ISSN: 2339-2541
JURNAL GAUSSIAN, Volume 7, Nomor 3, Tahun 2018, Halaman 270-280
Online di: https://ejournal3.undip.ac.id/index.php/gaussian/

KETAHANAN HIDUP PASIEN GAGAL GINJAL DENGAN METODE KAPLAN MEIER (Studi Kasus di Rumah Sakit Umum Daerah dr. R. Soedjati Soemodiarjo Purwodadi)

Immawati Ainun Habibah[1], Tatik Widiharih[2], Suparti[3]
[1,2,3] Departemen Statistika, Fakultas Sains dan Matematika, Universitas Diponegoro
e-mail : widiharih@gmail.com

ABSTRACT

Chronic Kidney Disease (CKD) is a failure of kidney function that which get slowly and can not recover. Most of the patients CKD get death sudden becuse of cardiovascular complications (related to the heart and blood vessels) however only minor part can reach terminal phase (CKD stage 5) which need replacement therapy of Kidney. Replacement therapy of Kidney are hemodialysis, peritoneal dialysis, and Kidney transplant. Because of that, the importance to study how long the patient opportunity is life endurance analysis. Survival analysis methods to life depend from the life time and status of individual life time. Survival analysis uses Kaplan-Meier method. During the observation process, there is different observations so censor type III is choosen. Censor type III is censoring type which research is done to individual in and out for determine time, because of that estimation value of survival can be caunted using Kaplan Meier method with censor type III. This research uses medical records data from the patients with kidney failure period 1 January 2014 until 30 November 2017 in RSUD dr.R. Soedjati Soemodiarjo Purwodadi Grobogan Regency. The results of the analysis and discussion are known that if hemodialysis getting longer done, estimation value of survival. With an average estimate of survival is 776 days.

Keywords: Chronic Kidney Disease, Survival Analysis, Kaplan Meier

1. PENDAHULUAN

Analisis ketahanan hidup adalah metode analisis waktu hidup yang bergantung dari waktu meliputi waktu hidup dan status waktu hidup individu. Data waktu hidup yang diperoleh dapat berupa data tidak tersensor dan data tersensor. Data yang dimaksud adalah data hidup individu dalam grup tertentu yang diukur dari periode tertentu pula dan merupakan variabel random yang bernilai nonnegatif sehingga akan membentuk suatu distribusi yang disebut distribusi waktu hidup.

Dalam analisis ketahanan hidup, biasanya merujuk pada sebuah variabel sebagai waktu ketahanan hidup, yang menunjukkan waktu bahwa seseorang telah bertahan selama beberapa periode hingga berhenti (gagal). Biasanya, waktu ketahanan hidup mengacu pada peristiwa kegagalan.

Fungsi ketahanan ini sangat bergantung pada tipe penyensoran yang digunakan. Biasanya ada tiga tipe penyensoran yaitu sensor tipe I, II, dan III. Dalam penelitian ini, diuraikan mengenai ketahanan hidup pasien gagal ginjal dengan metode kaplan meier menggunakan sensor tipe III karena individu masuk pada waktu yang berbeda.

2. TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Analisis Ketahanan Hidup

Analisis ketahanan hidup merupakan sebuah metode statistika yang digunakan untuk menganalisis data dimana *outcome* variabel yang diperhatikam adalah waktu hingga terjadinya kejadian *(event)* atau disebut sebagai waktu ketahanan hidup. Pada bidang kesehatan, kejadian yang dimaksudkan antara lain adalah kematian karena penyakit tertentu, keadaan sakit yang terulang kembali setelah pengobatan atau munculnya penyakit baru.

Data ketahanan hidup adalah data tentang pengamatan jangka waktu dari awal pengamatan sampai terjadinya sesuatu peristiwa. Ciri khas dari data ketahanan hidup adalah seringkali tidak dapat diamati secara lengkap (tersensor). Jika semua kejadian yang diharapkan terjadi, dan dapat diamati secara utuh maka beberapa metode analisis bisa dilakuakan, namun data ketahanan hidup bersifat sensor.

2.2. Tipe Penyensoran

2.2.1 Sensor tipe I

Sensor tipe I adalah tipe penyensoran dimana percobaan akan dilakukan selama waktu yang telah ditentukan secara bersamaan dan akan berakhir setelah mencapai batas waktu tersebut. Pada penyensoran tipe I, semua unit uji *n* objek masuk pada waktu yang bersamaan, dan jika tidak terdapat individu yang hilang secara tiba-tiba maka waktu tahan hidup pengamatan tersensor sama dengan lama waktu pengamatan.

