rata-rata kadar kalium pasien yaitu 4,02 mmol/L dengan simpangan baku sebesar 0,70, artinya secara rata-rata kadar kalium pasien antara 3,32 mmol/L hari sampai 4,72 mmol/L. Kadar klorida pada pasien penyakit jantung koroner paling rendah 84 mmol/L dan paling tinggi 110 mmol/L. Rata-rata kadar klorida pasien yaitu 100,21 mmol/L dengan simpangan baku sebesar 5,41, artinya secara rata-rata kadar klorida pasien antara 94,8 mmol/L sampai 105,62 mmol/L. Tekanan diastolik pasien penyakit jantung koroner paling rendah 40 mmHg dan paling tinggi 100 mmHg. Rata-rata tekanan diastolik pasien yaitu 72,44 mmHg dengan simpangan baku sebesar 14,54, artinya secara rata-rata tekanan diastolik pasien antara 57,9 mmHg sampai 86,98 mmHg. Kadar kolesterol pasien penyakit jantung koroner paling rendah 82 mg/dL. Rata-rata kadar kolesterol pasien yaitu 183,42 mg/dL dengan simpangan baku sebesar 68,94, artinya secara rata-rata kadar kolesterol pasien antara 114,48 mg/dL sampai 252,36 mg/dL. Kadar LDL sampel penyakit jantung koroner paling rendah 40 mg/dL dan paling tinggi 268 mg/dL. Rata-rata kadar LDL pasien yaitu 115,75 mg/dL dengan simpangan baku sebesar 52,87, artinya secara rata-rata kadar LDL pasien antara 62,88 mg/dL sampai 168,62 mg/dL. Umur pasien penyakit jantung koroner paling rendah 31 tahun dan paling tinggi 82 tahun. Rata-rata umur pasien 53,33 tahun dengan simpangan baku sebesar 9,19, artinya secara rata-rata umur pasien antara 46 tahun sampai 64 tahun. Tekanan

sistolik pasien penyakit jantung koroner paling rendah 60 mmHg dan paling tinggi 170 mmHg. Rata-rata tekanan sistolik yaitu 121,79 mmHg dengan simpangan baku sebesar 25,98, artinya secara rata-rata tekanan sistolik pasien antara 95,81 mmHg sampai 147,77 mmHg.

4.2 Penaksiran Parameter Distribusi Weibull

Perhitungan penaksiran parameter distribusi Weibull menggunakan *software* 6.2.0 dan hasil penaksiran dapat dilihat pada Tabel 4.2.

Tabel 4.2 Penaksiran Parameter Distribusi Weibull

Parameter	Skala (λ)	Bentuk (γ)
Taksiran	6,9258	1,7718

Berdasarkan hasil penaksiran parameter pada Tabel 4.2 didapatkan penaksir fungsi *survival* pada persamaan (30) adalah

$$\hat{S}(t) = \exp\left(-\left(\frac{t}{6,9258}\right)^{1,7718}\right), \quad (59)$$

dan penaksiran fungsi distribusi kumulatif adalah

$$\hat{F}(t) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{t}{6,9258}\right)^{1,7718}\right). \quad (60)$$

4.3 Pengujian Distribusi Data Waktu

Pengujian distribusi data waktu rawat inap pasien penyakit jantung koroner di RSUD Abdul Wahab Sjahranie menggunakan pendekatan Kolmogorv-Smirnov.

Hipotesis pengujian distribusi adalah

$$H_0 : F(t) = \hat{F}(t)$$

(data sampel diambil dari suatu populasi berdistribusi Weibull dengan fungsi distribusi $\hat{F}(t)$ yang diberikan pada persamaan (60))

$$H_1 : F(t) \neq \hat{F}(t)$$

(data sampel diambil dari suatu populasi tidak berdistribusi Weibull dengan fungsi distribusi $\hat{F}(t)$)

Statistik uji diberikan oleh persamaan (25) dan perhitungan menggunakan *software* *Octave* 6.2.0 dapat dilihat pada Tabel 4.3 berikut ini.

Tabel 4.3 Hasil Pengujian Distribusi Weibull

D_{Hitung}	$D_{(40;0,05)}$	Keputusan
0,1109	0,2150	H_0 gagal ditolak

Berdasarkan hasil perhitungan diperoleh $D_{Hitung} = 0,1109 < D_{(40;0,05)} = 0,2150$ maka diputuskan H_0 diterima pada taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ dan disimpulkan data waktu rawat inap pasien jantung koroner yang mengalami *event* berdistribusi Weibull dengan fungsi distribusi diberikan pada persamaan (60).

4.4 Pendeteksian Multikolinearitas

Pendeteksian multikolinearitas pada penelitian ini menggunakan nilai VIF, dimana nilai $VIF > 10$ mengidentifikasi adanya multikolinearitas antar kovariat. Hasil perhitungan nilai VIF untuk setiap variabel kovariat menggunakan *software Octave 6.2.0* dapat dilihat pada Tabel 4.4.

Tabel 4.4 Hasil Nilai VIF Kovariat

Variabel Kovariat	Nilai VIF
Kadar kalium (X_1)	1,1475
Kadar klorida (X_2)	1,3396
Tekanan diastolik (X_3)	0,1149
Kadar kolesterol (X_4)	5,5477
Kadar LDL (X_5)	5,888
Umur (X_6)	1,3312
Tekanan Sistolik (X_7)	1,865

Berdasarkan Tabel 4.4 dapat dilihat bahwa nilai VIF untuk setiap variabel kovariat kurang dari 10 sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat multikolinearitas antar kovariat sehingga pemodelan regresi Weibull dapat melibatkan ke-7 kovariat yaitu kadar kalium (X_1), kadar klorida (X_2), tekanan diastolik (X_3), kadar kolesterol (X_4), kadar LDL (X_5), umur pasien (X_6) dan tekanan sistolik (X_7).

