

Evaluating Determinants Of Survival Time In Heart Failure Patients Using Cox Proportional Hazards Regression

Fajri Juli Rahman Nur Zendrato, Tessy Octavia Mukhti*, Sarmilah, Razita Nur Amalina, dan Rosa Salsabila Azarine

Departemen Statistika, Universitas Negeri Padang, Padang, Indonesia

*Corresponding author: tessyoctaviam@fmipa.unp.ac.id

Submitted : 30 June 2025
Revised : 16 March 2026
Accepted : 30 Agustus 2026

ABSTRACT

Heart failure represents a severe chronic cardiovascular disorder and remains a major contributor to global mortality rates. Identifying specific risk factors that impact patient survivability is crucial for enhancing clinical interventions. This research investigates the determinants influencing the survival duration of heart failure patients by applying the Cox Proportional Hazards (Cox PH) regression approach. The primary objective of this study is to provide information on the main causes of heart failure and the factors that can influence the condition. Utilizing a secondary dataset of 299 patient records sourced from Kaggle, the study analyzed several variables, including age, gender, anemia, diabetes, smoking habits, and hypertension. The analytical findings reveal that age serves as the most critical determinant; individuals older than 65 face a 2.04 times greater mortality risk than younger cohorts. Furthermore, comorbidities such as anemia and hypertension significantly elevate this risk, presenting hazard ratios of 1.44 and 1.46, respectively. These outcomes emphasize the critical role of age and pre-existing medical conditions in the prognosis of heart failure, offering valuable perspectives for medical practitioners to design targeted therapeutic strategies that prolong patient survival.

Keywords: Heart Failure, Regression, Cox Proportional Hazard



This is an open access article under the Creative Commons 4.0 Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in medium, provided the original work is properly cited. ©2022 by author and Universitas Negeri Padang.

I. PENDAHULUAN

Kondisi gagal jantung merujuk pada sindrom klinis yang kompleks yang terjadi akibat adanya abnormalitas pada struktur maupun fungsi jantung sehingga kemampuannya dalam memompa darah menjadi tidak optimal (Prahasti & Fauzi, 2021; Metra & Teerlink, 2017; PERKI, 2015). Gangguan ini bermula dari pelemahan otot dinding jantung yang berdampak pada ketidakmampuan jantung untuk memenuhi kebutuhan sirkulasi darah ke seluruh tubuh (Purbianto & Agustanti, 2015; Yancy et al, 2013). Dalam dua dekade terakhir, penyakit kardiovaskular ini terus menempati posisi teratas sebagai penyebab kematian global (*World Health Organization*, 2020). Berdasarkan data dari *Global Health Data Exchange* (GHDx) pada tahun 2020, tercatat lebih dari 64 juta individu yang terindikasi mengalami gagal jantung dengan angka kematian mencapai 9,91 juta dan menelan biaya perawatan hingga ratusan miliaran dolar (Lippi & Sanchis-gomar, 2020).

Tingkat mortalitas atau kematian pada pasien penderita gagal jantung sangat bervariasi karena dipengaruhi oleh bermacam faktor. Pasien yang termasuk dalam kelompok lanjut usia (lansia) diketahui memiliki kondisi yang lebih rentan dan menghadapi risiko kematian yang lebih tinggi dibandingkan dengan pasien pada kelompok usia muda (Krittayaphong et al., 2018). Hal ini berbanding lurus dengan penurunan kualitas hidup penderita gagal jantung secara signifikan seiring dengan bertambahnya usia (Akhmad et al., 2016). Selain usia, penelitian sebelumnya juga mencatat bahwa probabilitas kematian pasien laki-laki penderita gagal jantung cenderung lebih besar daripada pasien perempuan (Dewan et al., 2019).