2.2.2 Sensor tipe II

Sensor tipe II adalah tipe penyensoran dimana data waktu tahan hidup yang diperoleh setelah individu mengalami kegagalan sebanyak r kegagalan dari n individu yang diamati. Pada sensor tipe II, seluruh individu yang diteliti masuk pada waktu yang bersamaan. Pengamatan akan berakhir jika telah ditemukan sejumlah kegagalan yang peneliti inginkan.

2.2.3 Sensor tipe III

Sensor tipe III adalah tipe penyensoran dimana penelitian yang dilakukan untuk individu yang masuk dalam percobaan pada waktu yang berlainan. Ada beberapa kejadian yang mungkin terjadi pada tipe sensor ini. Pertama adalah individu mungkin gagal sebelum pengamatan berakhir sehingga waktu tahan hidupnya dapat diketahui secara pasti. Kedua, individu keluar sebelum pengamatan berakhir, atau ketiga adalah individu tetap hidup sampai batas waktu terakhir pengamatan. Untuk individu hilang, waktu tahan hidupnya adalah sejak masuk dalam pengamatan sampai dengan waktu terakhir sebelum hilang. Untuk individu yang tetap hidup, waktu tahan hidupnya adalah dari mulai masuk pengamatan sampai dengan waktu pengamatan berakhir.

2.3 *Estimator Product Limit*

Menurut Lee& Wang (2003), jika waktu ketahanan dapat di kelompokkan secara terurut maka waktu ketahanan *T* dapat diperlakukan sebagai variabel random yang diskrit. Misalkan *T* bernilai $t_1, t_2, ..., t_n$ dengan $t_{(1)} \leq t_{(2)} \leq .... \leq t_{(n)}$. Maka fungsi ketahanannya pada saat $t_{(i)}$ dapat diestimasikan sebagai :

$$\widehat{S}(t_{(i)}) = \frac{n-i}{n} = 1 - \frac{i}{n} \qquad (1)$$

Dengan $n-i$ adalah jumlah orang dalam sampel yang bertahan lebih dari $t_{(i)}$ jika dua atau lebih $t_{(i)}$ sama (pengamatan terikat), maka nilai *i* terbesar yang digunakan.

Karena setiap individu yang hidup pada awal studi tidak ada yang bertahan lebih lama dari t_n,

$$\widehat{S}(t_{(0)}) = 1 \,\text{dan}\, \widehat{S}(t_{(\text{n})}) = 0$$

Misalkan *n* adalah jumlah total dari pengamatan dimana ketahanan yang tersensor maupun tidak tersensor. Sehingga dapat ditulis ulang, waktu ketahanan hidup *n* dalam urutan yang meningkat seperti $t_{(1)} \le t_{(2)} \le ... \le t_{(n)}$, maka estimasi fungsi ketahanan hidup $\hat{S}(t)$ nya adalah

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_{(r)} \le t} \frac{n-r}{n-r+1} \qquad (2)$$

Dengan *r :* adalah pengamatan tidak tersensor.
n : jumlah pengamatan

$t = t_i$ berhubungan dengan $\hat{S}(t)$ di $t = t_{(i-1)}$ dan dapat ditulis kembali sebagai berikut

$$\hat{S}(t_i) = \hat{S}(t_{(i-1)}) \frac{n-i}{n-i+1} \qquad (3)$$

Dimana t_i dan $t_{(i-1)}$ adalah pengamatan tidak tersensor. Jika tidak ada pengamatan tersensor atau hilang sebelum *t*, persamaan (1) dan (3) adalah sama.

Menurut Lee &Wang (2003), estimasi Kaplan-Meier dapat dicari dengan cara membentuk tabel dengan kolom-kolom yang berisi:

1. Kolom 1, berisi semua waktu ketahanan baik tersensor maupun tidak tersensor dalam urutan dari terkecil hingga terbesar. Tambahkan tanda + pada pengamatan tersensor.
2. Kolom 2, berlabel *i* ,berisi peringkat pengamatan tersensor dan tidak tersensor dari masing-masing pengamatan di kolom 1.
3. Kolom 3, berlabel *r* , peringkat dari pengamatan tidak tersensor. Sehingga *r=i*
4. Kolom 4, hitung *(n-r)/(n-r+1)*, atau p_i, estimasi peluang bertahan hidup untuk setiap pengamatan tidak tersensor sampai melalui t_i.
5. Kolom 5, $\hat{S}(t)$ adalah semua nilai dari *(n-r)/(n-r+1)* dan termasuk *t*. Jika ada pengamatan tidak tersensor yang sama, maka $\hat{S}(t)$ terkecil yang digunakan.

