

## MODEL REGRESI COX PROPORTIONAL HAZARD DAN LAJU SURVIVAL PADA PASIEN HIV/AIDS

Ahmad Amaludin<sup>1</sup>, Raihan Nuur Hakim<sup>2</sup>, Samsul Arifin<sup>3\*</sup>

<sup>1,2,3</sup> Jurusan Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Lambung Mangkurat, Indonesia

\*e-mail corresponding author: [samsularr@ulm.ac.id](mailto:samsularr@ulm.ac.id)

---

### Abstract

Human Immunodeficiency Virus (HIV) and Acquired Immune Deficiency Syndrome (AIDS) represent a global health crisis requiring long-term management. Understanding the factors influencing patient survival duration is crucial for effective clinical management. This study aims to model the survival rate of HIV/AIDS patients and determine dominant risk factors using Cox Proportional Hazard regression. This study utilized secondary data from the ACTG 175 clinical trial involving 2139 patients. Parameter estimation was performed using the Maximum Partial Likelihood method, validated by the Schoenfeld residuals test. The results indicated that the Proportional Hazard assumption was met for all research variables. Simultaneously, the predictor variables significantly influenced the model. Partial testing identified Didanosine combination therapy (HR=0.715) and a history of drug use (HR=0.720) as protective factors. Conversely, clinical symptoms (HR=1.773), a history of Zidovudine use (HR=1.605), and low Karnofsky scores (HR=1.403) were identified as primary risk factors. Treatment factors and clinical conditions proved to have a more dominant influence on survival rates compared to demographic factors.

**Keywords:** HIV/AIDS, Survival Analysis, Cox Proportional Hazard Regression

---

### 1. PENDAHULUAN

Acquired Immune Deficiency Syndrome (AIDS) merupakan kondisi medis yang disebabkan oleh Human Immunodeficiency Virus (HIV) dan telah menjadi perhatian utama di seluruh dunia. Penemuan HIV sebagai penyebab AIDS, serta belum adanya obat yang mampu menyembuhkan penyakit ini sepenuhnya, menempatkan virus ini sebagai salah satu patogen yang paling dikhawatirkan pada abad ke-21. Perluasan epidemi ini telah menjadi isu mendesak secara global dan merupakan salah satu krisis kesehatan masyarakat terbesar yang membahayakan umat manusia saat ini [1]. Secara spesifik, HIV adalah infeksi kronis yang terus menjadi beban kesehatan global, mengingat dampaknya yang menghancurkan sistem kekebalan tubuh dan memicu berbagai komplikasi kesehatan yang berat [2]. HIV merupakan retrovirus RNA yang secara spesifik menyerang sistem kekebalan tubuh manusia. Infeksi virus ini menyebabkan penurunan progresif pada fungsi imunitas, sehingga tubuh kehilangan kemampuan untuk melawan infeksi oportunistik dan penyakit lainnya. Tanpa penanganan yang tepat, kondisi ini dapat berkembang menjadi AIDS, sebuah sindrom yang ditandai dengan kumpulan gejala klinis parah dan peningkatan risiko kematian [3]. Menurut kriteria *Centers for Disease Control and Prevention* (CDC), seseorang yang terinfeksi HIV dikategorikan telah memasuki stadium AIDS apabila jumlah sel CD4 menurun hingga di bawah 200 sel/mm<sup>3</sup>. Mengingat dampak fatal dari penyakit ini, pemahaman mengenai durasi waktu bertahan hidup

pasien serta faktor-faktor yang mempengaruhinya menjadi sangat krusial dalam manajemen klinis HIV [4].

Dalam perspektif statistika, jumlah kasus kematian akibat AIDS merupakan data cacah [5]. Secara teoritis, peristiwa dengan probabilitas kejadian kecil yang bergantung pada interval waktu tertentu seperti kejadian kematian pada pasien HIV mengikuti pola distribusi Poisson. Oleh karena itu, jumlah kematian dalam suatu periode pengamatan seringkali dimodelkan sebagai peubah acak yang memiliki karakteristik distribusi Poisson, di mana nilai rata-rata dan ragam diasumsikan memiliki hubungan erat dalam menjelaskan frekuensi kejadian tersebut. Penting untuk ditegaskan bahwa dalam penelitian ini, karakteristik distribusi Poisson hanya digunakan sebagai landasan konteks teoritis untuk menjelaskan frekuensi dan hubungan antara rata-rata serta ragam kejadian penyakit. Namun, karena data klinis pasien tidak hanya memuat informasi jumlah kematian tetapi juga durasi waktu hingga terjadinya event serta adanya pasien yang tidak mengalami kejadian hingga akhir pengamatan, maka diperlukan pendekatan analisis statistik yang lebih komprehensif untuk menangani data tersensor tersebut

Pendekatan statistik yang paling tepat untuk mengevaluasi hubungan antara waktu hingga terjadinya suatu event, seperti kematian, dengan berbagai faktor risiko adalah analisis survival. Metode ini banyak diaplikasikan dalam bidang medis karena kemampuannya menangani data yang tidak lengkap atau tersensor. Salah satu model regresi yang paling umum digunakan dalam analisis survival adalah model Cox Proportional Hazard. Model ini merupakan pendekatan semiparametrik yang mengestimasi pengaruh variabel prediktor terhadap fungsi hazard tanpa memerlukan asumsi distribusi probabilitas tertentu pada baseline hazard-nya, dengan syarat asumsi proporsionalitas terpenuhi. Keunggulan ini menjadikan regresi Cox sebagai metode yang ideal untuk mengidentifikasi faktor-faktor dominan yang mempercepat atau memperlambat laju kematian pasien [6]. Berbagai studi terdahulu telah mengkaji prediktor mortalitas pada pasien HIV.

Salah satunya, studi kohort retrospektif oleh Teshale dan Awoke (2022) mengidentifikasi bahwa faktor sosio-demografis (seperti tingkat pendidikan dan lokasi tempat tinggal) serta koinfeksi Tuberkulosis merupakan determinan kematian yang signifikan. Namun, studi tersebut lebih menitikberatkan pada hambatan sosio-ekonomi dan komorbiditas umum dalam latar belakang layanan kesehatan terbatas. Relevansi pendekatan *survival* juga didukung oleh sejumlah penelitian kesehatan di Indonesia. Studi mengenai ketahanan ASI eksklusif menggunakan model *survival* log-logistik menunjukkan bahwa metode *survival* mampu menangkap dinamika waktu kejadian yang bervariasi dan tersensor dengan baik, memperkuat argumen bahwa pendekatan *time to event* lebih unggul dibanding regresi konvensional ketika peristiwa tidak dialami semua responden [7]. Pada kasus penyakit kronis seperti diabetes, model *hazard* aditif Lin-Ying digunakan ketika asumsi *proportional hazards* tidak terpenuhi, menekankan pentingnya pemilihan model *survival* secara tepat sesuai struktur data klinis pasien [8]. Dalam penelitian

mengenai *insufficiencia cordis*, Cox dibandingkan dengan model parametrik Weibull, dan hasilnya menunjukkan bahwa Cox tetap menjadi pilihan ideal ketika *baseline hazard* tidak dapat diasumsikan mengikuti distribusi tertentu dan fokus penelitian berada pada pengaruh kovariat terhadap risiko kejadian [9].