4.5 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik dilakukan untuk mendapatkan model sederhana dan terbaik (sifat parsimoni). Pada penelitian ini pemilihan model terbaik diukur berdasarkan nilai *Akaike Information Criterion* (AIC) yang diberikan oleh persamaan (43). Perhitungan AIC menggunakan *software Octave*. Model terbaik di peroleh melalui penaksiran parameter semua model dari semua kombinasi kovariat. Berdasarkan hasil penaksiran tersebut dapat ditentukan nilai AIC. Berdasarkan 7 kovariat pada Tabel 4.4, maka dapat di bentuk kombinasi sebanyak 120 model. Berdasarkan hasil perhitungan didapatkan model terbaik adalah model dengan nilai AIC terkecil yaitu -147,509 yang melibatkan 5 kovariat, yaitu kadar kalium (X_1), kadar klorida (X_2), tekanan diastolik (X_3), kadar kolesterol (X_4), dan kadar LDL (X_5) dan memuat konstanta.

4.6 Penaksiran Parameter Model Regresi Weibull

Penaksiran parameter regresi Weibull menggunakan metode MLE yang diselesaikan dengan metode iteratif Newton-Raphson pada persamaan (44). Hasil perhitungan penaksiran parameter model regresi Weibull menggunakan *software Octave 6.2.0* dapat dilihat pada Tabel 4.5.

Tabel 4.5 Hasil Perhitungan Penaksiran Parameter Model Regresi Weibull

Parameter	Taksiran
γ	2,2882
β_0	2,9771

β_1	0,4389
β_2	-0,0282
β_3	0,0025
β_4	0,0065
β_5	-0,0102

Berdasarkan hasil penaksiran parameter pada model regresi Weibull pada Tabel 4.5 dan persamaan (30) maka diperoleh model regresi *survival* Weibull adalah

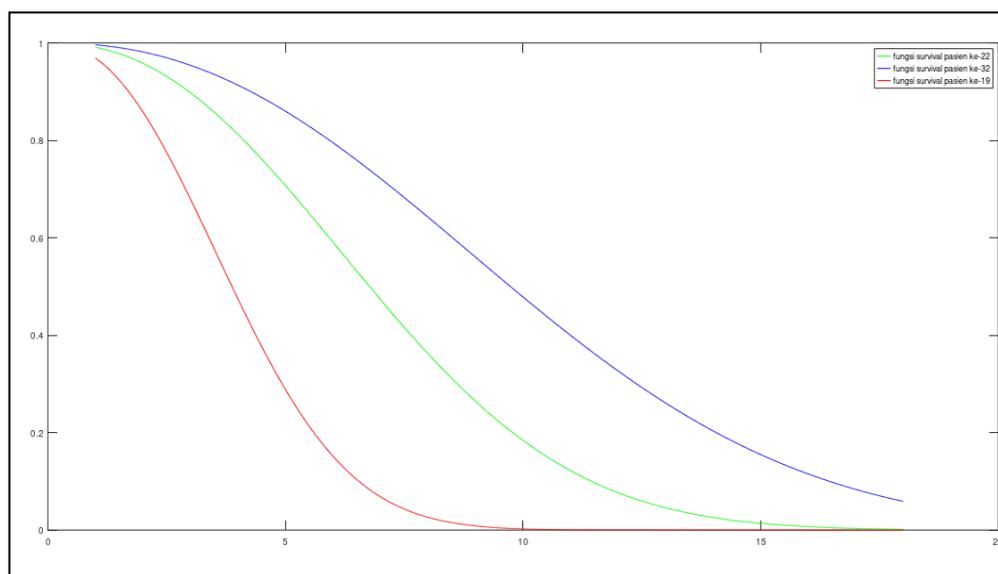
$$\hat{S}(t) = \exp\left[-t^{2,2882} \exp\left[-6,8122 - 1,0042X_1 + 0,0645X_2 - 0,0057X_3 - 0,0149X_4 + 0,2333X_5\right]\right]$$

Model regresi *hazard* Weibull berdasarkan Tabel 4.5 dan persamaan (31) adalah

$$\hat{h}(t) = 2,2882t^{1,2882} \exp\left[-6,8122 - 1,0042X_1 + 0,0645X_2 - 0,0057X_3 - 0,0149X_4 + 0,2333X_5\right]$$

Berdasarkan model regresi *survival* Weibull didapat nilai $S(9) = 0,4415$ artinya bahwa peluang pasien ke-8 tidak sembuh setelah dirawat selama 9 hari adalah 0,4415. Berdasarkan model regresi *hazard* Weibull didapatkan $h(9) = 0,2078$, artinya laju (*hazard rate*) kesembuhan pasien ke-8 pada hari perawatan ke-9 sebesar 0,2078 pasien sembuh per hari, atau 2,078 pasien sembuh dalam 10 hari.