Risiko kematian pasien juga dipengaruhi oleh keberadaan penyakit penyerta (komorbid) seperti anemia, diabetes, dan hipertensi yang turut memperparah prognosis pasien. Anemia merupakan komorbiditas atau kondisi medis yang sering dialami oleh pasien gagal jantung dan memberikan hasil jangka panjang yang lebih buruk. Meskipun penyebab anemia pada gagal jantung tidak jelas, bukti yang ada menunjukkan bahwa disfungsi ginjal, bersama dengan aktivasi sitokin neurohormonal dan proinflamasi pada gagal jantung, mendukung perkembangan anemia penyakit kronis, dengan penggunaan zat besi yang tidak memadai, produksi eritropoietin yang tidak tepat,

dan fungsi sumsum tulang yang menurun (Anand et al., 2008). Hal inilah yang menjadi penyebab anemia menjadi salah satu faktor penyebab kematian pasien gagal jantung.

Sementara itu, penderita diabetes memiliki rekam jejak prognosis yang lebih membahayakan jika dibandingkan dengan pasien non diabetes (Lehrke & Marx, 2017). Ketidakstabilan kadar gula darah pada penderita gagal jantung kongestif terbukti memiliki peluang kematian yang lebih tinggi (Kattel et al., 2017). Hal ini berdasarkan dengan data eksperimen yang menunjukkan bahwa terdapat banyak gangguan pada fungsi sistolik dan diastolik jantung pada pasien dengan diabetes, dan ada peningkatan kesadaran bahwa pasien mengalami gagal jantung terlepas dari adanya penyakit arteri koroner atau faktor – faktor risiko terkaitnya. Kondisi ini diperberat jika pasien memiliki hipertensi yang memaksa jantung memompa lebih kuat, memicu hipertrofi ventrikel, dan mempercepat kegagalan fungsi jantung (Priandani et al., 2024)

Di samping faktor lainnya, kebiasaan merokok merupakan salah satu aspek gaya hidup yang berperan besar dalam meningkatkan risiko penyakit kardiovaskular. Hasil penelitian Purbianto dan Dwi Agustanti pada tahun 2020 di RSUD Dr. H. Abdul Moeloek Provinsi Lampung menemukan bahwa 64,6% pasien gagal jantung merupakan perokok. Hal tersebut menunjukkan bahwa pasien gagal jantung yang memiliki kebiasaan merokok cenderung menghadapi risiko yang lebih besar untuk mengalami kondisi yang lebih berat dibandingkan dengan pasien yang tidak merokok (Priandani et al., 2024). Selain itu juga, penelitian Purbianto & Agustianti (2017) menjelaskan bahwa faktor lain penyebab gagal jantung adalah usia, jenis kelamin, riwayat tekanan darah tinggi (hipertensi), dan juga kadar gula dalam darah (diabetes).

Berdasarkan penelitian sebelumnya tersebut, maka diperlukan sebuah metode analisis statistik yang akurat untuk mengidentifikasi variabel – variabel penentu lamanya waktu keselamatan (*survival*) pasien penderita gagal jantung. Penelitian yang dilakukan oleh Rahmadani et al. (2026) tentang analisis faktor-faktor yang mempengaruhi kelangsungan hidup pada wanita yang memiliki kanker payudara menggunakan *Cox Proportional Hazard* (Cox PH) memperoleh hasil bahwa faktor tindakan *mastectomy* sangat berhubungan dengan penurunan risiko kematian pada pasien. Selain itu juga, penelitian yang dilakukan oleh Izdiharti Noni Pertiwi dan Santi Wulan Purnami (2020) tentang penggunaan regresi Cox PH pada analisis survival pasien kanker otak di *C-Tech Labs Edwar Technology* Tangerang menunjukkan bahwa variabel frekuensi konsultasi dan status radioterapi sangat berpengaruh terhadap waktu survival pasien kanker otak yang menjalani terapi ECCT.

Berdasarkan uraian tersebut, penelitian ini menggunakan metode regresi Cox PH. Analisis Regresi Cox PH merupakan salah satu metode yang dapat digunakan untuk mengidentifikasi faktor penentu waktu bertahan hidup pasien. Model ini memungkinkan peneliti untuk mengevaluasi hubungan antara faktor risiko dan waktu hingga terjadinya peristiwa tertentu, seperti kematian, sambil memperhitungkan pengaruh variabel lain secara simultan. Penelitian ini bertujuan untuk mengevaluasi faktor penentu waktu lama bertahan hidup pasien gagal jantung dengan menggunakan Analisis Regresi *Cox Proportional Hazard*. Diharapkan hasilnya dapat memberikan wawasan baru dalam penanganan penyakit gagal jantung serta dapat meningkatkan kualitas hidup pasien.