Temuan dari penelitian klinis HIV lainnya juga memberikan landasan penting. Salah satu kajian menunjukkan bahwa *hazard* kematian pasien HIV dapat bersifat konstan dalam periode tertentu ketika dimodelkan dengan distribusi eksponensial, mengindikasikan pola risiko yang tidak selalu meningkat seiring waktu [10]. Penelitian lain menunjukkan bahwa ketidakpatuhan terhadap *Antiretroviral Therapy* (ART) dipengaruhi oleh umur, status perkawinan, domisili, *viral load*, serta durasi pengobatan; faktor-faktor ini meningkatkan risiko kegagalan terapi dan pada akhirnya meningkatkan risiko kematian, sehingga pemodelan *hazard* menjadi sangat relevan [11]. Literatur lain juga memperkaya justifikasi penggunaan model Cox. Studi oleh Hollington (2024) mengenai *cervical cancer screening* pada perempuan HIV-positif di Afrika Selatan memperlihatkan pola *hazard* yang berubah sepanjang usia, serta efek signifikan dari faktor sosial-demografis terhadap waktu menuju pemeriksaan. Penelitian ini menegaskan bahwa model Cox efektif digunakan pada populasi HIV karena mampu menangani data tersensor dan kovariat kompleks secara simultan [12]. Studi pediatrik 2024 juga menunjukkan bahwa model Cox banyak digunakan untuk mengevaluasi ketahanan terapi jangka panjang pada penyakit anak, menandakan fleksibilitas metodologi ini pada berbagai konteks klinis [13]. Penelitian infeksi dan kanker yang dipengaruhi agen patogen juga menegaskan peningkatan *hazard* pada kelompok tertentu selama terapi, menguatkan relevansi *baseline hazard* bebas distribusi dalam Cox. Lebih jauh lagi, variasi metodologis seperti *stratified Cox regression* juga menegaskan keunggulan pendekatan semiparametrik. Studi COVID-19 di Makassar menunjukkan bahwa ketika variabel usia tidak memenuhi asumsi *proportional hazards*, stratifikasi dapat digunakan untuk menjaga validitas estimasi *hazard*. Hasilnya menunjukkan bahwa pasien laki-laki dan pasien tanpa komorbid memiliki waktu pemulihan lebih cepat, dengan median *recovery* sekitar 50 hari, sekaligus mengilustrasikan bagaimana Cox dapat dimodifikasi untuk tetap akurat dalam kondisi pelanggaran asumsi model [14].

Kebaruan penelitian ini terletak pada penggunaan dataset uji klinis AIDS *Clinical Trials Group* 175 yang lebih terkontrol untuk mengevaluasi efektivitas komparatif farmakologis secara spesifik, yaitu pengaruh terapi kombinasi Didanosine (ddi) dan riwayat penggunaan Zidovudine. Pendekatan ini menawarkan perspektif evaluasi klinis yang lebih mendalam dibandingkan studi-studi sebelumnya yang lebih berfokus pada faktor sosio-demografis atau koinfeksi umum, sementara penelitian ini mampu menunjukkan bahwa faktor terapi farmakologis spesifik dan riwayat medis pasien memiliki pengaruh yang lebih dominan terhadap risiko kematian. Oleh karena itu, penelitian ini bertujuan untuk memodelkan laju *survival* pasien HIV/AIDS menggunakan pendekatan regresi Cox *Proportional Hazard* dengan mempertimbangkan karakteristik dasar kejadian penyakit. Penelitian ini secara spesifik menganalisis pengaruh berbagai kovariat seperti jenis

pengobatan, kondisi klinis, dan demografi terhadap risiko kematian, serta menentukan variabel prediktor yang paling berpengaruh secara statistik. Data yang digunakan merupakan data sekunder dari uji klinis yang menyediakan informasi mengenai respon pasien terhadap berbagai terapi.

## 2. TINJAUAN PUSTAKA

### 2.1 Analisis Survival

Analisis *survival* didefinisikan sebagai metode statistika yang digunakan untuk menganalisis data di mana variabel respon yang diamati adalah durasi waktu hingga terjadinya suatu *event* [15]. Dalam konteks penelitian kesehatan, metode ini sangat relevan untuk memodelkan waktu ketahanan hidup pasien terhadap suatu penyakit atau efektivitas pengobatan. Penentuan waktu *survival* memerlukan identifikasi yang jelas terhadap tiga komponen utama, yaitu titik awal, kejadian akhir, dan skala pengukuran waktu. Dalam penelitian ini, titik awal didefinisikan sebagai tanggal pertama kali pasien HIV/AIDS menerima terapi ART. Kejadian akhir ditetapkan ketika pasien dinyatakan mengalami kematian selama masa pengamatan. Sedangkan skala pengukuran waktu dihitung berdasarkan durasi lamanya pasien menjalani terapi ART hingga terjadinya kematian. Apabila waktu terjadinya *event* tidak dapat diamati secara pasti hingga akhir periode studi misalnya karena pasien masih hidup, hilang kontak, atau keluar dari studi, maka data tersebut dikategorikan sebagai data tersensor.

### 2.2 Fungsi *Survival* Kaplan Meier dan Uji *Log Rank*

Kurva *survival* Kaplan Meier merupakan kurva yang menunjukkan hubungan antara estimasi peluang bertahan hidup dengan waktu pengamatan. Estimasi fungsi *survival* pada waktu ke- $t$  diperoleh secara bertahap dari waktu sebelumnya dan dapat ditulis pada persamaan (1).

$$\hat{S}(t_j) = \hat{S}(t_{j-1}) \times \Pr(T > t_j | T \geq t_j) \quad (1)$$

dimana

$\hat{S}(t_j)$  : Estimasi peluang *survival* pada interval waktu ke- $j$ .

$\hat{S}(t_{j-1})$  : Peluang *survival* pada interval waktu sebelumnya ( $j - 1$ )

$\Pr(T > t_j | T \geq t_j)$  : Peluang bersyarat untuk bertahan hidup melampaui waktu  $t_j$  bagi individu yang telah bertahan hingga waktu  $t_j$ .

Setelah Kurva Kaplan Meier terbentuk untuk setiap kelompok, langkah berikutnya adalah membandingkan apakah terdapat perbedaan di antara kurva-kurva tersebut. Pengujian dilakukan menggunakan uji *Log Rank* dengan hipotesis:

$H_0$ : tidak ada perbedaan fungsi *survival* antar kelompok

$H_1$ : minimal ada satu kelompok yang memiliki fungsi *survival* berbeda

Statistik uji *Log Rank* dirumuskan pada persamaan (2).

$$Log Rank = \frac{(O_i - E_i)^2}{Var(O_i - E_i)} \quad (2)$$

dimana

$O_i$  : Jumlah kejadian (*event*) yang teramati pada kelompok ke- $i$ .

$E_i$  : Jumlah kejadian yang diharapkan pada kelompok ke- $i$

$Var(O_i - E_i)$  : Varians dari selisih antara kejadian teramati dan kejadian harapan.

Keputusan uji diperoleh dengan membandingkan nilai statistik *Log Rank* dengan nilai kritis distribusi  $\chi^2$  dengan 1 derajat kebebasan. Jika statistik uji lebih besar dari nilai kritis, maka  $H_0$  ditolak. Atau bisa juga dengan  $H_0$  ditolak apabila  $p\text{-value} \leq \alpha$ . Sebaliknya, jika  $H_0$  gagal ditolak, maka dapat disimpulkan tidak terdapat perbedaan signifikan antar kurva *survival*.

### 2.3 Model Regresi Cox Proportional Hazard

Analisis regresi *Cox Proportional Hazard* diterapkan untuk mengevaluasi korelasi antara variabel prediktor dengan *survival time*. Prinsip dasar model ini adalah asumsi bahwa fungsi *hazard* antar individu memiliki rasio yang konstan atau proporsional sepanjang waktu. Secara matematis, model ini dapat dituliskan pada persamaan (3)[16].

$$h(t, x) = h_0(t) \exp[\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_j x_j] \quad (3)$$

dimana

$h(t, x)$  : Laju risiko seorang individu mengalami kejadian pada waktu  $t$  dengan karakteristik tertentu.

$x_1, x_2, \dots, x_j$  : Vektor variabel prediktor atau faktor risiko yang diamati.

$h_0(t)$  : baseline hazard ketika seluruh variabel prediktor bernilai nol yang hanya bergantung pada waktu.

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_j$  : Koefisien regresi atau parameter yang akan diestimasi.