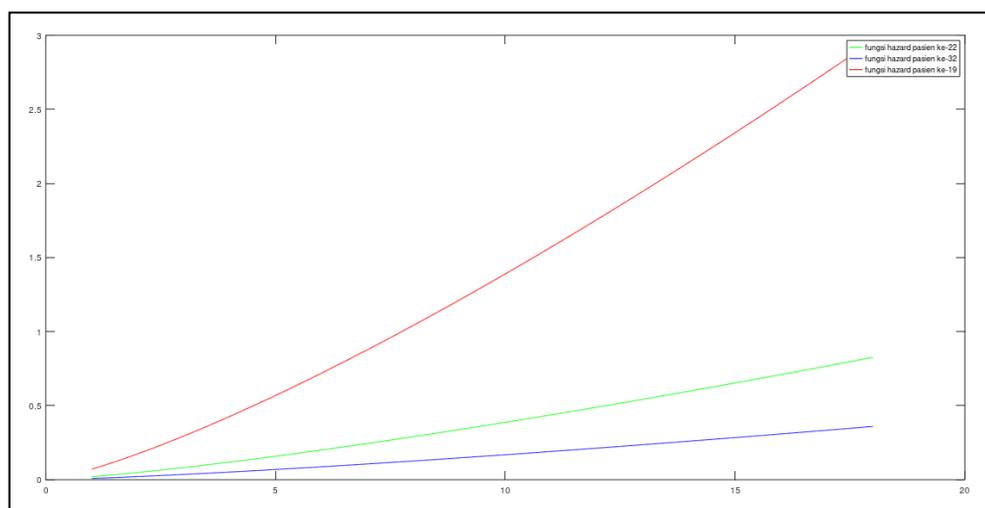
Sebagai contoh grafik fungsi *survival* untuk pasien ke- 22, pasien ke- 32 dan pasien ke-19 pada $1 \leq t \leq 18$ dapat dilihat pada Gambar 4.1 berikut ini.



Gambar 4.1 Grafik Fungsi *Survival* Weibull

Berdasarkan Gambar 4.1, grafik berwarna merah adalah grafik fungsi *survival* pasien ke-19, grafik berwarna hijau adalah grafik fungsi *survival* pasien ke-22, dan grafik berwarna biru adalah grafik fungsi *survival* pasien ke-32. Grafik fungsi *survival* berwarna merah berada di bawah grafik fungsi *survival* berwarna hijau dan biru, artinya pasien ke 19 paling cepat sembuh atau cepat mencapai *event* dari pada pasien ke-22 dan ke-32. Grafik fungsi *survival* berwarna biru berada di atas grafik fungsi *survival* berwarna merah dan hijau, artinya pasien ke-32 paling lambat sembuh dari pada pasien ke-19 dan ke-22.

Grafik fungsi *hazard* pada $1 \leq t \leq 18$ dapat dilihat pada Gambar 4.2.



Gambar 4.2 Grafik Fungsi *Hazard* Weibull

Berdasarkan Gambar 4.2, grafik berwarna merah adalah grafik fungsi *hazard* pasien ke-19, grafik berwarna hijau adalah grafik fungsi *hazard* pasien ke-22, dan grafik berwarna biru adalah grafik fungsi *hazard* pasien ke-32. Grafik fungsi *hazard* berwarna merah berada di atas grafik fungsi *hazard* berwarna hijau dan biru, artinya laju kesembuhan pasien ke-19 paling besar dari pada pasien ke-22 dan ke-32. Grafik fungsi *hazard* berwarna biru berada di bawah grafik fungsi *hazard* berwarna merah dan hijau, artinya laju kesembuhan pasien ke-32 paling kecil dari pada pasien ke-19 dan ke-22.

4.7 Pengujian Hipotesis Parameter Regresi Weibull

Pengujian hipotesis parameter regresi Weibull terdiri dari pengujian secara serentak dan secara parsial

4.7.1 Pengujian Secara Serentak

Pengujian parameter regresi secara serentak dilakukan untuk mengetahui apakah parameter yang telah ditaksir merupakan model regresi yang layak (*fit*) atau belum. Pengujian secara serentak juga bertujuan untuk mengetahui apakah variabel kovariat saling berpengaruh terhadap model regresi Weibull. Hipotesis dari pengujian parameter regresi secara serentak adalah

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$$

(Model regresi Weibull tidak layak (tidak *fit*))

$$H_1 : \text{paling sedikit terdapat satu } \beta_k \neq 0; k = 1, 2, 3, 4, 5$$

(Model regresi Weibull layak (*fit*))

Statistik uji adalah statistik uji G pada persamaan (51) yang berdistribusi $\chi^2_{(0,5;5)}$.

Berdasarkan taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ maka didapat nilai kritis $\chi_{(0,05;5)} = 11,070$.

Hasil pengujian hipotesis parameter regresi Weibull secara serentak dapat dilihat pada Tabel 4.6.

Tabel 4.6 Hasil Pengujian Secara Serentak

Statistik Uji G	$\chi^2_{(0,05;5)}$	$P\text{-value}$	Keputusan
-------------------	---------------------	------------------	-----------

25,221	11,070	$1,2631 \times 10^{-4}$	Menolak H_0
--------	--------	-------------------------	---------------

Berdasarkan hasil perhitungan pengujian secara serentak diputuskan menolak H_0 pada taraf signifikansi $\alpha = 0,05$, karena $G = 25,221 > \chi^2_{(0,05;5)} = 11,070$ atau $P - value = 1,2631 \times 10^{-4} < \alpha = 0,05$. Kesimpulan uji adalah model regresi Weibull layak (*fit*) atau variabel kadar kalium, kadar kloride, tekanan diastolik, kadar kolesterol dan kadar LDL secara bersama-sama berpengaruh terhadap peluang tidak sembuh dan laju kesembuhan pasien penyakit jantung koroner.

4.7.2 Pengujian Secara Parsial

Pengujian parameter regresi secara parsial dilakukan untuk mengetahui apakah variabel tertentu secara individu berpengaruh terhadap model regresi Weibull. Untuk suatu nilai k tertentu ($k = 0, 1, 2, 3, 4, 5$), hipotesis pengujian parameter regresi secara parsial adalah

$$H_0 : \beta_k = 0$$

(Variabel bebas X_k tidak berpengaruh terhadap model regresi Weibull)

$$H_1 : \beta_k \neq 0$$

(Variabel bebas X_k berpengaruh terhadap model regresi Weibull)

Statistik uji pada setiap parameter adalah uji *Wald* yang diberikan pada persamaan (53) dan $W \sim N(0,1)$. Berdasarkan taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ maka didapat nilai kritis $Z_{(0,975)} = 1,64$. Hasil pengujian hipotesis parameter regresi Weibull dapat dilihat pada Tabel 4.7.