II. METODE PENELITIAN

A. Sumber Data dan Variabel Penelitian

Basis data sekunder yang digunakan dalam penelitian ini mengintegrasikan 299 sampel rekam medis mengenai prediksi gagal jantung yang diperoleh secara legal via *Kaggle*. Guna mempermudah pemahaman mengenai instrumen data, komponen variabel yang digunakan sepenuhnya dipaparkan di dalam Tabel 1.

Tabel 1. Variabel – variabel Penelitian

Variabel	Atribut	Level/Taraf	Keterangan
X_1	Usia	0	< 65 tahun
		1	$\geq$ 65 tahun
X_2	Jenis Kelamin	0	Perempuan
		1	Laki-laki
X_3	Anemia	0	Tidak Mengalami Anemia
		1	Mengalami Anemia
X_4	Diabetes	0	Tidak Menderita Diabetes
		1	Menderita Diabetes
X_5	Merokok	0	Tidak Merokok
		1	Merokok
X_6	Hipertensi	0	Tidak Hipertensi
		1	Hipertensi

B. Teknik Analisis Data

Pengolahan data dalam studi ini diselesaikan melalui pendekatan regresi Cox PH. Regresi Cox PH sendiri merupakan metode statistik berbasis analisis ketahanan hidup (*survival analysis*) yang dirancang untuk menguji pengaruh satu atau beberapa variabel bebas terhadap rentang waktu sampai terjadinya peristiwa tertentu. Lebih lanjut, pemodelan ini diaplikasikan untuk menganalisis interaksi antara variabel independen dengan waktu penyembuhan atau keselamatan objek, serta mengukur besaran *Hazard Ratio* (HR) pada masing-masing faktor risiko.

Analisis data dilakukan dengan menggunakan *software R Studio* dengan tahapan pengujian analisis data yang dilakukan sebagai berikut.

1. Uji Distribusi dan Asumsi PH

Langkah awal sebelum memperkirakan parameter model regresi Cox PH adalah dengan terlebih dahulu melakukan uji distribusi dan asumsi *proportional hazard* (PH). Distribusi waktu bertahan hidup harus dideteksi untuk membentuk fungsi *Hazard*, sedangkan pengujian distribusi data dilakukan dengan menggunakan uji kolmogorov-Smirnov dengan melihat *p-value*. Apabila nilai *p-value* lebih besar dari taraf signifikansi (0,05), maka hipotesis nol ditolak yang berarti bahwa data berasal dari distribusi teoritis (Weibull, Eksponensial, atau Lognormal). Uji Kolmogorov-Smirnov menggunakan statistik uji:

$$D_n = \sup_x |F_n(x) - F_0(x)| \quad (1)$$

dengan:

- D_n = statistik uji Kolmogorov-Smirnov
- $F_n(x)$ = fungsi distribusi kumulatif empiris dari sampel
- $F_0(x)$ = fungsi distribusi kumulatif teoritis
- $\sup$ = nilai maksimum dari selisih absolut kedua fungsi distribusi.

Asumsi PH mensyaratkan bahwa *Hazard Ratio* adalah konstan dari waktu ke waktu, atau dengan kata lain, *hazard* untuk satu individu sebanding dengan *hazard* untuk individu lainnya, dimana konstanta proporsionalitas tidak bergantung pada waktu. Untuk uji asumsi PH digunakan uji *Global test*, yaitu uji Wald untuk menguji interaksi antara variabel independen dan waktu, dimana jika interaksi antara variabel independen dan waktu signifikan atau *p-value* < 0,05, maka menunjukkan bahwa efek dari variabel independen terhadap risiko kejadian berubah seiring waktu, sehingga asumsi PH tidak terpenuhi. Uji Wald menggunakan statistik uji:

$$W^2 = \frac{(\hat{\beta}_1)^2}{(\text{SE}(\hat{\beta}_1))^2} \quad (2)$$

dimana:

$$\text{SE}(\hat{\beta}_1) = \sqrt{\widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}_1)} \quad (3)$$

Tolak H_0 jika $W_{hit}^2 > \chi_{1,\alpha}^2$ atau *p-value* > α .