### 2.4 Uji Asumsi Proportional Hazard

Validasi terhadap asumsi *Proportional Hazard* dapat dilakukan melalui pendekatan metode formal. Metode formal menggunakan uji *Goodness of Fit* dengan menghitung nilai *Schoenfeld residuals* [17]. Metode ini memberikan pendekatan yang lebih objektif untuk mengevaluasi apakah variabel prediktor mengandung *Proporsional Hazard* atau tidak [18]. Rumus perhitungan residual ini tertera pada persamaan (4).

$$R_{ij} = \delta_i(x_{ij} - \hat{\alpha}_{ij}) \quad (4)$$

dimana

$R_{ij}$  : Nilai residual *Schoenfeld* untuk variabel ke- $j$  pada individu ke- $i$ .

$\delta_i$  : Indikator status amatan (1 jika terjadi kejadian, 0 jika tersensor).

$x_{ij}$  : Nilai variabel prediktor ke- $j$  untuk indivisu ke- $i$ .

$\hat{\alpha}_{ij}$  : Estimasi nilai rata-rata dari variabel prediktor  $x_j$

Nilai  $\hat{\alpha}_{ij}$  dihitung menggunakan persamaan (5).

$$\hat{\alpha}_{ij} = \frac{\sum_{i \in Rt_j} x_{ij} \exp \beta_j x_{ij}}{\sum_{i \in Rt_j} \exp \beta_j x_{ij}} \quad (5)$$

dimana

$Rt_j$  : Himpunan risiko, yaitu kumpulan individu yang masih dalam pengamatan dan berisiko mengalami kejadian pada waktu  $t_j$ .

$\exp \beta_j x_{ij}$  : Fungsi eksponensial dari perkalian antara koefisien regresi dengan nilai variabel prediktor.

Langkah pengujian hipotesis untuk uji asumsi *Proportional Hazard* secara formal dilakukan menggunakan metode *Goodness of Fit* dengan menghitung nilai korelasi antara *Schoenfeld residuals* dan waktu. Hipotesis nol menyatakan bahwa nilai korelasi ( $\rho_j$ ) sama dengan nol yang berarti asumsi *Proportional Hazard* terpenuhi, sedangkan hipotesis alternatif menyatakan sebaliknya. Statistik uji dihitung menggunakan rumus korelasi *Pearson* antara residual terstandarisasi  $R_{ij}$  dan waktu kejadian ( $RT_i$ ). Keputusan pengujian didasarkan pada daerah penolakan, di mana  $H_0$  ditolak apabila nilai  $p\text{-value} \leq \alpha$  atau nilai korelasi  $\rho \geq r_{tabel}$ . Sebaliknya, jika  $H_0$  gagal ditolak, maka dapat disimpulkan bahwa asumsi *Proportional Hazard* terpenuhi. Statistik ujinya dinyatakan pada persamaan (6).

$$\rho_j = \frac{\sum_{i=1}^p (R_{ij} - \bar{R}_{ij})(RT_i - \overline{RT_i})}{\sqrt{\sum_{i=1}^p (R_{ij} - \bar{R}_{ij})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^p (RT_i - \overline{RT_i})^2}} \quad (6)$$

dimana

$\rho_j$  : Koefisien korelasi antara residual variabel ke- $j$  dengan waktu.

$R_{ij}$  : Nilai residual *Schoenfeld* untuk variabel ke- $j$  pada individu ke- $i$ .

$\bar{R}_{ij}$  : Nilai rata-rata dari residual *Schoenfeld* untuk variabel ke- $j$ .

$RT_i$  : Waktu kejadian atau waktu *survival* yang telah ditransformasikan.

$\overline{RT_i}$  : Nilai rata-rata dari transformasi waktu kejadian.

$p$  : Jumlah total individu yang mengalami kejadian.

## 2.5 Estimasi Parameter

Untuk menaksir nilai parameter dalam model, digunakan metode *Maximum Partial Likelihood Estimation* (MPLE). Metode ini dipilih karena data *survival* sering kali memuat data tersensor, di mana *event* yang diamati tidak terjadi pada seluruh subjek penelitian [19]. Fungsi *likelihood* untuk model *Proportional hazard* dituliskan pada persamaan (7).

$$L(\beta) = \prod_{k \in D} \frac{\exp(x_k \beta)}{\sum_{i \in R_k} \exp(x_i \beta)} \quad (7)$$

dimana

- $L(\beta)$  : Fungsi partial likelihood yang akan dimaksimumkan untuk mengestimasi parameter  $\beta$ .
- $D$  : Himpunan indeks individu yang mengalami kejadian.
- $R_k$  : Himpunan risiko pada waktu ke- $k$ , yaitu kumpulan individu yang masih dalam pengamatan dan berisiko mengalami kejadian tepat sebelum waktu  $k$ .
- $\exp(x_k\beta)$  : Kontribusi risiko dari individu yang benar-benar mengalami kejadian pada waktu  $k$ .
- $\sum_{i \in R_k} \exp(x_i\beta)$  : Total jumlah risiko dari seluruh individu yang berada dalam himpunan risiko pada waktu  $k$ .

Nilai penduga  $\beta$  diperoleh dengan cara memaksimumkan fungsi *log partial likelihood*-nya melalui proses turunan dari persamaan (8), diperoleh pada persamaan (8).

$$x_k = - \frac{\sum_{j=1}^p x_j (\sum_{j=1}^p (\sum_{i \in R_k} \exp(x_i\beta)))}{\sum_{j=1}^p (\sum_{i \in R_k} \exp(x_i\beta))} = 0 \quad (8)$$

## 2.6 Uji Signifikansi Parameter

Uji signifikansi parameter dalam model dilakukan melalui dua pendekatan statistik utama, yaitu uji *Likelihood Ratio* (uji  $G$ ) dan uji *Wald*. Uji  $G$  digunakan sebagai langkah awal untuk menelaah apakah seluruh variabel prediktor secara simultan atau bersama-sama memberikan kontribusi nyata terhadap model. Prinsip pengujiannya didasarkan pada perbandingan nilai statistik  $G$  yang dihitung dari selisih fungsi *likelihood* terhadap sebaran  $\chi^2$ . Statistik uji  $G$  dinyatakan pada persamaan (9).

$$G = -2(\log L_0 - \log L_p) \quad (9)$$

dimana

$L_0$  : *likelihood* dari model tanpa variabel prediktor.

$L_p$  : *likelihood* dari model yang terdiri dari  $p$  variabel prediktor.

Apabila nilai statistik  $G$  melampaui nilai kritis pada tabel distribusi Chi-Square dengan derajat bebas  $df = p$  dan taraf signifikansi  $\alpha$  tertentu, maka hipotesis nol ditolak, yang mengindikasikan bahwa setidaknya terdapat satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan dalam model tersebut.

Selanjutnya, dilakukan uji *Wald* untuk mengidentifikasi pengaruh variabel prediktor secara parsial atau individu. Berbeda dengan uji  $G$  yang bersifat menyeluruh, Uji *Wald* mengevaluasi setiap variabel satu per satu dengan membandingkan kuadrat koefisien regresi terhadap *standard error*. Statistik uji *Wald* dinyatakan pada persamaan (10).

$$\chi^2_W = \left( \frac{\beta_j}{SE(\beta_j)} \right)^2 \quad (10)$$

dengan  $SE(\beta_j)$  adalah nilai *standard error* koefisien regresi ke- $j$ . Jika nilai statistik *Wald* yang diperoleh lebih besar daripada nilai tabel sebaran  $\chi^2$  dengan derajat bebas satu,

maka dapat disimpulkan bahwa variabel prediktor tersebut secara parsial memiliki pengaruh yang nyata atau signifikan terhadap pembentukan model.