Tabel 1. Tabel Perhitungan Estimasi Product Limit (Kaplan-Meier)

t	*i*	*r*	*(n-r)/(n-r+1)* atau p_i	$\hat{S}(t)$
t_1	i_1	r_1	p_{i1}	$\hat{S}(t_1)$
t_2	i_2	r_2	p_{i2}	$\hat{S}(t_2)$
t_3	i_3	r_3	p_{i3}	$\hat{S}(t_3)$
t_4	i_4	r_4	p_{i4}	$\hat{S}(t_4)$
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
t_n	i_n	r_n	p_{in}	$\hat{S}(t_n)$

Bilamana tidak ada pengamatan tersensor atau hilang sebelum *t*, persamaan (2) sama dengan persamaan (1). Variansi dari estimasi $\hat{S}(t)$ sebagai berikut:

$$Var[\hat{S}(t_l)] = [\hat{S}(t_l)]^2 \sum_{l=1}^{N} \frac{1}{(n-r_l)(n-r_l+1)} \qquad (4)$$

Standard Error (SE) dari estimasi Kaplan-Meier adalah akar kuadrat dari estimasi variansi untuk estimasi Kaplan-Meier $\widehat{S}(t)$. Sehingga dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\sqrt{Var[\widehat{S}(t)]} = \sqrt{[\widehat{S}(t)]^2 \sum_{l=1}^{N} \frac{1}{(n-r_l)(n-r_l+1)}} \qquad (5)$$

Dengan r_l : adalah rank dari pengamatan tidak tersensor.

N : adalah banyaknya pengamatan yang tidak tersensor.

Interval konfidensi bagi $\widehat{S}(t)$ diperoleh dengan mengasumsikan bahwa nilai penduga dari fungsi ketahanan hidup pada *t* berdistribusi normal dengan rata-rata $S(t)$ dan *standard error* $\sqrt{\widehat{V}ar[\widehat{S}(t)]}$. Sehingga diperoleh $Z = \frac{\widehat{S}(t) - S(t)}{\sqrt{Var[\widehat{S}(t)]}}$ berdistribusi Normal Standar. Menurut Lawless (2003) interval konfidensi $(1-\alpha).100\%$ untuk *S(t)* adalah

$$\widehat{S}(t) - Z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{Var[\widehat{S}(t)]} \le S(t) \le \widehat{S}(t) + Z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{Var[\widehat{S}(t)]} \qquad (6)$$

Jika waktu ketahanan hidup sampai mati dapat ditulis sebagai $t_{(1)} \le t_{(2)} \le .... \le t_{(n)}$ dan $t_{(n)}$ adalah pengamatan terbesar dari semua *n* pengamatan ($t_{(n)}$ adalah pengamatan tidak tersensor), rata-rata fungsi ketahanan hidup μ dapat di estimasi menggunakan:

$$\widehat{\mu} = 1t_{(1)} + \widehat{S}(t_{(1)})(\mathrm{t}_{(2)} - t_{(1)}) + \widehat{S}(t_{(2)})(\mathrm{t}_{(3)} - t_{(2)}) + ... + \widehat{S}(t_{(n-1)})(\mathrm{t}_{(n)} - t_{(n-1)}) \qquad (7)$$

Variansi dari estimasi rata-rata $\widehat{\mu}$ ketahanan hidup dapat dihitung menggunakan rumus sebagai berikut

$$Var(\widehat{\mu}) = \sum_{l=1}^{N} \frac{A_{r_l}^2}{(n-r_l)(n-r_l+1)} \qquad (8)$$

dengan :

$$A_{r_l}^2 = \widehat{S}(t_l)(t_{l+1} - t_l) + \widehat{S}(t_{l+1})(t_{l+2} - t_{l+1}) + ... + \widehat{S}(t_{N-1})(t_N - t_{N-1}) \qquad (9)$$