Tabel 4.7 Hasil Pengujian Secara Parsial

Variabel	W_{hitung}	$P - value$	Keputusan
Konstanta (β_0)	1,599	0,196	H_0 gagal ditolak
Kadar kalium (β_1)	2,2281	0,0259	H_0 ditolak
Kadar klorida (β_2)	1,4749	0,1402	H_0 gagal ditolak
Tekanan diastolik (β_3)	0,5453	0,5855	H_0 gagal ditolak
Kadar kolesterol (β_4)	2,0279	0,0425	H_0 ditolak
Kadar LDL (β_5)	2,4490	0,0143	H_0 ditolak

Berdasarkan hasil pengujian parameter regresi Weibull konstanta memiliki nilai W hitung kurang dari nilai kritis $Z_{(0,975)} = 1,64$ atau nilai $p - value$ kurang dari 0,05 sehingga keputusan untuk konstanta adalah gagal menolak H_0 pada taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ dan didapatkan kesimpulan bahwa konstanta tidak berpengaruh terhadap peluang pasien tidak sembuh dan laju kesembuhan pasien penyakit jantung koroner. Kadar kalium (X_1), kadar kolesterol (X_4) dan kadar LDL (X_5) masing-masing memiliki nilai W hitung lebih dari nilai kritis $Z_{(0,975)} = 1,64$ atau nilai $p - value$ kurang dari 0,05 sehingga keputusan uji untuk ketiga kovariat tersebut adalah menolak H_0 pada taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ dan didapatkan kesimpulan bahwa kovariat kadar kalium (X_1), kadar kolesterol (X_4) dan kadar LDL (X_5) secara individual berpengaruh terhadap peluang pasien tidak sembuh dan laju kesembuhan pasien penyakit jantung koroner.

kesembuhan pasien penyakit jantung koroner. Kadar klorida (X_2), dan tekanan diastolik (X_3) masing-masing memiliki nilai W hitung kurang dari nilai kritis $Z_{(0,975)} = 1,64$ atau nilai p -value lebih dari 0,05 sehingga keputusan uji untuk kedua kovariat tersebut adalah gagal menolak H_0 pada taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ dan didapatkan kesimpulan bahwa kovariat kadar klorida (X_2), dan tekanan diastolik (X_3) secara individual tidak berpengaruh terhadap peluang pasien tidak sembuh dan laju kesembuhan pasien penyakit jantung koroner.

4.8 Interpretasi Model Regresi Weibull Pada Data Rawat Inap Pasien Penyakit Jantung Koroner

Interpretasi model regresi Weibull di hitung berdasarkan nilai rasio. Interpretasi model regresi Weibull dilakukan pada kovariat-kovariat yang berpengaruh dan sesuai dengan teori empiris dalam medis. Berdasarkan hasil pengujian secara parsial, kovariat-kovariat yang berpengaruh yaitu kadar kalium (X_1), kadar kolesterol (X_4) dan LDL (X_5). Interpretasi tidak dilakukan untuk kovariat LDL (X_5) karena walaupun kovariat LDL (X_5) berpengaruh terhadap model, tetapi berdasarkan nilai rasio bertentangan dengan teori empiris dalam medis. Hal ini di duga adanya masalah pada data LDL (X_5) sehingga terjadi kontradiksi pada nilai rasio. Nilai rasio regresi *survival* Weibull diberikan pada persamaan (56) dan untuk rasio variabel Kadar kalium (X_1) setelah kenaikan sebesar 1% dan sebelum kenaikan sebesar 1% setiap pasien dapat dilihat pada Tabel 4.8.

Tabel 4.8 Nilai Rasio *Survival* Weibull Variabel Kadar Kalium (X_1)

Pasien	t	$S(t, X)$	$S(t, X X_1 + 1)$	$R_s(X_1)$
1	10	0,2741	0,6224	2,2711
2	9	0,4823	0,7656	1,5874
3	2	0,9985	0,9995	1,0009
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
8	9	0,4415	0,7412	1,6789
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
48	6	0,5131	0,7831	1,5264

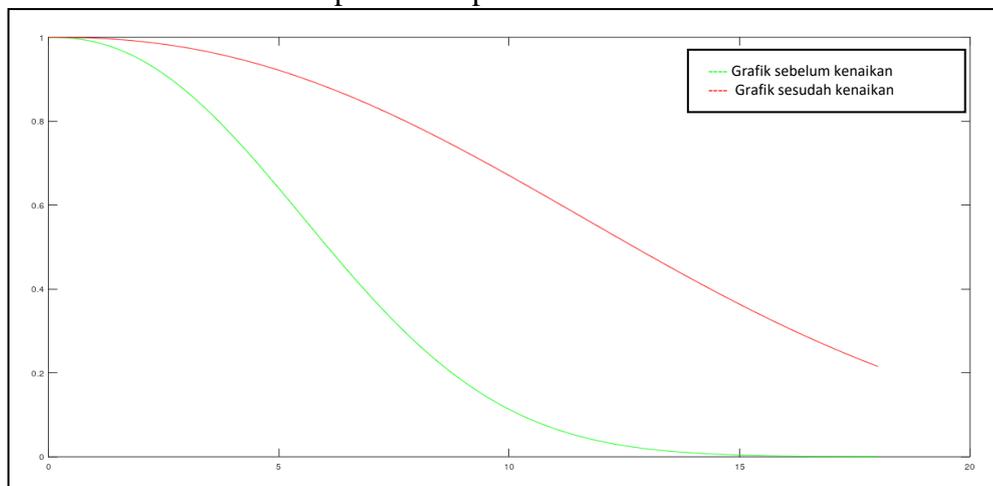
Berdasarkan Tabel 4.8, proses perhitungan rasio regresi *survival* Weibull untuk pasien ke-8 dengan $t = 9, X_1 = 4,1; X_2 = 94; X_3 = 60; X_4 = 422$ dan $X_5 = 268$ sebagai berikut