### 3. METODE PENELITIAN

Data penelitian ini merupakan data sekunder yang terdiri dari 2139 data rekam medis pasien terinfeksi HIV/AIDS yang berasal dari uji klinis ACTG 175. Periode pengamatan dalam studi ini mencakup durasi sejak pasien pertama kali menerima terapi ART hingga terjadinya kejadian atau berakhirnya masa studi, dengan skala pengukuran waktu dalam satuan hari. Data ini diperoleh dari *website* Kaggle yang mencakup variabel demografi, indikator klinis, riwayat pengobatan, serta status *survival* pasien yang menerima terapi ART. Pemilihan variabel dalam penelitian ini didasarkan pada determinan klinis dan epidemiologis yang secara signifikan memengaruhi laju *survival* pasien HIV/AIDS, di mana faktor farmakologis seperti jenis pengobatan dan riwayat penggunaan Zidovudine dipilih karena efektivitas rejimen terapi ART serta dampak paparan obat di masa lalu sangat menentukan keberhasilan supresi virus dan risiko resistensi.

Karakteristik biologis seperti usia dan jenis kelamin disertakan karena penurunan fungsi imunologis pada usia tua serta perbedaan respon imunologis antar gender memengaruhi progresivitas penyakit dan kerentanan terhadap infeksi. Indikator kondisi fisik fungsional yang diukur melalui berat badan, skor *Karnofsky*, dan gejala klinis menjadi prediktor utama karena penurunan massa tubuh, keterbatasan aktivitas fisik, dan stadium klinis yang lanjut merupakan manifestasi langsung dari kerusakan sistem imun yang secara drastis meningkatkan risiko kematian. Selain itu, variabel riwayat perilaku dan medis seperti hemofilia, homoseksual, dan riwayat narkoba penting untuk dianalisis karena berkaitan erat dengan faktor risiko penularan, koinfeksi oportunistik, serta tingkat kepatuhan terapi yang memengaruhi ketahanan hidup pasien dalam jangka panjang. Rincian mengenai variabel, kategori, serta skala pengukuran dari setiap variabel yang digunakan dalam penelitian ini disajikan pada Tabel 1.

**Tabel 1.** Variabel Penelitian

| Nama Variabel         | Kategori                                   | Skala     |
|-----------------------|--------------------------------------------|-----------|
| Waktu <i>Survival</i> | -                                          | Numerik   |
| Status Amatan         | 0: Tersensor, 1: Kematian                  | Kategorik |
| Jenis Pengobatan      | 0: Dengan <i>ddi</i> , 1: Tanpa <i>ddi</i> | Kategorik |
| Usia                  | 0: $\leq 30$ Tahun, 1: $> 30$ Tahun        | Kategorik |
| Berat Badan           | 0: $> 73$ kg, 1: $\leq 73$ kg              | Kategorik |
| Jenis Kelamin         | 0: Perempuan, 1: Laki-Laki                 | Kategorik |
| Skor <i>Karnofsky</i> | 0: $> 90$ , 1: $\leq 90$                   | Kategorik |
| Gejala Klinis         | 0: Tidak Bergejala, 1: Ada Gejala          | Kategorik |
| Hemophilia            | 0: No, 1: Yes                              | Kategorik |
| Homoseksual           | 0: No, 1: Yes                              | Kategorik |
| Riwayat Narkoba       | 0: No, 1: Yes                              | Kategorik |
| <i>z30</i>            | 0: No, 1: Yes                              | Kategorik |

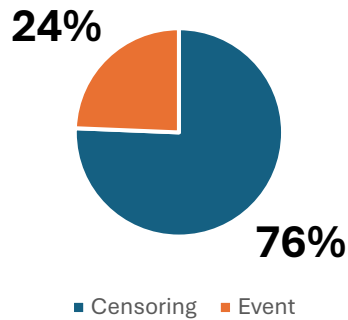
Variabel penelitian pada Tabel 1 mencakup variabel respon berupa waktu *survival* dalam satuan hari dan status amatan yang secara eksplisit membedakan antara *event* kematian dan penyensoran kanan (*right censoring*). Kategorisasi variabel dilakukan untuk memberikan pemahaman spesifik mengenai perbedaan risiko antar kelompok, di mana usia dibagi menjadi  $\leq 30$  tahun dan  $> 30$  tahun merujuk pada klasifikasi usia dewasa muda sebagai kelompok pembanding dengan profil imunitas yang berbeda. Variabel berat badan dikategorikan berdasarkan nilai median sebagai indikator proksi kesehatan fisik dan status nutrisi yang berhubungan signifikan dengan risiko kematian. Adapun faktor risiko lainnya seperti jenis pengobatan, jenis kelamin, skor *Karnofsky*, gejala klinis, hingga riwayat medis seperti hemofilia, aktivitas homoseksual, penggunaan narkoba, dan riwayat penggunaan Zidovudine dalam 30 hari terakhir sebelum studi dimulai ( $z30$ ) disusun mengikuti struktur klasifikasi sumber data asli untuk menjaga integritas informasi klinis dan farmakologis yang telah terkontrol. Validitas estimasi Kaplan-Meier dan model *Cox Proportional Hazard* dalam analisis ini didasarkan pada asumsi *non-informative censoring*, di mana mekanisme penyensoran dianggap independen terhadap risiko kematian pasien. Asumsi ini memastikan bahwa probabilitas penyensoran tidak memberikan informasi tambahan mengenai waktu *survival* individu, sehingga parameter model yang diestimasi bersifat tidak bias.

Analisis data diawali dengan statistik deskriptif serta visualisasi Kurva Kaplan-Meier dan uji Log-Rank. Selanjutnya, pada parameter model *Cox Proportional Hazard* diestimasi menggunakan metode MPLE, diikuti dengan pengujian signifikansi parameter secara simultan (Uji G) dan parsial (Uji Wald). Kelayakan model kemudian dievaluasi melalui uji asumsi *Proportional Hazard* berbasis residu Schoenfeld, dan diakhiri dengan interpretasi nilai Hazard Ratio untuk menentukan besaran risiko variabel prediktor.

## 4. HASIL DAN PEMBAHASAN

### 4.1 Statistika Deskriptif

Jumlah data yang digunakan sebanyak 2139 rekam medis pasien HIV/AIDS. Ukuran sampel yang besar ini bisa memberikan keuntungan metodologis yang membuat estimasi parameter cenderung menjadi lebih presisi. Jumlah sampel yang banyak juga menurunkan *standard error*, sehingga interval kepercayaan menjadi lebih sempit dan estimasi hazard ratio menjadi lebih stabil. Dengan kata lain, model memiliki ketahanan yang lebih baik terhadap fluktuasi acak pada data.



**Gambar 1.** *Pie Chart Data Censoring dan Event*

Berdasarkan Gambar 1, menunjukkan bahwa sebagian besar pasien berada dalam kondisi tersensor selama periode pengamatan. Dari total 2139 rekam medis, sebanyak 1618 pasien (76%) tidak mengalami kematian hingga akhir pengamatan. Sementara itu, 521 pasien (24%) tercatat mengalami *event* kematian. Dominasi kasus tersensor ini mengindikasikan bahwa mayoritas pasien masih bertahan hidup sepanjang periode pengamatan.