Berdasarkan persamaan diatas standard error dari $\widehat{\mu}$ adalah akar kuardrat dari variansi dapat dituliskan sebagai berikut :

$$\sqrt{Var(\widehat{\mu})} = \sqrt{\sum_{l=1}^{N} \frac{A_{r_l}^2}{(n-r_l)(n-r_l+1)}} \qquad (10)$$

3. METODOLOGI PENELITIAN

3.1. Sumber Data

Dalam penelitian ini menggunakan data yang didapat dari bagian rekam medis penderita penyakit gagal ginjal di Rumah Sakit Umum Daerah (RSUD) dr. R. Soedjati Soemodiarjo Purwodadi Kabupaten Grobogan mulai 1 Januari 2014 sampai dengan 30 November 2017

3.2. Metode Analisis

Langkah-langkah yang ditempuh untuk mencapai tujuan penelitian ini adalah sebagai berikut :

1. Analisis deskriptif berupa diagram pie
2. Menentukan data ketahanan hidup *(t)*
3. Mengurutkan data ketahanan hidup dan memberi peringkat *(i)*

4. Menentukan data tersensor dan data tidak tersensor
5. Pemberian rank pada data tidak tersensor *(r)*
6. Menghitung peluang untuk data tidak tersensor *(n-r)/(n-r+1)*
7. Menghitung estimasi fungsi ketahanan hidup $(\hat{S}(t))$
8. Menghitung nilai *standard error* dari fungsi ketahanan hidup
9. Menentukan interval konfidensi fungsi ketahanan hidup
10. Menghitung nilai estimasi rata-rata ketahanan hidup $(\hat{\mu})$
11. Menghitung nilai *standard error* dari nilai estimasi rata-rata ketahanan hidup
12. Plot ketahanan hidup
13. Interprestasi

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Deskripsi Data

Data pasien gagal ginjal yang menjalani hemodialisis sebanyak 831 data dengan 696 (84%) merupakan data tersensor dan 135 (16%) data lainnya merupakan data tidak tersensor.

4.2 Estimator Product Limit (Kaplan-Meier)

Jumlah data sebanyak 831 yang digunakan dalam perhitungan estimator product limit (Kaplan-Meier) adalah data tersensor dan tidak tersensor. Jumlah data tidak tersensor 135 data dengan n= 831 data digunakan dalam penentuan *i* (ranking berdasarkan waktu ketahanan). Untuk menghitung estimator product limit (Kaplan-Meier), estimasi product limit (ketahanan hidup) dapat dihitung menggunakan kolom-kolom sebagai berikut:

1. Kolom 1 atau kolom *t*, yaitu waktu ketahanan pasien baik tersensor maupun tidak tersensor. Data dengan t=0 adalah data ketahanan hidup pasien yang meninggal <48 jam setelah menjalani hemodialisis.
2. *i*, adalah ranking data ketahanan hidup dari keseluruhan pasien baik tersensor maupun tidak tersensor. Jika data ketahanan sama, maka pemberian ranking diurutkan sebanyak ranking dari

a. jam masuk rumah sakit
b. jika jam masuk rumah sakit sama, maka ranking diurutkan berdasar nama pasien

*Untuk data kolom 1 dan kolom 2 dapat dilihat pada Lampiran (2)

3. r, merupakan ranking data tidak tersensor. Dimana *i=r*, dikarenakan ada pasien yang hilang dari pengamatan atau pasien masih hidup hingga penelitian telah berakhir.
4. Proporsi *(pi)* dapat dihititung dengan menggunakan rumus *(n-r)/(n-r+1)* untuk setiap pengamatan tidak tersensor, perhitungan *pi* sebagai berikut:

Untuk $t_i = t_1 = 0$

$$pi = \frac{n-r}{n-r+1}$$

$$pi = \frac{831-1}{831-1+1}$$

$$pi = 0,9987966$$

Untuk $t_i = t_{827} = 1149$

$$pi = \frac{n-r}{n-r+1}$$

$$pi = \frac{831-827}{831-827+1}$$

$$pi = 0,8$$

5. $\hat{S}(t)$ dihitung menggunakan rumus (3) $\hat{S}(t_{(i)}) = \hat{S}(t_{(i-1)})\frac{n-i}{n-i+1}$ sehingga perhitungan

Untuk $t_i = t_1 = 0$

$$\hat{S}(t_{(i)}) = \hat{S}(t_{(i-1)})\frac{n-i}{n-i+1}$$

$$\hat{S}(\mathrm{t}_1) = \hat{S}(\mathrm{t}_0)\frac{831-1}{831-1+1}$$

$$\hat{S}(\mathrm{t}_1) = 1\frac{831-1}{831-1+1}$$

$$\hat{S}(\mathrm{t}_1) = 0{,}998797$$

$\hat{S}(\mathrm{t}_0) = 1$ dikarenakan pada awal penelitian belum mendapat kejadian, sehingga peluang bertahan pada waktu 0 adalah 1.