$$\begin{aligned}
 R_s(X_1) &= \frac{\hat{S}(t|X_1+1)}{\hat{S}(t|X_1)} \\
 &= \frac{\exp\left[-152,5800 \exp\left[(-6,8122 - 1,004(4,1+1) + 0,0645(94))\right]\right]}{\exp\left[-152,5800 \exp\left[(-6,8122 - 1,004(4,1) + 0,0645(94))\right]\right]} \times \\
 &\quad \frac{\exp\left[-152,5800 \exp\left[-0,0057(60) - 0,0148(422) + 0,0233(268)\right]\right]}{\exp\left[-152,5800 \exp\left[-0,0057(60) - 0,0148(422) + 0,0233(268)\right]\right]} \\
 &= 1,6789
 \end{aligned}$$

Berdasarkan hasil perhitungan rasio regresi *survival* Weibull di atas, dapat diinterpretasikan bahwa setiap kenaikan 1% kadar kalium dan diasumsikan nilai variabel lainnya tetap, maka peluang pasien ke-8 penyakit jantung koroner tidak

sembuh setelah dirawat selama 9 hari menjadi 1,6789 kali. Ini berarti peluang tidak sembuh pasien setelah kenaikan 1% kadar kalium naik sebesar 67,89%.

Grafik fungsi *survival* pasien ke-8 sebelum kenaikan dan setelah kenaikan kadar kalium sebesar 1% dapat dilihat pada Gambar 4.3



Gambar 4.3 Grafik Fungsi *Survival* Weibull Sebelum dan Setelah Kenaikan Kadar Kalium (X_t)

Berdasarkan Gambar 4.3, grafik berwarna hijau adalah grafik fungsi *survival* Weibull sebelum kenaikan kadar kalium sebesar 1% dan grafik berwarna merah adalah grafik *survival* Weibull setelah kenaikan kadar kalium sebesar 1%. Grafik berwarna merah terlihat berada di atas grafik berwarna hijau, artinya peluang pasien tidak sembuh yang mengalami kenaikan kadar kalium 1% lebih besar dari pada pasien yang tidak mengalami kenaikan kadar kalium 1%, atau pasien yang mengalami kenaikan kadar kalium 1% lebih lambat sembuh.

Nilai rasio regresi *hazard* Weibull untuk variabel kadar kalium (X_t) setiap pasien berdasarkan rasio regresi *hazard* Weibull yang diberikan pada persamaan (57) dapat dilihat pada Tabel 4.9.

Tabel 4.9 Nilai Rasio *Hazard* Weibull Variabel Kadar kalium (X_t)

Pasien	t	$h(t, X)$	$h(t, X X_1 + 1)$	$R_h(X_1)$
1	10	0,2962	0,1085	0,3663
2	9	0,1854	0,0679	0,3663
3	2	0,0017	0,0006	0,3663
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮

Tabel 4.9 Nilai Rasio *Hazard* Weibull Variabel Kadar kalium (X_t) (lanjutan)

Pasien	t	$h(t, X)$	$h(t, X X_1 + 1)$	$R_h(X_1)$
8	9	0,2079	0,0762	0,3663
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
48	6	0,2581	0,0945	0,3663

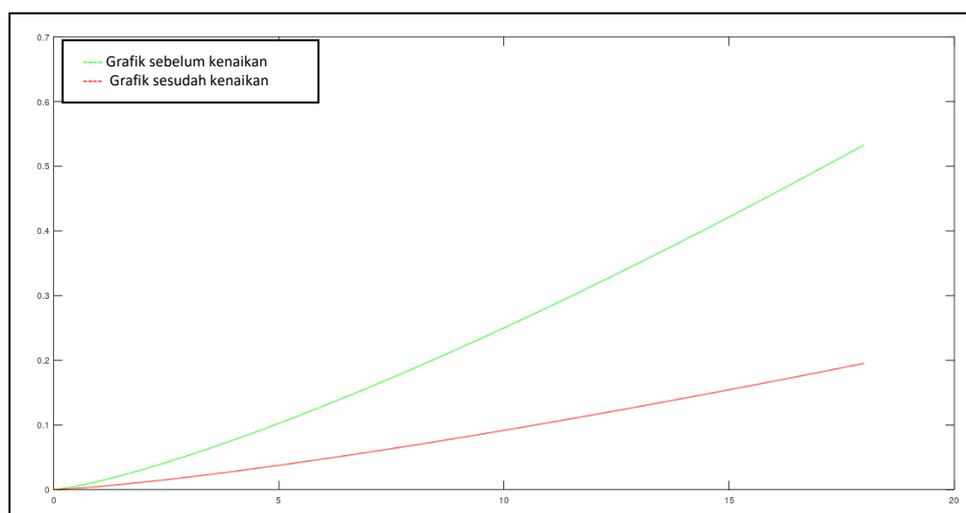
Berdasarkan nilai rasio *hazard* Weibull pada Tabel 4.9 adalah sama, artinya laju kesembuhan setiap pasien sama. Berdasarkan Tabel 4.9 di atas, proses perhitungan nilai rasio regresi *hazard* Weibull untuk pasien ke-8 sebagai berikut

$$R_h(X_1) = \frac{h(t | X_1 + 1)}{h(t)} = \exp[-\hat{\gamma}\hat{\beta}_1] = \exp(-2,2882 \times 0,4389)$$

$$= 0,3663$$

Berdasarkan hasil perhitungan rasio regresi *hazard* Weibull di atas, dapat diinterpretasikan bahwa setiap kenaikan 1% kadar kalium dan diasumsikan nilai variabel lainnya tetap, maka laju kesembuhan pasien penyakit jantung koroner menjadi 0,3663 kali. Ini berarti laju kesembuhan pasien setelah kenaikan 1% kadar kadar kalium menurun sebesar 63,37%.