2. Estimasi Parameter dan Uji Parameter

Pemodelan *Cox Proportional Hazards* (Cox PH) bertujuan untuk mengetahui hubungan antara waktu *survival* dan faktor-faktor yang diperkirakan memengaruhi waktu tersebut. Estimasi parameter dalam model ini diperoleh dengan menerapkan metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE) berdasarkan fungsi *likelihood*:

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^r \frac{\exp(\beta_{x(i)})}{\sum_{i \in R(t_i)} \exp(\beta_{x(i)})} \quad (4)$$

Pada persamaan tersebut, $x_{(i)}$ diartikan sebagai vektor variabel dari individu yang mengalami peristiwa kegagalan pada waktu ke- i dengan waktu kejadian t_i . Sementara itu, $R(t_i)$ merupakan himpunan seluruh individu yang masih memiliki risiko mengalami kegagalan pada waktu t_i . Sesudah fungsi *likelihood* diperoleh, proses analisis dilanjutkan dengan membentuk fungsi $\ln$ *likelihood*,

$$\ln L(\beta) = \ln \left(\prod_{j=1}^r \frac{\exp(\sum_{j=1}^p \beta_j x_{j(i)})}{\sum_{i \in R(t_i)} \exp(\beta_j x_{j1})} \right) = \sum_{i=1}^k \left[\left(\sum_{j=1}^p \beta_j x_{j(i)} \right) - \ln \left(\sum_{i \in R(t_i)} \exp(\beta_j x_{j1}) \right) \right] \quad (5)$$

Kemudian cari turunan pertama sama dengan nol.

$$\sum_{i=1}^k \left[\left(\sum_{j=1}^p x_{j(i)} \right) - \frac{\sum_{1 \in R(t_i)} x_{j1} \exp(\sum_{j=1}^p \beta_j x_{j1})}{\sum_{1 \in (t_i)} \exp(\sum_{j=1}^p \beta_j x_{j1})} \right] = 0 \quad (6)$$

Dan cari untuk turunan kedua.

$$\sum_{i=1}^k \left[\frac{(\sum_{1 \in R(t_i)} \exp(\sum_{j=1}^p \beta_j x_{j1}) \sum_{j=1}^p \beta_j x_{j1})^2}{(\sum_{1 \in R(t_i)} \exp(\beta_j x_{j1}))^2} - \frac{\sum_{1 \in R(t_i)} \exp(\sum_{j=1}^p \beta_j x_{j1}) (\sum_{j=1}^p \beta_j x_{j1})^2}{\sum_{1 \in R(t_i)} \exp(\beta_j x_{j1})} \right] \quad (7)$$

Karena persamaan tersebut tidak memiliki bentuk tertutup (*closed-form*), estimasi parameter dilakukan menggunakan metode numerik, yaitu dengan iterasi Newton-Raphson. Pada iterasi ke- $(c + 1)$, nilai parameter diperbarui menggunakan rumus:

$$(\hat{\beta}_{c+1})_{p \times 1} = \hat{\beta}_c - I^{-1}(\hat{\beta}_c)_{p \times p} U(\hat{\beta}_c)_{p \times 1} \quad (8)$$

Iterasi akan berhenti jika, $\|(\hat{\beta}_{c+1}) - \hat{\beta}_c\| \leq \epsilon$, dimana ϵ sangat kecil (konvergen).

Pengujian parameter melibatkan uji simultan dan uji parsial. Uji simultan menggunakan statistik uji:

$$G = -2[\ln L(0) - \ln L(\hat{\beta}_k)] \quad (9)$$

Uji parsial menggunakan statistik uji:

$$W = \left| \frac{\hat{\beta}_k}{SE(\hat{\beta}_k)} \right|^2 \quad (10)$$

Dengan $\hat{\beta}_k$ merupakan koefisien dari estimasi parameter dan $SE(\hat{\beta}_k)$ standar *error* estimasi parameter.