Untuk $t_i = t_{827} = 1149$

$$\hat{S}(t_{(i)}) = \hat{S}(t_{(i-1)})\frac{n-i}{n-i+1}$$

$$\hat{S}(\mathrm{t}_{827}) = \hat{S}(t_{810})\frac{831-827}{831-827+1}$$

$$\hat{S}(\mathrm{t}_{827}) = 0{,}583106\frac{831-827}{831-827+1}$$

$$\hat{S}(\mathrm{t}_{827}) = 0{,}466485$$

Berikut ini adalah perhitungan awal estimator product limit (Kaplan-Meier) dapat dilihat pada Tabel dibawah

Tabel 2. Tabel perhitungan awal estimator product limit (Kaplan-Meier)

No	Waktu ketahanan *(t)*	Rank data *(i)*	Rank data tidak tersensor *(r)*	*(n-r)/(n-r+1)*	$\hat{S}(t)$
1	0	1	1	0,9987966	0,998797
2	0	12	12	0,9987805	0,997579
3	0	20	20	0,9987685	0,99635
4	0	28	28	0,9987562	0,995111
5	1	81	81	0,9986684	0,993786
6	1	82	82	0,9986667	0,992461
7	1	83	83	0,9986649	0,991136
8	1	89	89	0,9986541	0,989802
9	1	94	94	0,998645	0,98846
10	1	100	100	0,9986339	0,98711
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
135	1149	827	827	0,8	0,466485

6. Jika ada *t* yang sama, maka *i* terbesar yang digunakan. Berdasarkan perhitungan pada Lampiran (3) diperoleh tabel 3 sebagai berikut

Tabel 3. Tabel estimator product limit (Kaplan-Meier)

No	Waktu ketahanan *(t)*	Banyak data tidak tersensor	Rank *r* tertinggi	$\hat{S}(t_{(i-1)})$	*(n-r)/(n-r+1)*	$\hat{S}(t)$
1	0	4	28	1	0,998756	0,995111
2	1	15	118	0,995111	0,998599	0,974893
3	2	15	163	0,974893	0,998505	0,953888
4	3	14	234	0,953888	0,998328	0,932782
5	4	10	290	0,932782	0,998155	0,916506
6	5	5	331	0,916506	0,998004	0,907727
7	6	7	369	0,907727	0,99784	0,89447
8	7	9	425	0,89447	0,997543	0,875475
9	8	3	433	0,875475	0,997494	0,868942
10	9	2	442	0,868942	0,997436	0,864497
.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.
52	1149	1	827	0,583106	0,8	0,466485

Berdasarkan perhitungan diatas dapat diketahui, pasien gagal ginjal yang menjalani hemodialisis yang bertahan <48 jam atau t = 0 memiliki estimasi ketahanan hidup sebesar 0,995111 sedangkan pada pasien gagal ginjal yang menjalani hemodialisis yang bertahan lebih dari 1000 hari sebesar 0,466485.

4.2.1 *Standard Error*

Pada setiap estimasi pasti memiliki error (kesalahan) seperti estimasi diatas, sehingga nilai *standard error* atau sering disebut dengan istilah SE dari estimasi pasien penderita gagal ginjal yang menjalani hemodialisis dengan menggunakan rumus (5) adalah sebagai berikut : $\sqrt{Var[\hat{S}(t)]} = \sqrt{[\hat{S}(t)]^2 \sum_{l=1}^{N} \frac{1}{(n-r_l)(n-r_l+1)}}$