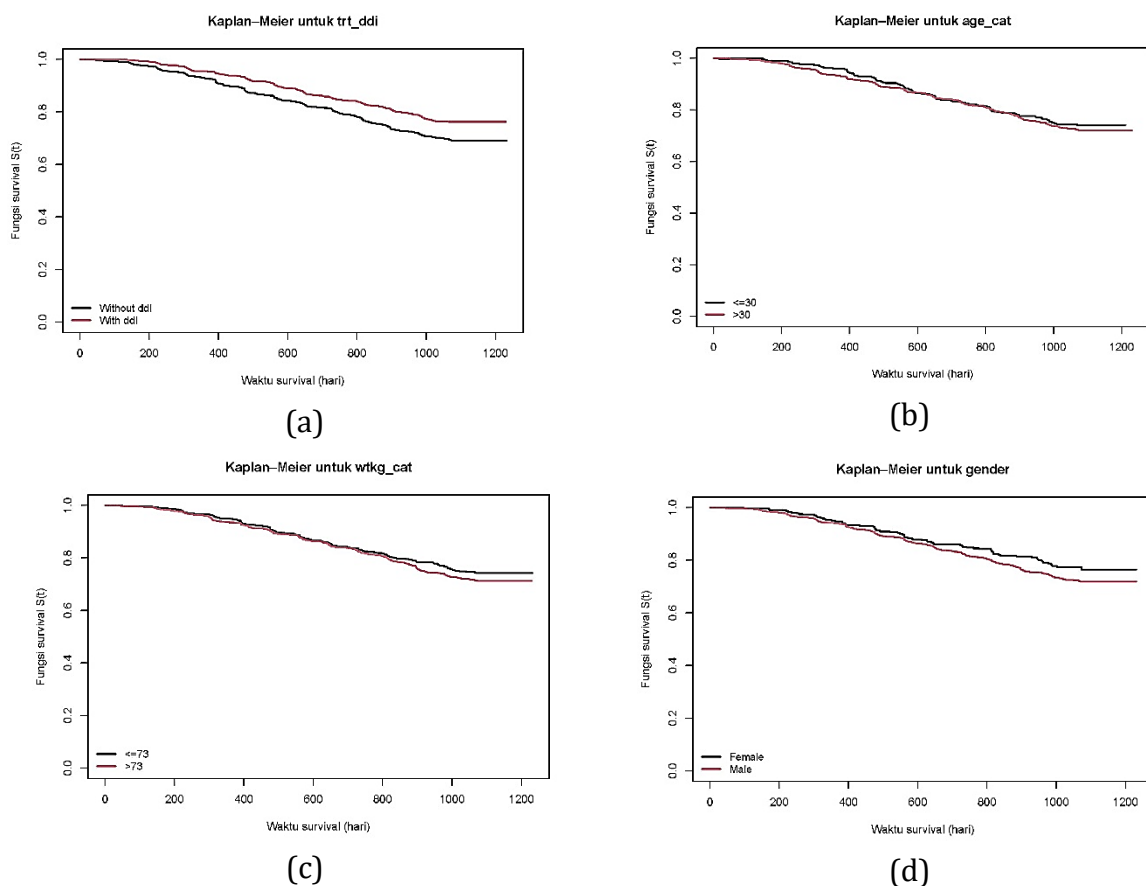
**Tabel 2.** Distribusi Frekuensi

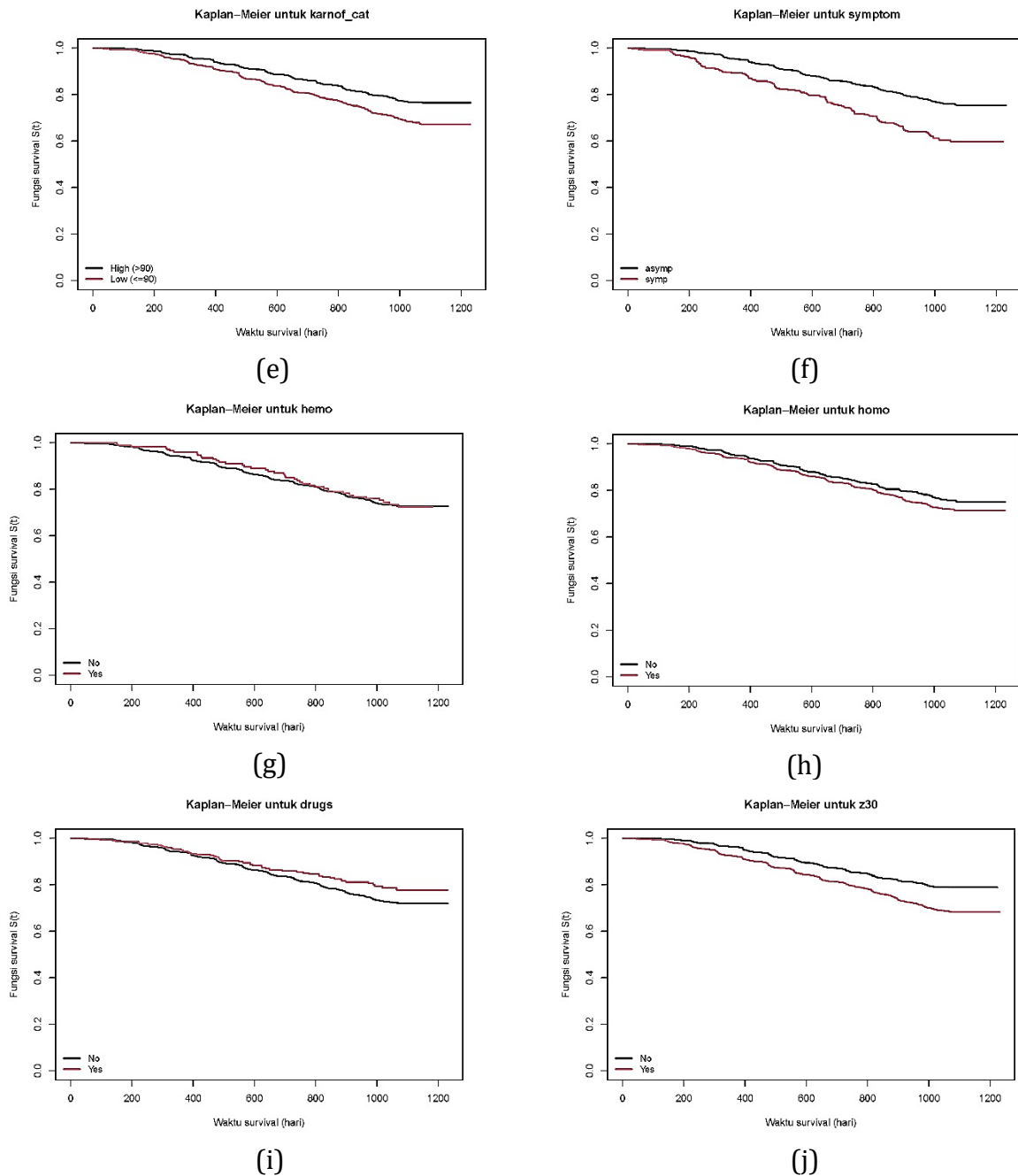
| Variabel                | Status    |       |       |       |
|-------------------------|-----------|-------|-------|-------|
|                         | Censoring |       | Event |       |
|                         | N         | %     | N     | %     |
| <b>Jenis Pengobatan</b> |           |       |       |       |
| Dengan <i>ddi</i>       | 852       | 52.7% | 231   | 44.3% |
| Tanpa <i>ddi</i>        | 766       | 47.3% | 290   | 55.7% |
| <b>Umur</b>             |           |       |       |       |
| ≤ 30 tahun              | 522       | 32.3% | 1096  | 67.7% |
| > 30 tahun              | 149       | 28.6% | 372   | 71.4% |
| <b>Berat Badan</b>      |           |       |       |       |
| > 73                    | 791       | 48.9% | 278   | 53.4% |
| ≤ 73                    | 827       | 51.1% | 243   | 46.6% |
| <b>Jenis Kelamin</b>    |           |       |       |       |
| Perempuan               | 294       | 18.2% | 74    | 14.2% |
| Laki-Laki               | 1324      | 81.8% | 447   | 85.8% |
| <b>Skor Karnofsky</b>   |           |       |       |       |
| > 90                    | 997       | 61.6% | 266   | 51.1% |
| ≤ 90                    | 621       | 38.4% | 255   | 48.9% |
| <b>Gejala Klinis</b>    |           |       |       |       |
| Tidak Bergejala         | 1383      | 85.5% | 386   | 74.1% |
| Bergejala               | 235       | 14.5% | 135   | 25.9% |
| <b>Hemophilia</b>       |           |       |       |       |
| Tidak                   | 1479      | 91.4% | 480   | 92.1% |
| Ya                      | 139       | 8.59% | 41    | 7.87% |
| <b>Homoseksual</b>      |           |       |       |       |
| Tidak                   | 572       | 35.4% | 153   | 29.4% |
| Ya                      | 1046      | 64.6% | 368   | 70.6% |
| <b>Riwayat Narkoba</b>  |           |       |       |       |
| Tidak                   | 1390      | 85.9% | 468   | 89.8% |
| Ya                      | 228       | 14.1% | 53    | 10.2% |
| <b>Z30</b>              |           |       |       |       |
| Tidak                   | 785       | 48.5% | 177   | 34%   |
| Ya                      | 833       | 51.5% | 344   | 66%   |
| <b>Total Status</b>     | 1618      | 100%  | 521   | 100%  |