Grafik fungsi *hazard* pasien ke-8 sebelum kenaikan sebesar 1% dan sesudah kenaikan kadar kalium sebesar 1% dapat dilihat pada Gambar 4.4.



Gambar 4.4 Grafik Fungsi *Hazard* Weibull Sebelum dan Setelah Kenaikan Kadar kalium (X_1)

Berdasarkan Gambar 4.4, grafik berwarna hijau adalah grafik fungsi *hazard* Weibull sebelum kenaikan kadar kalium sebesar 1% dan grafik berwarna merah adalah grafik *hazard* Weibull setelah kenaikan kadar kalium sebesar 1%. Grafik berwarna merah terlihat berada di bawah grafik berwarna hijau, artinya laju kesembuhan pasien yang mengalami kenaikan kadar kalium sebesar 1% lebih kecil dari pada laju kesembuhan pasien yang tidak mengalami kenaikan kadar kalium sebesar 1%.

Nilai rasio regresi *survival* Weibull untuk variabel kadar kolesterol (X_4) untuk setiap pasien berdasarkan rasio regresi *survival* Weibull yang diberikan pada persamaan (56) dapat dilihat pada Tabel 4.10.

Tabel 4.10 Nilai Rasio *Survival* Weibull Variabel Kolesterol (X_4)

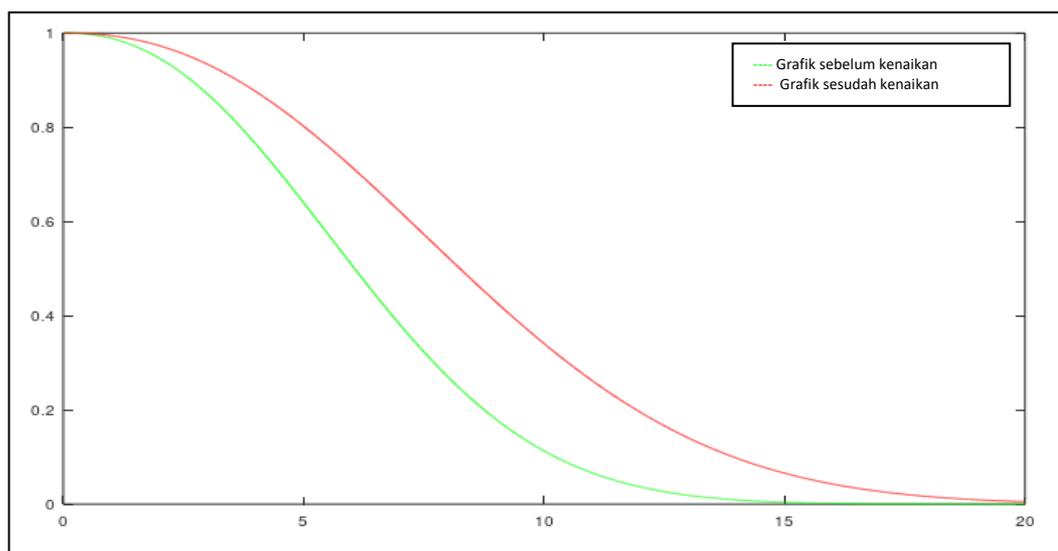
Pasien	t	$S(t, X)$	$S(t, X X_4 + 1)$	$R_s(X_4)$
1	10	0,2741	0,2793	1,0193
2	9	0,4823	0,4875	1,0108
3	2	0,9985	0,9986	1,0000
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
8	9	0,4115	0,4468	1,0121
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
48	6	0,5131	0,5181	1,0099

Berdasarkan Tabel 4.10 di atas proses perhitungan nilai rasio regresi *survival* Weibull untuk pasien ke-8 dengan $t = 9, X_1 = 4,1; X_2 = 94; X_3 = 60; X_4 = 422$ dan $X_5 = 268$ sebagai berikut

$$\begin{aligned}
 R_s(X_4) &= \frac{\hat{S}(t|X_4+1)}{\hat{S}(t|X_4)} \\
 &= \frac{\exp[-152,5800 \exp[(-6,8122 - 1,004(4,1) + 0,0645(94))]]}{\exp[-152,5800 \exp[(-6,8122 - 1,004(4,1) + 0,0645(94))]]} \times \\
 &\quad \frac{\exp[-152,5800 \exp[-0,0057(60) - 0,0148(422+1) + 0,0233(268)]]}{\exp[-152,5800 \exp[-0,0057(60) - 0,0148(422) + 0,0233(268)]]} \\
 &= 1,0121
 \end{aligned}$$

Berdasarkan hasil perhitungan rasio regresi *survival* Weibull, dapat diinterpretasikan bahwa setiap kenaikan 1% kadar kolesterol dan diasumsikan nilai variabel lainnya tetap, maka peluang pasien ke-8 penyakit jantung koroner tidak sembuh setelah dirawat selama 9 hari menjadi 1,0121 kali. Ini berarti peluang tidak sembuh pasien naik sebesar 1,21%.

Grafik fungsi *survival* Weibull pasien ke-8 sebelum kenaikan dan setelah kenaikan kadar kolesterol sebesar 1% dapat dilihat pada Gambar 4.5



Gambar 4.5 Grafik Fungsi *Survival* Weibull Sebelum dan Setelah Kenaikan Kadar Kolesterol (X_4)

Berdasarkan Gambar 4.5, grafik berwarna hijau adalah grafik fungsi *survival* Weibull sebelum kenaikan kadar kolesterol sebesar 1% dan grafik berwarna merah adalah grafik *survival* Weibull setelah kenaikan kadar kolesterol sebesar 1%. Grafik berwarna merah terlihat berada di atas grafik berwarna hijau, artinya peluang tidak sembuh pasien yang mengalami kenaikan kadar kolesterol sebesar 1% lebih besar dari pada pasien yang tidak mengalami kenaikan kadar kolesterol sebesar 1% atau pasien sebelum kenaikan kadar kolesterol 1% lebih cepat sembuh.