Untuk $t_i = t_{28} = 0$

$$\sqrt{Var[\hat{S}(t)]} = \sqrt{[\hat{S}(t)]^2 \sum_{l=1}^{N} \frac{1}{(n-r_l)(n-r_l+1)}}$$

$$\sqrt{Var[\hat{S}(28)]} = \sqrt{[0,995111]^2 (\frac{1}{803x804})}$$

$$\sqrt{Var[\hat{S}(28)]} = 0,001238$$

Untuk $t_i = t_{827} = 1149$

$$\sqrt{Var[\hat{S}(t)]} = \sqrt{[\hat{S}(t)]^2 \sum_{l=1}^{N} \frac{1}{(n-r_l)(n-r_l+1)}}$$

$$\sqrt{Var[\hat{S}(827)]} = \sqrt{[0,466485]^2 (\frac{1}{803x804} + \frac{1}{713x714} + ... + \frac{1}{4x5})}$$

$$\sqrt{Var[\hat{S}(827)]} = 0,11129$$

Berdasarkan perhitungan diatas dapat diketahui, pasien gagal ginjal yang menjalani hemodialisis yang bertahan <48 jam atau t = 0 memiliki *standard error* sebesar 0,001238 sedangkan pada pasien gagal ginjal yang menjalani hemodialisis untuk t= >1000 hari sebesar 0,11129.

4.2.2 Interval Konfidensi

Interval konfidensi atau selang kepercayaan $(1-\alpha)$.100% dapat dihitung setelah memperoleh nilai SE, selang kepercayaan dari fungsi ketahanan hidup pasien penderita gagal ginjal yang menjalani hemodialisis sesuai dengan rumus (6) $\widehat{S}(t) - Z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{Var[\widehat{S}(t)]} \le S(t) \le \widehat{S}(t) + Z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{Var[\widehat{S}(t)]}$ interval konfidensi dapat dihitung sebagai berikut :

Untuk $t_i = t_{28} = 0$

$$\widehat{S}(\mathrm{t}_i) - Z_{\frac{\alpha}{2}}.SE[\widehat{S}(\mathrm{t}_i)] \le S(\mathrm{t}_i) \le \widehat{S}(\mathrm{t}_i) + Z_{\frac{\alpha}{2}}.SE[\widehat{S}(\mathrm{t}_i)]$$

$$0,995111 - 1,96x0,001238 \le S(\mathrm{t}_{28}) \le 0,995111 + 1,96x0,001238$$

$$0,992683 \le S(\mathrm{t}_{28}) \le 0,997538$$

Untuk $t_i = t_{827} = 1149$

$$\widehat{S}(\mathrm{t}_i) - Z_{\frac{\alpha}{2}}.SE[\widehat{S}(\mathrm{t}_i)] \le S(\mathrm{t}_i) \le \widehat{S}(\mathrm{t}_i) + Z_{\frac{\alpha}{2}}.SE[\widehat{S}(\mathrm{t}_i)]$$

$$0,4664 - 1,96x0,11129 \le S(\mathrm{t}_{827}) \le 0,4664 + 1,96x0,1129$$

$$0,24836 \le S(\mathrm{t}_{827}) \le 0,684614$$

Berdasarkan perhitungan diatas, dengan tingkat kepercayaan 95% ketahanan hidup pasien gagal ginjal yang menjalani hemodialisis untuk t=0 mempunyai interval konfidensi dengan nilai batas bawah 0,992638 dan batas atas 0,997538 sedangkan untuk t=1149 interval konfidensi dengan nilai batas bawah 0,24836 dan batas atas 0,684614 .

Berikut ini adalah tabel *standard error* dan interval konfidensi:

Tabel 4. Tabel *standard error* dan interval konfidensi

No	$\widehat{S}(t)$	Standard error dari $\widehat{S}(t)$	Batas bawah	Batas atas
1	0,995111	0,001238	0,992683	0,997538
2	0,974893	0,001827	0,971312	0,978475
3	0,953888	0,002288	0,949404	0,958371
4	0,932782	0,002728	0,927436	0,938129
5	0,916506	0,003218	0,910198	0,922814
6	0,907727	0,003667	0,900539	0,914914
7	0,89447	0,004099	0,886436	0,902503
8	0,875475	0,004553	0,866551	0,8844
9	0,868942	0,005018	0,859107	0,878777
10	0,864497	0,005463	0,853789	0,875205
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
52	0,466485	0,11129	0,248356	0,684614