3. Pemilihan Model Terbaik

Tahapan setelah estimasi parameter dan pengujian signifikansi variabel adalah membangun sejumlah model yang kemudian dibandingkan untuk memperoleh model terbaik. Penentuan model terbaik pada penelitian ini didasarkan pada nilai *Akaike Information Criterion* (AIC) terkecil. Proses seleksi model dilakukan menggunakan metode *Backward Selection*, yakni dengan mengeluarkan variabel secara bertahap mulai dari variabel dengan tingkat signifikansi terendah atau nilai *p-value* terbesar. Model yang memiliki nilai AIC paling rendah dipilih sebagai model terbaik.

$$AIC = -2\log \hat{L} + 2P \quad (11)$$

Model Cox PH mengasumsikan bahwa fungsi laju bahaya dapat direpresentasikan sebagai kombinasi linier parametrik dari faktor risiko.

$$h(t) = h_0(t) \times \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k) \quad (12)$$

4. Rasio Hazard

Hazard ratio merupakan salah satu parameter utama dalam analisis *survival* karena digunakan untuk menunjukkan besarnya risiko terjadinya suatu kejadian. Nilai *hazard ratio* diperoleh dengan membandingkan kondisi variabel independen X antara individu yang termasuk dalam kelompok sukses dan kelompok gagal.

Diasumsikan bahwa X merupakan variabel independen dengan dua kelompok kategori, misalnya kategori 0 dan kategori 1. Relasi antara variabel X dan fungsi *hazard* $h(t)$ dapat dirumuskan melalui persamaan $h(t | x) = h_0(t)e^{\beta x}$ kemudian persamaan tersebut digunakan dalam analisis untuk melihat pengaruh variabel independen terhadap risiko terjadinya suatu peristiwa:

Fungsi *Hazard* individu dengan $x = 1$:

$$h_0(t|x = 1) = h_0(t)e^{\hat{\beta} \cdot 1} = h_0(t)e^{\hat{\beta}} \quad (13)$$

Fungsi *Hazard* individu dengan $x = 0$:

$$h_0(t|x = 0) = h_0(t)e^{\hat{\beta} \cdot 0} = h_0(t) \quad (14)$$

Rasio *Hazard* untuk individu dengan $x = 0$ dibandingkan dengan $x = 1$ adalah:

$$\text{Hazard Ratio} = \frac{h_0(t|x = 0)}{h_0(t|x = 1)} = \frac{h_0(t)}{h_0(t)e^{\hat{\beta}}} = e^{-\hat{\beta}} \quad (15)$$

III. HASIL DAN PEMBAHASAN

A. Uji Distribusi dan Asumsi PH

Uji distribusi asumsi dalam waktu survival diperoleh *p-value* bernilai lebih kecil dari pada $\alpha = 0,05$. Artinya data tidak mengikuti distribusi Ekspensial, Lognormal, ataupun Weibull. Berdasarkan uji asumsi distribusi data dalam data waktu survival yang ditunjukkan pada Tabel 2, data tidak mengikuti salah satu dari distribusi tersebut, maka data akan dianalisis dengan menggunakan model semiparametrik menggunakan Regresi Cox PH.

Tabel 2. Uji Asumsi Distribusi dalam Data Waktu Survival

Distribusi	<i>p-value</i>
Ekspensial	0,00
Lognormal	0,00
Weibull	0,00

Untuk uji asumsi *Proportional Hazard* (PH) digunakan uji *Global test*. Pada Tabel 3 terlihat hasil uji global untuk tiap variabel. Uji asumsi terpenuhi jika *p-value* bernilai lebih besar dari $\alpha = 0,05$. Disimpulkan bahwa asumsi PH terpenuhi untuk semua variabel bebas.

Tabel 3. *p-value* untuk *Global Test*

Variabel	<i>p-value</i>
Usia (X_1)	0,16
Jenis Kelamin (X_2)	0,43
Anemia (X_3)	0,57
Diabetes (X_4)	0,90
Merokok (X_5)	0,46
Hipertensi (X_6)	0,61
GLOBAL	0,68

B. Estimasi Parameter dan Uji Parameter

Estimasi parameter dalam model ini dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE). Berdasarkan hasil pengujian simultan, diperoleh nilai uji *Likelihood* parsial sebesar 18,97 dan *p-value* sebesar 0,004. Nilai tersebut lebih kecil dibandingkan tingkat signifikansi $\alpha = 0,05$, sehingga menunjukkan bahwa terdapat setidaknya satu variabel yang memiliki pengaruh signifikan. Hasil ini mengindikasikan bahwa model secara keseluruhan memberikan kontribusi dalam menjelaskan waktu bertahan hidup pasien gagal jantung.