Nilai rasio regresi *hazard* Weibull untuk variabel kadar kolesterol (X_4) untuk setiap pasien berdasarkan rasio regresi *hazard* Weibull yang diberikan pada persamaan (57) dapat dilihat pada Tabel 4.11.

Tabel 4.11 Nilai Rasio *Hazard* Weibull Variabel Kadar Kolesterol (X_4)

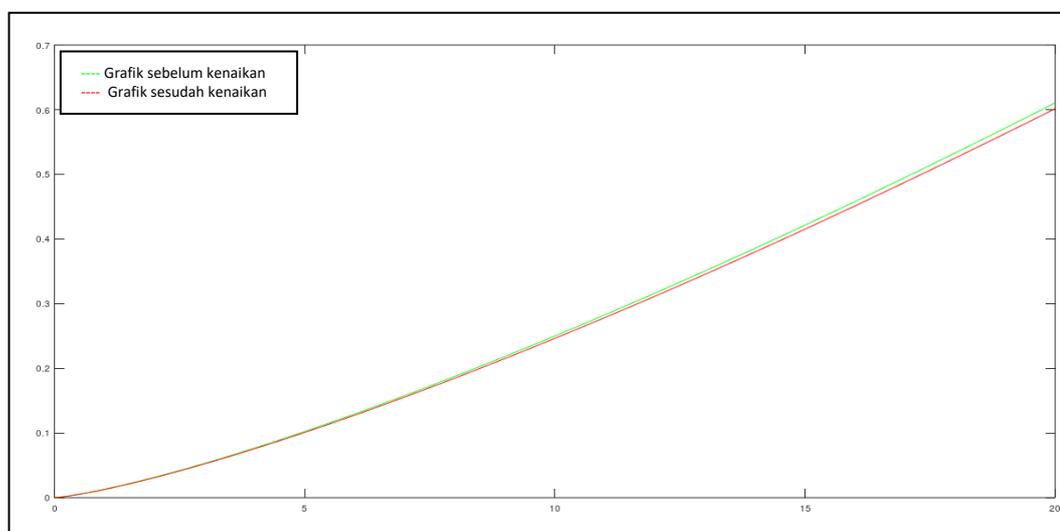
Pasien	t	$h(t, X)$	$h(t, X X_1 + 1)$	$R_h(X_4)$
1	10	0,2962	0,2918	0,9852
2	9	0,1854	0,1827	0,9852
3	2	0,0017	0,0017	0,9852
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
8	9	0,2079	0,2048	0,9852
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
48	6	0,2545	0,2507	0,9852

Berdasarkan nilai rasio *hazard* Weibull pada Tabel 4.11 adalah sama, artinya laju kesembuhan setiap pasien sama. Berdasarkan Tabel 4.11, proses perhitungan nilai rasio regresi *hazard* Weibull untuk pasien ke-8 sebagai berikut

$$R_h(X_1) = \frac{h(t|X_1+1)}{h(t)} = \exp[-\hat{\gamma}\hat{\beta}_1] = \exp(-2,2882 \times 0,0065) = 0,9852$$

Berdasarkan hasil perhitungan rasio regresi *hazard* Weibull, dapat diinterpretasikan bahwa setiap kenaikan 1% kadar kolesterol dan diasumsikan nilai variabel lain tetap, maka laju kesembuhan pasien penyakit jantung koroner menjadi 0,9852 kali. Ini berarti laju kesembuhan pasien dengan kenaikan 1% kolesterol menurun sebesar 1,48%.

Grafik fungsi *hazard* Weibull pasien ke-8 sebelum dan setelah kenaikan kadar kolesterol sebesar 1% dapat dilihat pada Gambar 4.6 di bawah ini.



Gambar 4.6 Grafik Fungsi *Hazard* Weibull Sebelum dan Setelah Kenaikan Kadar Kolesterol (X_4)

Berdasarkan Gambar 4.6, grafik berwarna hijau adalah grafik fungsi *survival* Weibull sebelum kenaikan kolesterol sebesar 1% dan grafik berwarna merah adalah grafik *survival* Weibull setelah kenaikan kolesterol sebesar 1%. Grafik berwarna merah terlihat berada di bawah grafik berwarna hijau, artinya laju kesembuhan pasien yang mengalami kenaikan kolesterol 1% lebih kecil dari pada laju kesembuhan pasien yang tidak mengalami kenaikan kolesterol 1%.