4.2.3 Estimasi Rata-rata Ketahanan Hidup

Dalam interval waktu 1 Januari 2014 sampai 30 November 2017 selama 1340 hari dengan jumlah data tidak tersensor 135 data, estimasi rata-rata waktu ketahanan hidup dari pasien penderita gagal ginjal yang menjalani hemodialisis, menggunakan rumus (7) adalah

$$\widehat{\mu} = 1t^{(1)} + \widehat{S}(t^{(1)})(t^{(2)} - t^{(1)}) + \widehat{S}(t^{(2)})(t^{(3)} - t^{(2)}) + ... + \widehat{S}(t^{(m-1)})(t^{(m)} - t^{(m-1)})$$

$$\widehat{\mu} = (1x0) + (0,995111x1) + (0,974893x1) + ... + (0,583106x292)$$

$$\widehat{\mu} = 776,687 \approx 776 \text{ hari}$$

Berdasarkan perhitungan yang telah dilakukan, diketauhi bahwa estimasi rata-rata waktu ketahanan hidup pasien penderita gagal ginjal yang menjalani hemodialisis dalam interval waktu 1 Januari 2014 sampai 30 November 2017 adalah 776 hari.

Standard Error Estimasi Rata-rata Ketahanan Hidup

Dengan menggunakan rumus (10) $\sqrt{Var(\widehat{\mu})} = \sqrt{\sum_{l=1}^{N} \frac{A_{r_l}^2}{(n-r_l)(n-r_l+1)}}$ *standard error* dari mean $\widehat{\mu}$ diperoleh sebagai berikut :

$$\sqrt{Var(\widehat{\mu})} = \sqrt{\sum_{l=1}^{N} \frac{A_{r_l}^2}{(n-r_l)(n-r_l+1)}}$$

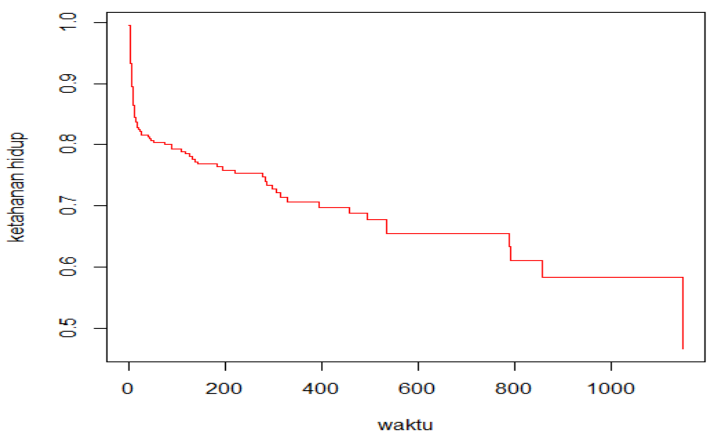
$$\sqrt{Var(\widehat{\mu})} = \sqrt{\frac{(776,68)^2}{803x804} + \frac{(775,692)^2}{713x714} + ... + \frac{(170,267)^2}{20x21}}$$

$$\sqrt{Var(\widehat{\mu})} = 29,112$$

Berdasarkan perhitungan diatas dapat diketauhi bahwa $\widehat{\mu}$ =776 *standard error* sebesar 29,112.

4.2.4 Plot ketahanan hidup

Dari estimasi ketahanan hidup yang diperoleh, dapat diGambarkan dengan plot dibawah ini, dimana sumbu X adalah waktu ketahanan dan sumbu Y adalah $\widehat{S}(t)$



Gambar 13. Plot Ketahanan Hidup

Berdasarkan pada Gambar 13, dalam interval waktu 1 Januari 2014 sampai 30 November 2017 selama 1340 hari dengan jumlah data tidak tersensor 135 data, menjelaskan bahwa peluang ketahanan pasien penderita gagal ginjal yang menjalani hemodialisis dengan waktu lebih dari 1000 hari memiliki peluang hidup yang cukup kecil yaitu 0,4.

5. PENUTUP

5.1. Kesimpulan

Kesimpulan yang dapat diambil dari hasil analisis dan pembahasan pada penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Estimasi fungsi ketahanan hidup dengan Estimator Product Limit (Kaplan-Meier) dari data yang tidak tersensor bahwa peluang bertahan hidup pasien gagal ginjal yang menjalani hemodialisis cukup rendah adalah 0,46685 dengan waktu bertahan 1000+ hari.
2. Dari semua estimasi pasti memiliki kesalahan atau disebut dengan *standard error, standard error* dari estimasi fungsi ketahanan hidup dapat disimpulkan bahwa semakin lama waktu hemodialisis pasien, maka semakin besar nilai erornya.
3. Nilai estimasi fungsi ketahanan hidup memiliki interval konfidensi dimana semua nilai estimasi fungsi ketahanan hidup berada diantara nilai batas atas dan batas bawah.