Berdasarkan Tabel 2, proporsi kematian relatif lebih tinggi pada kelompok tanpa ddi (55.7%) dibanding dengan ddi (44.3%), serta lebih tinggi pada pasien berusia >30 tahun (71.4%) dibanding  $\leq 30$  tahun (67.7%). Kematian juga tampak lebih banyak pada pasien dengan berat badan >73 kg (53.4%), skor Karnofsky >90 menunjukkan proporsi kematian cukup besar (51.1%), dan pasien bergejala memiliki proporsi kematian yang kecil (25.9%) dibanding tidak bergejala. Selain itu, proporsi kematian lebih tinggi pada laki-laki (85.8%), pada pasien tanpa hemophilia (92.1%), pada kelompok homoseksual (70.6%), pada pasien tanpa riwayat narkoba (89.8%), serta variabel Z30 (66%).

#### 4.2 Kurva Kaplan Meier dan Uji Log-Rank

Kurva *Kaplan Meier* digunakan untuk mengetahui faktor-faktor atau variabel yang diduga mempengaruhi waktu *survival* pasien dari HIV/AIDS. Berikut ini Kurva *Kaplan Meier* jenis pengobatan disajikan pada Gambar 2.





**Gambar 1.** Kurva Kaplan Meier

Berdasarkan visualisasi Kurva *Kaplan-Meier* pada Gambar 2, terdapat empat variabel yang memperlihatkan pola pemisahan kurva yang jelas dan konsisten tanpa saling berpotongan, yaitu jenis pengobatan (a), skor *Karnofsky* (e), gejala klinis (f), dan *z30* (j). Pada keempat variabel ini, terlihat perbedaan visual yang tegas di mana satu kelompok secara konsisten memiliki probabilitas *survival* yang lebih tinggi dibandingkan kelompok pembandingnya sepanjang periode pengamatan, mengindikasikan adanya pengaruh variabel tersebut terhadap waktu *survival* pasien. Sebaliknya, pada variabel umur (b), berat badan (c), jenis kelamin (d), hemophilia (g), homoseksual (h), dan riwayat narkoba (i), kurva *survival* antar kategori terlihat saling berhimpit, berjalan sejajar, atau saling berpotongan. Pola tumpang tindih ini menunjukkan bahwa secara visual tidak terdapat

perbedaan peluang *survival* yang bermakna pada karakteristik demografis dan perilaku tersebut.

Untuk memastikan apakah perbedaan tersebut memiliki makna secara statistik, dilakukan analisis lanjut ke tahap uji *Log Rank* untuk mengetahui perbedaan yang berarti antara kurva *survival* berdasarkan variabel yang digunakan.

**Tabel 2.** Hasil Uji *Log-Rank*

| Variabel              | Log-Rank | df | P-Value |
|-----------------------|----------|----|---------|
| Jenis Pengobatan      | 13.60    | 1  | 0.000   |
| Umur                  | 0.70     | 1  | 0.400   |
| Berat Badan           | 2.30     | 1  | 0.100   |
| Jenis Kelamin         | 3.00     | 1  | 0.090   |
| Skor <i>Karnofsky</i> | 19.40    | 1  | 0.000   |
| Gejala Klinis         | 40.40    | 1  | 0.000   |
| Hemophilia            | 0.10     | 1  | 0.800   |
| Homoseksual           | 3.40     | 1  | 0.060   |
| Riwayat Narkoba       | 3.50     | 1  | 0.060   |
| <i>z30</i>            | 25.40    | 1  | 0.000   |

Berdasarkan hasil pengujian *Log Rank* pada Tabel 3, terdapat empat variabel yang menunjukkan perbedaan waktu *survival* yang signifikan secara statistik dengan *p-value* kurang dari 0.05, yaitu jenis pengobatan, skor *karnofsky*, gejala klinis, dan *z30*. Hasil ini mengindikasikan bahwa keputusan  $H_0$  ditolak yang berarti faktor terapi, kondisi fungsional fisik, serta status klinis pasien memiliki pengaruh nyata terhadap pola *survival*. Sebaliknya, enam variabel lainnya yakni umur, berat badan, jenis kelamin, hemophilia, status homoseksual, dan riwayat narkoba menghasilkan *p-value* lebih dari 0.05. Dengan demikian, keputusannya adalah gagal menolak  $H_0$  yang artinya karakteristik demografis dan perilaku tersebut tidak memberikan perbedaan yang bermakna terhadap waktu *survival* pasien dalam studi ini.

#### 4.3 Estimasi Parameter dan Uji Signifikansi

Langkah selanjutnya adalah melakukan estimasi parameter model untuk menentukan besarnya pengaruh variabel prediktor terhadap risiko kematian pasien. Estimasi koefisien regresi dilakukan menggunakan metode MPLE. Evaluasi terhadap model dilakukan melalui dua tahap pengujian hipotesis, yaitu uji signifikansi simultan menggunakan uji G untuk melihat kelayakan model secara keseluruhan, dan uji signifikansi parsial menggunakan uji *Wald* untuk mengidentifikasi variabel yang berpengaruh secara individu. Hasil estimasi parameter model dirangkum dalam Tabel 4.

**Tabel 3.** Hasil Estimasi Parameter

| Variabel              | Coef   | Se(Coef) | Wald   | P-Value |
|-----------------------|--------|----------|--------|---------|
| Jenis Pengobatan      | -0.335 | 0.088    | 14.490 | 0.000*  |
| Umur                  | 0.00   | 0.100    | 0.000  | 0.985   |
| Berat Badan           | -0.144 | 0.090    | 2.560  | 0.117   |
| Jenis Kelamin         | 0.115  | 0.184    | 0.390  | 0.533   |
| Skor <i>Karnofsky</i> | 0.338  | 0.089    | 14.420 | 0.000*  |
| Gejala Klinis         | 0.572  | 0.102    | 31.460 | 0.000*  |
| Hemophilia            | -0.035 | 0.213    | 0.030  | 0.868   |

|                                               |        |       |       |        |
|-----------------------------------------------|--------|-------|-------|--------|
| Homoseksual                                   | -0.002 | 0.156 | 0.000 | 0.990  |
| Riwayat Narkoba                               | -0.329 | 0.152 | 4.680 | 0.030* |
| z30                                           | 0.473  | 0.094 | 25.28 | 0.000* |
| <i>Likelihood Ratio Test 98,20 sig. 0,000</i> |        |       |       |        |

Berdasarkan hasil pada Tabel 4, diperoleh nilai estimasi koefisien regresi untuk kesepuluh variabel prediktor yang dianalisis menggunakan metode MPLE. Koefisien ini merepresentasikan logaritma rasio *hazard* yang digunakan untuk menyusun fungsi *hazard*. Berdasarkan hasil uji *Wald* dan *p-value* yang kurang dari 0.05, variabel jenis pengobatan, skor *Karnofsky*, gejala klinis, riwayat narkoba, dan z30 berpengaruh secara individu terhadap risiko kematian pasien. Variabel lainnya yaitu umur, berat badan, jenis kelamin, hemophilia, dan homoseksual menghasilkan *p-value* lebih dari 0.05. Dengan demikian variabel tersebut tidak berpengaruh secara individu terhadap risiko kematian pasien.