Berdasarkan hasil pengujian parsial pada Tabel 4, diketahui bahwa hanya variabel usia dan hipertensi yang memiliki nilai *p-value* $< \alpha = 0,05$. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa usia dan hipertensi merupakan faktor yang berpengaruh signifikan terhadap lama waktu bertahan hidup pasien gagal jantung, sementara variabel lainnya tidak memberikan pengaruh yang bermakna.

Tabel 4. Hasil uji parsial untuk semua variabel

Variabel	$\hat{\beta}$	<i>p-value</i>	Keterangan
Usia (X_1)	0,72	0,00	Signifikan
Jenis Kelamin (X_2)	0,01	0,95	Tidak Signifikan
Anemia (X_3)	0,34	0,10	Tidak Signifikan
Diabetes (X_4)	-0,04	0,84	Tidak Signifikan
Merokok (X_5)	-0,01	0,96	Tidak Signifikan
Hipertensi (X_6)	0,44	0,04	Signifikan

C. Pemilihan Model Terbaik

Berdasarkan Tabel 5 menunjukkan bahwa model terbaik yang terbentuk adalah model 4, dimana ini terdiri dari tiga variabel independen yaitu variabel usia (X_1), anemia (X_3), dan hipertensi (X_6) dengan nilai AIC terkecil yaitu sebesar 1005,71.

Tabel 5. Nilai AIC untuk Pemilihan Model Terbaik

Model	Variabel	AIC
1	Semua variabel	1011,44
2	Tanpa variabel merokok (X_5)	1009,49
3	Tanpa variabel jenis kelamin (X_2) dan merokok (X_5)	1007,68
4	Tanpa variabel jenis kelamin (X_2), diabetes (X_4), dan merokok (X_5)	1005,71

Setelah dilakukan pemilihan model terbaik maka didapatkan model terbaik yaitu model dengan tiga variabel independen variabel usia (X_1), anemia (X_3), dan hipertensi (X_6). Dari hasil estimasi parameter pada Tabel 6, model regresi Cox PH terbaik yang digunakan adalah:

$$h(t) = h_0(t)e^{(0,71X_1 + 0,36X_3 + 0,38 X_6)} \quad (16)$$

Tabel 6. Parameter Regresi Cox PH dari Model Terbaik

Variabel	$\hat{\beta}$	<i>p-value</i>
Usia (X_1)	0,71	0,00
Anemia (X_3)	0,36	0,08
Hipertensi (X_6)	0,38	0,07

Berdasarkan Tabel 6 di atas dapat diketahui bahwa variabel usia (X_1) merupakan faktor risiko yang paling kuat dan signifikan dengan nilai koefisien ($\hat{\beta}$) sebesar 0,71. Artinya adalah setiap kenaikan satu satuan pada usia meningkatkan *hazard ratio* sebesar $\exp(0,71) \approx 2,03$ kali lipat risiko penyakit gagal jantung. Kemudian variabel anemia (X_3) dan hipertensi (X_6) memiliki pengaruh risiko penyakit gagal jantung tetapi memiliki signifikan yang lemah dengan nilai koefisien ($\hat{\beta}$) yaitu 0,36 dan 0,38 yang lebih kecil dari nilai koefisien ($\hat{\beta}$) pada variabel usia (X_1).