5.2. Saran

Kajian penelitian lebih lanjut dapat dikembangkan menggunakan metode Life Table atau yang lainnya.

DAFTAR PUSTAKA

Agustina, K., dan Dewi.T.K., 2013. *Strategi Coping pada Family Caregiver Pasien Gagal Ginjal Kronis yang menjalani Hemodialisa*.. Jurnal Psikologi Klinis dan Kesehatan Mental. Vol.02 No.03, Desember 2013.

Allison, P. D. 1995. *Survival Analysis Using SAS®: A Practical Guide.* Cary, NC: SAS Institute Inc.

Azmi, S. 2014. *Buku Ajar Ilmu Penyakit Dalam*. Edisi Ke-VI Jilid I. Monograf: Gangguan Ginjal Imbas Obat. Jakarta Pusat: Interna Publishing.

Baradero, M., Dayrit, M.W., dan Siswadi, Y. 2005. *Klien Gangguan Ginjal*. Jakarta: EGC.

Bayhakki. 2010. *Klien Gagal Ginjal Kronik*. Jakarta: EGC.

Clark, TG., Bradburn, MJ., Love, SB. and Altman, DG. 2003. *Survival Analysis Part I: Basic concepts and first analyses.* British Journal of Cancer 89, 232-238.

Collet, D. 2003. *Modelling Survival Data in Medical Research second edition*. CRC Press.

Djafri, D. 2007. *Survival Analysis Gangguan Pernapasan dengan Tingkat Pajanan Pencemaran Udara di DKI Jakarta (Studi Cohort pada Murid Sekolah Dasar).* Jurnal Kesehatan Masyarakat. Vol.II., No.I, September 2007.

Fauzy, A., dan Jannah,T.P.N.M. 2015. *Interval Kofindensi bagi Fungsi Tahan Hidup Waktu Tunggu Letusan Gunung Kelud*.University Research Colloquium 2015.

Hanni, T. dan Wuryandari, T. 2013. *Model Regresi Cox Proporsional Hazard pada Data Ketahanan Hidup.* Media Statistika FSM Undip. Vol. 6,No. 1.

Hidayat., R. 2016. *Penggunaan Metode Kaplan-Meier dan Life Table Analisis Survival untuk Data Tersensor.* Jurnal Dinamika. Vol.07.No.1, April 2016, halaman 1-8.

Kleinbaum, D. G. dan Klein, M. 2005. *Survival Analysis A Self-Learning Text*. Canada : JohnWiley & Sons, Inc.

Lawless. J. F., 2003. Statistical Models and Methods for Lifetime Data second edition. Canada : JohnWiley & Sons, Inc.

Lee, E. T. dan Wang, J. W. 2003. *Statsitical Methods for Survival Data Analysis*.
New York : Springer Science Business Media, Inc.

Ratnawati. 2014. *Tingkat kecemasan pasien dengan tindakan hemodialisa di BLUD RSU dr. M. M. Dunda kabupaten Gorontalo.* Jurnal Ilmiah Widya. Vol.2, No.1.

Suhardjono. 2014. *Buku Ajar Ilmu Penyakit Dalam*. Edisi Ke-VI Jilid I. Monograf: Hemodialisis; Prinsip Darar dan Pemakaian Kliniknya. Jakarta Pusat: Interna Publishing.

Suwitra., K. 2014. *Buku Ajar Ilmu Penyakit Dalam*. Edisi Ke-VI Jilid I. Monograf: Penyakit Ginjal Kronik. Jakarta Pusat: Interna Publishing.

Tokala, B.F. Lisbeth, F.J.K. dan Enita, E.D. 2015. *Hubungan antara Lamanya Menjalani Hemodialisa dengan Tingkat Kecemasan pada Pasien dengan Penyakit Ginjal Kronik di RSUP Prof. Dr. R. D. Kandau Manado*. Jurnal e-Clinic. Vol.3, No.1, Januari-April 2015.

Widiharih.T., dan Andriani.N.S., 2006. *Inferensi Fungsi Ketahanan dengan Metode Kaplan Meier.* Jurnal Matematika. Vol.9, No.3, Desember 2006:220-226.