Lalu dengan mensubstitusikan nilai koefisien ke dalam persamaan umum regresi *Cox* sesuai dengan persamaan (4), maka model *hazard* dinyatakan pada Persamaan (12).

$$h(t, x) = h_0(t) \exp (0.338X_{Skor\ Karnofsky} - 0.335X_{Jenis\ Pengobatan} - 0.329X_{Riwayat\ Narkoba} + 0.473X_{Z30} + 0.572X_{Gejala\ Klinis}) \quad (12)$$

Berdasarkan hasil pada Tabel 4, dengan uji G diperoleh nilai statistik sebesar 98.2 dengan derajat bebas 10. Nilai *p-value* yang dihasilkan adalah sebesar  $2 \times 10^{-16}$ , yang jauh lebih kecil daripada 0.05. Karena *p-value* < 0.05, maka keputusannya adalah menolak hipotesis nol. Hal ini membuktikan bahwa secara simultan, seluruh variabel prediktor yang dimasukkan ke dalam model berpengaruh signifikan terhadap laju *survival* pasien HIV/AIDS.

#### 4.4 Pengujian Asumsi *Proportional Hazard*

Pengujian model regresi *Cox Proportional Hazard* dievaluasi dengan menguji asumsi *Proportional Hazard* menggunakan pendekatan statistik formal, yaitu uji residu *Schoenfeld*. Uji ini bertujuan untuk mendeteksi adanya korelasi antara residual model dengan waktu, di mana *p-value* yang lebih besar dari 0.05 mengindikasikan bahwa asumsi terpenuhi.

**Tabel 4.** Uji Asumsi *Proportional Hazard*

| Variabel         | <i>Chisq</i> | DF | <i>P-Value</i> |
|------------------|--------------|----|----------------|
| Berat Badan      | 0.618        | 1  | 0.430          |
| Umur             | 0.203        | 1  | 0.650          |
| Karnofsky        | 0.057        | 1  | 0.810          |
| Jenis Pengobatan | 1.987        | 1  | 0.160          |
| Jenis Kelamin    | 0.017        | 1  | 0.900          |
| Riwayat Narkoba  | 0.536        | 1  | 0.460          |
| z30              | 0.002        | 1  | 0.960          |
| Gejala           | 1.274        | 1  | 0.260          |
| Hemophilia       |              | 1  | 0.170          |
| Homoseksual      |              | 1  | 0.770          |

---

1.910  
0.089

---

Berdasarkan Tabel 5, hasil pengujian asumsi *Proportional Hazard* menunjukkan bahwa seluruh variabel prediktor menghasilkan nilai *p-value* yang lebih besar dari 0,05, dengan rentang nilai antara 0.16 hingga 0.96. Hasil ini memberikan cukup bukti untuk menerima hipotesis nol, yang berarti tidak terdapat korelasi signifikan antara residual model dengan waktu. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa asumsi *proportional hazard* telah terpenuhi, mengindikasikan bahwa rasio *hazard* pada model bersifat konstan selama periode pengamatan.

#### 4.5 Hazard Ratio

Variabel-variabel yang terbukti berpengaruh signifikan adalah status gejala klinis, *z30*, skor *Karnofsky*, dan jenis pengobatan. Selain itu, variabel riwayat penggunaan narkoba juga menunjukkan pengaruh yang signifikan. Hal ini mengindikasikan bahwa kelima faktor tersebut merupakan determinan utama yang berkontribusi secara nyata terhadap risiko kematian pasien dalam model ini.

**Tabel 5.** Nilai *Hazard Ratio*

| Variabel              | Hazard Ratio |
|-----------------------|--------------|
| Gejala Klinis         | 1.773        |
| Z30                   | 1.605        |
| Skor <i>Karnofsky</i> | 1.403        |
| Jenis Pengobatan      | 0.715        |
| Riwayat Narkoba       | 0.720        |

Interpretasi hasil dan pembahasan mengenai besaran risiko kematian pasien HIV/AIDS didasarkan pada nilai eksponensial dari koefisien regresi, atau disebut sebagai *Hazard Ratio* (HR) yang bisa dilihat pada (Tabel 6). Penjabaran nilai HR untuk setiap kategori variabel prediktor terhadap kategori pembandingnya adalah sebagai berikut:

- Nilai HR untuk variabel gejala klinis dengan kategori tidak bergejala sebagai pembandingnya adalah 1.773. Dapat disimpulkan bahwa tingkat risiko kematian pada pasien HIV yang memiliki gejala klinis adalah 1,773 kali dibandingkan pasien yang tidak memiliki gejala. Ketika pasien sudah mengalami gejala terinfeksi HIV/AIDS, maka akan berdampak pada sistem imun sehingga persentase hidup pasien tersebut akan semakin menurun.
- Nilai HR untuk variabel *z30* dengan kategori tidak ada riwayat sebagai pembandingnya adalah 1.605. Dapat disimpulkan bahwa tingkat risiko kematian pada pasien HIV yang memiliki riwayat penggunaan *Zidovudine* dalam 30 hari terakhir adalah 1.605 kali dibandingkan pasien yang tidak memiliki riwayat tersebut. Secara teori seharusnya riwayat penggunaan *Zidovudine* dalam 30 hari terakhir menurunkan risiko progresi penyakit dan kematian. Namun berdasarkan nilai yang didapat terjadi hal sebaliknya. Hal tersebut bisa terjadi kemungkinan karena penggunaan *Zidovudine* dalam 30 hari terakhir menandakan pasien tersebut mengalami kondisi klinis tertentu

sehingga penggunaan *Zidovudine* dalam 30 hari terakhir menjadi penanda pasien sudah mengalami kondisi yang kritis.

- c. Nilai HR untuk variabel skor *Karnofsky* dengan kategori skor tinggi ( $> 90$ ) sebagai pembandingnya adalah 1.403. Dapat disimpulkan bahwa tingkat risiko kematian pada pasien HIV dengan skor *Karnofsky* rendah ( $\leq 90$ ) adalah 1.403 kali dibandingkan pasien dengan skor *Karnofsky* tinggi. Skor *Karnofsky* menjelaskan bagaimana kemampuan pasien tersebut dalam beraktivitas sehari-hari. Tubuh yang sudah lemah bisa dilihat dari skor *Karnofsky* yang rendah, artinya pasien HIV/AIDS yang memiliki skor *Karnofsky* rendah memiliki tingkat risiko kematian yang lebih tinggi.
- d. Nilai HR untuk variabel jenis pengobatan dengan kategori terapi tanpa ddi sebagai pembandingnya adalah 0.715. Dapat disimpulkan bahwa tingkat risiko kematian pada pasien HIV yang menerima terapi dengan kandungan ddi adalah 0.715 kali dibandingkan pasien yang menerima terapi tanpa ddi. Obat ddi bekerja dengan menghambat enzim *reverse transcriptase* milik HIV, sehingga virus kesulitan memperbanyak diri.
- e. Nilai HR untuk variabel riwayat penggunaan narkoba dengan kategori tidak menggunakan sebagai pembandingnya adalah 0.720. Dapat disimpulkan bahwa tingkat risiko kematian pada pasien HIV dengan riwayat penggunaan narkoba adalah 0.720 kali dibandingkan pasien yang tidak memiliki riwayat penggunaan narkoba. Disini terjadi hal yang membingungkan dimana didapat nilai HR yang rendah. Hal tersebut bisa terjadi karena hal-hal yang tidak tercatat dalam pengumpulan data yang digunakan sehingga terjadi beberapa bagian yang aneh.