D. Rasio Hazard

Pada Tabel 7, variabel usia dengan kategori kurang dari 65 tahun dan diatas 65 tahun memiliki rasio *hazard* 2,04. Nilai ini berarti bahwa tingkat terjadi gagal jantung pada pasien yang berusia diatas 65 tahun adalah 2.04 kali dibandingkan dengan pasien yang berusia dibawah 65 tahun. Oleh sebab itu, pasien dengan usia lebih dari 65 tahun mempunyai kemungkinan lebih tinggi untuk mengalami gagal jantung dibandingkan pasien yang usianya di bawah 65 tahun. Kondisi ini sesuai dengan hasil analisis sebelumnya yang memperlihatkan adanya keterkaitan signifikan antara usia dan risiko gagal jantung. Hasil penelitian ini sejalan dengan penelitian yang dilakukan oleh Purbianto & Agustianti (2017) pada tahun 2017 yang menyatakan bahwa pasien berusia di atas 40 tahun memiliki kecenderungan lebih tinggi mengalami gagal jantung. Dalam penelitian tersebut, sebanyak 49 dari 97 responden dilaporkan mengalami gagal jantung. Temuan ini menunjukkan bahwa peningkatan usia dapat menyebabkan penurunan fungsi jantung sehingga risiko terjadinya gagal jantung juga semakin meningkat. Sementara itu, pada variabel anemia dan hipertensi diperoleh nilai rasio *hazard* masing-masing sebesar 1,44 dan 1,46. Nilai tersebut menunjukkan bahwa pasien yang mengalami anemia dan hipertensi memiliki risiko lebih besar mengalami gagal jantung dibandingkan pasien yang tidak mengalami anemia maupun hipertensi.

Tabel 7. Rasio Hazard untuk Usia, Anemia dan Hipertensi

Variabel	$\hat{\beta}$	Rasio Hazard ($e^{-\hat{\beta}}$)
Usia (X_1)	0,71	2,04
Anemia (X_3)	0,36	1,44
Hipertensi (X_6)	0,38	1,46

Berdasarkan hasil analisis pada Tabel 7, diperoleh pemodelan regresi Cox PH pada kasus gagal jantung sebagai berikut.

$$h(t) = h_0(t)e^{(0,71 \text{ usia} + 0,36 \text{ anemia} + 0,38 \text{ hi})} \quad (17)$$

Berdasarkan model Cox PH diatas, nilai $h(t)$ menunjukkan probabilitas pasien mengalami gagal jantung pada waktu tertentu. Nilai $h_0(t)$ menunjukkan tingkat risiko dasar terjadinya gagal jantung ketika semua variabel independen bernilai nol. Sedangkan untuk nilai $e^{(0,71 \text{ usia} + 0,36 \text{ anemia} + 0,38 \text{ hiper})}$ menunjukkan pengaruh kombinasi dari variabel usia, anemia dan hipertensi terhadap risiko terjadinya gagal jantung. Pada model, variabel usia, anemia, dan hipertensi berkontribusi terhadap peningkatan risiko gagal jantung. Usia

memiliki pengaruh paling signifikan terhadap risiko terjadinya gagal jantung dengan koefisien tertinggi yaitu 0,71 kemudian diikuti dengan hipertensi dan anemia dengan koefisien masing-masing 0,38 dan 0,36.

IV. KESIMPULAN

Berdasarkan dari analisis yang digunakan menggunakan analisis regresi *Cox Proportional Hazard* (Cox PH) pada data rekam medis pasien gagal jantung diperoleh model regresi Cox PH optimal yaitu $h(t) = h_0(t)e^{(0,71 \text{ usia} + 0,36 \text{ anemia} + 0,38 \text{ hipertensi})}$. Model ini menunjukkan probabilitas pasien yang mengalami gagal jantung seiring berjalannya waktu yang signifikan dipengaruhi oleh variabel usia, anemia, dan hipertensi yang berkontribusi terhadap peningkatan risiko gagal jantung. Usia merupakan variabel dengan koefisien tertinggi, yaitu sebesar 0,71, sedangkan hipertensi dan anemia memiliki koefisien masing-masing sebesar 0,38 dan 0,36. Hasil penelitian menunjukkan bahwa usia menjadi faktor yang memberikan pengaruh paling besar terhadap risiko gagal jantung. Dengan kata lain, pasien gagal jantung yang berusia di atas 65 tahun memiliki kemungkinan mengalami kematian yang lebih tinggi dibandingkan pasien yang berusia di bawah 65 tahun. Oleh karena itu, hasil analisis ini diharapkan dapat mendukung pengembangan berbagai strategi untuk mengurangi risiko kematian, terutama pada pasien lanjut usia. Untuk peneliti selanjutnya dapat juga mempertimbangkan faktor-faktor lain yang memiliki berkemungkinan di masa depan dapat menyebabkan kematian akibat penyakit gagal jantung.