5 KESIMPULAN

Berdasarkan penelitian yang telah dilakukan maka didapatkan kesimpulan yaitu

1. Model regresi *survival* Weibull yang menyatakan peluang pasien tidak sembuh setelah dirawat t hari adalah
$$\hat{S}(t) = \exp\left[-t^{2,2882} \exp\left[-6,8122 - 1,0042X_1 + 0,0645X_2 - 0,0057X_3 - 0,0149X_4 + 0,2333X_5\right]\right]$$
Model regresi *hazard* Weibull yang menyatakan laju (*hazard rate*) kesembuhan pada saat t hari pasien dirawat adalah
$$\hat{h}(t) = 2,2882t^{1,2882} \exp\left[-6,8122 - 1,0042X_1 + 0,0645X_2 - 0,0057X_3 - 0,0149X_4 + 0,2333X_5\right]$$
2. Faktor-faktor yang mempengaruhi peluang pasien tidak sembuh dan laju kesembuhan pasien penyakit jantung koroner adalah variabel kadar kalium (X_1), kadar kolesterol (X_4), dan kadar LDL (X_5).
3. Interpretasi model regresi *survival* Weibull dan model regresi *hazard* Weibull berdasarkan nilai rasio untuk variabel kadar kalium (X_1) dan kadar kolesterol (X_4) yaitu
 - a. setiap kenaikan 1% kadar kalium dan diasumsikan nilai variabel lainnya tetap, maka peluang pasien ke-8 penyakit jantung koroner tidak sembuh setelah dirawat selama 9 hari menjadi 1,6789 kali. Ini berarti peluang tidak sembuh pasien dengan kenaikan 1% kadar kalium naik 67,89%.
 - b. setiap kenaikan 1% kadar kalium dan diasumsikan nilai variabel lainnya tetap, maka laju kesembuhan pasien penyakit jantung koroner menjadi 0,3663 kali. Ini berarti laju kesembuhan pasien dengan kenaikan 1% kadar kalium menurun sebesar 63,37%.
 - c. setiap kenaikan 1% kadar kolesterol dan diasumsikan nilai variabel lainnya tetap, maka peluang pasien ke-8 penyakit jantung koroner tidak sembuh setelah dirawat selama 9 hari menjadi 1,0121 kali. Ini berarti peluang tidak sembuh pasien naik sebesar 1,21%.
 - d. setiap kenaikan 1% kadar kolesterol dan diasumsikan nilai variabel lain tetap, maka laju kesembuhan pasien penyakit jantung koroner menjadi 0,9852 kali. Ini berarti laju kesembuhan pasien dengan kenaikan 1% kadar kolesterol menurun sebesar 1,48%.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Kuntoro. H, (2017). *Analisis Kelangsungan Hidup*. Surabaya. Airlangga: University Press.
- [2] Suyitno.(2017). Penaksiran Parameter dan Pengujian Hipotesis Model Regresi Weibull Univariat. *Jurnal Eksponensial*.8(2), 179-184.
- [3] Riskesdes. (2019). Hari Jantung Sedunia (HJS) Tahun 2019 : Jantung Sehat, SDM Unggul. <http://p2ptm.kemkes.go.id/kegiatan-p2ptm/pusat-/hari-jantung-sedunia-hjs-tahun-2019-jantung-sehat-sdm-unggul> (diakses pada tanggal, 23 September 2020).
- [4] Lee, E.T. & Wang, J.W. (2003). *Statistical Methods for Survival Data Analysis 3rd Edition*. New Jersey : John Wiley & Son, Inc.
- [5] Gustiani, Mega., Suyitno., & Nasution, Yuki. (2019). Pengaplikasian Model Regresi Weibull Univariat Pada Data Waktu (Tersensor Kanan) Rawat Inap Pasien DBD di RS Dirgahayu Samarinda. *Jurnal Eksponensial*. 5(158-163)

- [6] Mufidah, A. S., & Purhadi. (2016). Analisis *Survival* Pada Pasien Demam Berdarah Dengue (DBD) di RSUD Haji Surabaya Menggunakan Model Regresi Weibull. *Jurnal Sains dan Seni*. 5(2), 301-306.
- [7] Widarjono, A. (2007). *Ekonometrika: Teori dan Aplikasi Untuk Ekonomi dan Bisnis*. Yogyakarta : Ekonisia.
- [8] Ghozali, Imam. (2013). *Aplikasi Analisis Multivariat dengan Program IBM SPSS*. Semarang: Badan Penerbit Universitas Diponegoro
- [9] Hosmer, D.W, Lemeshow, S & May, S. (2008). *Applied Survival Analysis : Regression Modelling of Time-to-Event Data. 2nd Edition*. New Jersey: John Wilsey & Sons.
- [10] Coronary Artery Disease (CAD). (2015). *Center of Disease Control and Prevention*. https://www.cdc.gov/heartdisease/coronary_ad.htm (diakses pada tanggal, 04 Oktober 2020)
- [11] Yaswir, Rismawati., & Ferawati, Ira. (2012). Fisiologi dan Gangguan Keseimbangan Natrium, Kalium dan Klorida Serta Pemeriksaan Laboratorium. *Jurnal Kesehatan Andalas*.1(2), 80-85.
- [12] Harjoeno, H. (2006). Perubahan Kadar Natrium dan Kalium Serum Akibat Pemberian Glukosa 40% pada latihan Fisik Akut. *Sari Pediatri*. 10(2),79-80.
- [13] Rustika., & Oemiati, Ratih. (2014). Penyakit Jantung Koroner (PJK) dengan Obesitas di Kelurahan Kebon Kelapa, Bogor (Baseline Studi Kohor Faktor Risiko PTM). *Buletin Penelitian Sistem Kesehatan*. 17(4), 385-393.
- [14] Lisiswanti, Rika., & Dananda, Dea Nur Aulia. (2016). Upaya Pencegahan Hipertensi. *Jurnal Majority*. 5(3), 50-54.
- [15] Ariandiny, Meidiza., Afriwardi, & Syafri. (2014). Gambaran Tekanan Dara pada Pasien Sindrom Koroner Akut di RS Khusus Jantung Sumatra Barat Tahun 2011-2012. *Jurnal Kesehatan Andalas*. 3(2), 191-195.
- [16] Triharyanto, Bangun. (2020). *Cara Mudah Mengontrol Kolesterol*. Jakarta : Kreatif Prima.
- [17] Kasron. (2012). *Kelainan dan Penyakit Jantung Pencegahan Serta Pengobatannya*. Yogyakarta: Nuha Medika.
- [18] Wihastuti, Titin Andri., Andini, Sri., & Heriansyah, Teuku. (2016). *Patologi Dasar Keperawatan Penyakit Jantung Koroner: Inflamasi Vaskuler*. Malang: UB Press.
- [19] Collet, D. (1994). *Modelling Survival Data in Medical Research*. London : Chapman & Hall.