## 5. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil analisis menggunakan model regresi *Cox Proportional Hazard* pada data klinis pasien HIV/AIDS, dapat disimpulkan bahwa model yang terbentuk telah memenuhi asumsi *Proportional Hazard* dan layak digunakan untuk memprediksi laju *survival*. Hasil penelitian menunjukkan bahwa faktor dominan yang memengaruhi risiko kematian pasien bukanlah karakteristik demografis maupun riwayat sosial lainnya, melainkan lebih ditentukan oleh jenis pengobatan, kondisi klinis, dan riwayat medis spesifik. Secara spesifik, terdapat lima variabel yang terbukti berpengaruh signifikan terhadap laju *survival*. Variabel jenis pengobatan dengan terapi *ddi* terbukti menjadi faktor protektif yang mampu menurunkan risiko kematian sebesar 28.5% dibandingkan terapi standar. Sebaliknya, status gejala klinis, skor fungsional *Karnofsky* yang rendah ( $\leq 90$ ), dan *z30* sebelumnya teridentifikasi sebagai faktor risiko utama yang secara signifikan mempercepat laju kematian pasien. Selain itu, riwayat penggunaan narkoba dalam model ini juga menunjukkan asosiasi yang signifikan sebagai faktor yang memperkecil risiko. Implikasi dari penelitian ini menegaskan bahwa dalam manajemen klinis pasien HIV/AIDS, prioritas pemantauan harus difokuskan pada status fisik dan manifestasi gejala klinis sejak dini, serta pemilihan tindakan ART yang tepat seperti terapi kombinasi atau dengan *ddi* untuk memperpanjang harapan hidup pasien.

## DAFTAR PUSTAKA

- [1] B. M. Teshale and S. Awoke, "Survival analysis and predictors of mortality for adult HIV/AIDS patients following antiretroviral therapy in Mizan-Tepi University Teaching Hospital, Southwest Ethiopia: a retrospective cohort study," *HIV and AIDS Review*, vol. 21, no. 1, pp. 58–68, 2022, doi: 10.5114/hivar.2022.112758.
- [2] I. Fathonah and L. Mawarti, "Analisis Faktor Resiko Terhadap Status Hiv dengan Menggunakan Pendekatan Regresi Logistik," *Corisindo*, vol. 1, pp. 175-181, 2025.
- [3] S. Resti S and S. Rosita, "pemodelan ketahanan hidup pasien penderita hiv dengan regresi cox proportional hazard," *Jurnal Aktuaria*, vol. 1, nr 1, pp. 50-59, 2022.
- [4] F. A.-Z. Putri, H. D. Sitanggang, E. Wisudariani, A. Fitri, and M. Syukri, "Analisis Survival 5 Tahun Pasien HIV/AIDS Yang Mendapat Terapi Antiretroviral (ARV) di RSUD Raden Mattaher, Provinsi Jambi," *Jurnal Kesmas Jambi*, vol. 8, nr 2, pp. 120-133, 2024.
- [5] J. Susanti Bili Dappa and R. Dole Guntur, "Pemodelan Generalized Poisson Regression pada Jumlah Kasus Aids di Provinsi Nusa Tenggara Timur," *VARIANSI: Journal of Statistics and Its Application on Teaching and Research*, vol. 6, no. 2, pp. 95–104, 2024, doi: 10.35580/variensiunm168.
- [6] S. Damayanti, T. Wuryandari, and S. Sudarno, "Perbandingan Analisis Survival Menggunakan Regresi Cox Proportional Hazard dan Regresi Weibull pada Pasien Covid-19 di RSUD Taman Husada Bontang," *Jurnal Gaussian*, vol. 12, no. 3, pp. 453–464, Feb. 2024, doi: 10.14710/j.gauss.12.3.453-464.
- [7] M. Suprpto, "Determinan Ketahanan Pemberian Asi Eksklusif di Provinsi Ntt Tahun 2024," *Jurnal Statistika Terapana*, vol. 5, nr 1, pp. 85-104, 2025.
- [8] H. T. Salsabila, T. Wuryandari, and S. Sudarno, "Analisis Survival Pasien Diabetes Melitus Tipe-II Menggunakan Model Regresi Hazard Aditif Lin-Ying," *Jurnal Gaussian*, vol. 14, no. 1, pp. 74–84, Apr. 2025, doi: 10.14710/j.gauss.14.1.74-84.
- [9] Dwi Fidiana, R. Budiarti, I Gusti Putu Purnaba, and Nur Agustiani, "Analisis Survival Pasien Insufficiencia Cordis Menggunakan Model Regresi Weibull dan Model Regresi Cox Proportional Hazard," *MILANG Journal of Mathematics and Its Applications*, vol. 21, no. 1, pp. 45–59, Jun. 2025, doi: 10.29244/milang.21.1.45-59.
- [10] N. A. Hayat, "Estimasi Fungsi Survival dan Hazard Eksponensial 2 Parameter Tersensor Tipe 1 pada Data Pasien Penderita HIV," *Jurnal Matematika, Komputasi dan Statistika*, vol. 5, nr 2, pp. 963-969, 2025.
- [11] D. M. N. Sari, M. K. Sudaryo, S. Syarif, H. Umniyati and Suyono, "Determinan Faktor dengan Ketidakpatuhan dalam Mengonsumsi Obat Antiretroviral Pada Orang Dengan HIV(ODHIV) Di Rumah Sakit Umum Daerah Kabupaten Tangerang Tahun

- 2023," *Jurnal Epidemiologi Kesehatan Indonesia*, vol. 9, no. 1, Apr. 2025, doi: 10.7454/epidkes.v9i1.1115.
- [12] M. Hollington, "Cox proportional hazard-model application: time to cervical cancer screening among women living with HIV in South Africa," *Infect. Agent. Cancer*, vol. 19, no. 1, Dec. 2024, doi: 10.1186/s13027-023-00527-6.
- [13] B. A. Tilaye *et al.*, "Incidence of mother-to-child transmission of HIV and predictors of positivity among HIV exposed infants in South Gondar public hospitals, Northwest Ethiopia: competing risk regression model," *BMC Pediatr.*, vol. 24, no. 1, Dec. 2024, doi: 10.1186/s12887-024-05061-x.
- [14] Misbahuddin, A. Islamiyati, and G. M. Tinungki, "Survival Analysis with a Stratified Cox Regression Model in COVID-19 Patients in Makassar City," *International Research Journal of Advanced Engineering and Science*, vol. 8, no. 3, pp. 46–49, 2023.
- [15] F. A. Rahmanika, S. W. Purnami, and N. A. Kusumawardani, "Analisis Kurva Survival Kaplan Meier pada Pasien HIV/AIDS dengan Antiretroviral Therapy (ART) di RSUD Prof. Dr. Soekandar Kabupaten Mojokerto Menggunakan Uji Log Rank," *Jurnal Sains Dan Seni ITS*, vol. 5, nr 1, pp. 127-132, 2016.
- [16] Marisa, H. Yozza, and Maiyastri, "model regresi cox proportional hazard pada laju tamat mahasiswa jurusan matematika universitas andalas," *Jurnal Matematika UNAND*, vol. 6, nr 1, pp. 33-41, 2017.
- [17] A. Ikrom, T. Tarno, and T. Widiharih, "Analisis Ketahanan Hidup pada Penderita Tuberkulosis Paru-Paru Menggunakan Metode Regresi Cox Proportional Hazard," *Jurnal Gaussian*, vol. 13, no. 1, pp. 180–188, Oct. 2024, doi: 10.14710/j.gauss.13.1.180-188.
- [18] A. S. Anggraira, M. B. Nirwana, and S. Subanti, "Cox Proportional Hazard Regression Analysis to Identify Factors Influencing Student Study Period," *Radiant*, vol. 4, no. 2, pp. 85–94, Aug. 2023, doi: 10.52187/rdt.v4i2.169.
- [19] I. Akbar, Suyitno, and dan Sri Wahyuningsih, "Model Regresi Cox Weibull Dengan Metode Penaksiran Parameter Efron Partial Likelihood (Studi Kasus : Lama Perawatan Pasien Penderita Tuberkulosis Di Puskesmas Loa Ipuh Tenggaraong Tahun 2017) Cox PH Weibull Regression Model with Efron Partial Likelihood Estimation Method (Case Study: Treatment Duration of Tuberculosis Patients in Health Services of Loa Ipuh Tenggaraong 2017)," *Jurnal EKSPONENSIAL*, vol. 11, no. 1, 2020.