DAFTAR PUSTAKA

- Akhmad, A., Primanda, Y., & Istanti, Y. (2016). Kualitas hidup pasien gagal jantung kongestif (GJK) berdasarkan karakteristik demografi. *Jurnal Keperawatan Soedirman*, 11(1), 27–34.
- Anand, I., MD, FACC, & FRCP. (2008). Anemia and Chronic Heart Failure : Implications and Treatment Options. *Journal of the American College of Cardiology*, 52(7). <https://doi.org/10.1016/j.jacc.2008.04.044>
- Dewan, P., Rørth, R., Raparelli, V., Campbell, R. T., Shen, L., Jhund, P. S., Petrie, M. C., Anand, I. S., Carson, P. E., Desai, A. S., Granger, C. B., Køber, L., Komajda, M., Mckelvie, R. S., Meara, E. O., Pfeffer, M. A., Pitt, B., Solomon, S. D., Swedberg, K., ... McMurray, J. J. V. (2019). *Circulation : Heart Failure Sex-Related Differences in Heart Failure With Preserved Ejection Fraction*. December, 1–10. <https://doi.org/10.1161/CIRCHEARTFAILURE.119.006539>
- Kattel, S., Kasai, T., & Matsumoto, H. (2017). Association between elevated blood glucose level on admission and long-term mortality in patients with acute decompensated heart failure. *Journal of Cardiology*, 69(4), 619–624. <https://doi.org/10.1016/j.jjcc.2016.05.013>
- Krittayaphong, R., Karaketklang, K., Yindeengam, A., & Janwanishstaporn, S. (2018). Heart failure mortality compared between elderly and non-elderly Thai patients. *Journal of Geriatric Cardiology*, 15, 718–724. <https://doi.org/10.11909/j.issn.1671-5411.2018.12.006>
- Lehrke, M., & Marx, N. (2017). Diabetes Mellitus and Heart Failure. *The American Journal of Cardiology*, 120(1), S37–S47. <https://doi.org/10.1016/j.amjcard.2017.05.014>
- Lippi, G., & Sanchis-gomar, F. (2020). Global epidemiology and future trends of heart failure. *AME Medical Journal*, 2–7. <https://doi.org/10.21037/amj.2020.03.03>
- Metra, M., & Teerlink, J. R. (2017). *Heart failure*. The Lancet.
- Noni, I., Wulan, S., Arief, J., Hakim, R., & Indonesia, S. (2020). *Regresi Cox Proportional Hazard Untuk Analisis Survival Pasien Kanker Otak di C-Tech Labs Edwar Technology Tangerang*. 3(September).
- PERKI. (2015). Pedoman Tatalaksana Gagal Jantung (1st ed.). Jakarta: Perhimpunan Dokter Spesialis Kardiovaskular Indonesia.
- Prahasti, S., & Fauzi, L. (2021). Risiko Kematian Pasien Gagal Jantung Kongestif (GJK): Studi Kohort Retrospektif Berbasis Rumah Sakit. *Indonesian Journal of Public Health and Nutrition*, 1(3), 388–395.
- Priandani, Kusumajaya, H., & Permatasari, I. (2024). Faktor - faktor yang berhubungan dengan kejadian Congestive Heart Failure (CHF) Pasien. *Jurnal Penelitian Perawat Profesional*, 6, 273–284.
- Purbianto, & Agustianti. (2017). Faktor Risiko Gagal Jantung di RSUD dr. H. Abdul Moeloek Provinsi Lampung. *Keperawatan Sai Betik*, 2(2), 194–203.
- Sulvia, V., Nafisa, F., Arisandi, S. K., & Mukhti, T. O. (2026). *Application of the Cox Proportional Hazards Model to Analyze Survival Times in Women with Breast Cancer*. 4, 208–215.

World Health Organization. (2020). WHO reveals leading causes of death and disability worldwide: 2000-2019.