

ANALISIS SURVIVAL FAKTOR RESIKO GAGAL BAYAR PESERTA BPJS KESEHATAN DENGAN MODEL COX PROPORSIONAL HAZARD

RISK FACTORS SURVIVE ANALYSIS THE FAILURE TO PAY BPJS HEALTH CONTRIBUTIONS USING THE COX PROPORTIONAL HAZARD MODEL

*)Siska Resti S¹,Silvia Rosita²

^{1,2,3}Program Studi Aktuaria, Fakultas Sains, Teknologi dan Pendidikan, Universitas Tamansiswa Padang

¹siskaresti@unitas-pdg.ac.id, ²silvia.rosita.sr@gmail.com

*)Email Korespondensi: siskaresti@unitas-pdg.ac.id

Abstract

The purpose of this study was to determine the risk factors that affect the failure to pay BPJS health contributions, using the Cox proportional hazard model. The study population was all BPJS participants who were registered at the Padang City Health BPJS from January 2020 to December 2020. The research sample based on a purposive sampling technique were independent BPJS health participants who were still participants in Padang City Health BPJS until this research was conducted, namely in December 2022. The results of the study show that the factors that affect the default of BPJS members in Padang City are working status, gender and BPJS class

Keywords: Health BPJS, Risk Factors, Cox Proportional Hazard Model

Abstrak

Tujuan penelitian ini adalah untuk mengetahui faktor resiko yang mempengaruhi gagal bayar iuran BPJS kesehatan, menggunakan model *cox proportional hazard*. Populasi penelitian merupakan seluruh peserta BPJS yang terdaftar di BPJS kesehatan Kota Padang mulai Bulan Januari 2020 hingga Desember 2020. Sampel penelitian berdasarkan teknik *purposive sampling* adalah peserta BPJS kesehatan mandiri yang masih menjadi peserta BPJS kesehatan Kota Padang hingga penelitian ini dilakukan yaitu pada bulan Desember 2022. Hasil penelitian menunjukkan bahwa faktor-faktor yang mempengaruhi gagal bayar anggota BPJS Kota Padang adalah status bekerja, gender dan kelas BPJS.

Kata kunci: BPJS Kesehatan, Faktor Resiko, Model Cox Proportional Hazard

1. Pendahuluan

BPJS kesehatan adalah badan hukum yang dibentuk untuk menyelenggarakan program jaminan kesehatan (UU No 40 Tahun 2004). Jaminan kesehatan Nasional adalah perlindungan kesehatan agar peserta memperoleh manfaat pemeliharaan kesehatan dan perlindungan dalam memenuhi kebutuhan dasar kesehatan, yang di berikan kepada setiap orang yang telah membayar iuran atau iurannya dibayarkan oleh pemerintah yang diselenggarakan secara nasional berdasarkan prinsip asuransi nasional. Peserta dalam system jaminan social nasional adalah setiap orang, termasuk orang asing yang bekerja paling singkat 6 (enam) bulan di Indonesia, yang telah membayar iuran (BPJS, 2021).

Terdapat beberapa hal yang perlu diperhatikan adalah penyesuaian pola tarif harus di ingat prinsip kemampuan untuk membayar (*ability to pay*) dan kemauan untuk membayar (*willingness to pay*) dari masyarakat (Sudarman et al., 2021). Berbagai upaya untuk meningkatkan kolektibilitas iuran khususnya segmen peserta mandiri telah dilakukan oleh BPJS Kesehatan, antara lain pembayaran dapat dilakukan di kantor Bank Mandiri/ BNI/ BRI/ BTN, ATM, internet banking, SMS gateway, surat tagihan kepada peserta, bekerjasama dengan channel PPOB (*Payment Point Online Bank*), tersedianya mesin EDC (*Electronic Data Capture*) di Kantor Cabang BPJS Kesehatan. Namun, upaya ini belum mampu meningkatkan kolektibilitas iuran secara signifikan (Wulandari et al., 2020).

Pada bulan Mei 2019 peserta BPJS kesehatan telah mencapai 221.580.743 jiwa atau setara dengan

83,94% dari rakyat Indonesia. Dan terdapat setidaknya 41,2% diantaranya mengalami tunggakan dalam pembayaran iuran BPJS kesehatan. Diperkirakan terdapat Rp 51.100.000.000.000 total tunggakan dari peserta mandiri/ bukan PBI setiap tahun nya. Hal ini dikarenakan banyak nya peserta BPJS mandiri/bukan PBI yang membayar iuran disaat sedang sakit atau saat membutuhkan BPJS saja. Selain itu peserta BPJS mandiri/bukan PBI merasa iuran yang dilakukan hanya memberatkan saja dan prosedur pembayarannya yang dilakukan melalui ATM/setor tunai di Bank BNI, Mandiri dan BCA. Apabila peserta BPJS mandiri/bukan PBI dapat lebih memahami hak dan kewajibannya sebagai peserta BPJS mandiri/bukan PBI maka tunggakan pembayaran iuran akan dapat diminimalisir. Dengan semakin meningkatnya jumlah tunggakan iuran BPJS bagi peserta mandiri/bukan PBI ini, maka sangatlah perlu adanya pengevaluasian terhadap sistem pemungutan tunggakan iuran ini sebagai upaya pencegahan tunggakan pembayaran premi Jaminan Kesehatan Nasional (Zahari, 2020).

Berdasarkan data BPJS Kesehatan Kota Padang, dari total jumlah penduduk di Kota Padang hingga November 2020 sebesar 908.557 jiwa telah ada 90,09 persen penduduk di Padang menjadi peserta JKN KIS atau sebanyak 818.492 jiwa. Hingga tahun 2019, tercatat jumlah tunggakan peserta BPJS Kesehatan sebesar 100 Miliar dengan total peserta yang menunggak sebesar 221 orang (antaranews.com). Hal ini menunjukkan bahwa kegagalan peserta BPJS kesehatan melakukan pembayaran iuran adalah hal yang harus menjadi perhatian. Khususnya di Kota Padang.

Menurut beberapa pendapat terdapat beberapa faktor resiko yang memengaruhi kepatuhan dalam membayar iuran jaminan kesehatan. Salah satunya yaitu penelitian (Pratiwi, 2015) menyatakan bahwa faktor resiko yang berhubungan dengan keteraturan membayar iuran JKN yaitu pengetahuan, pendidikan, pekerjaan, ketersediaan tempat pelayanan, jarak ketempat pelayanan, kemampuan dan kemauan membayar iuran, persepsi terhadap tempat pelayanan kesehatan dan motivasi. Dalam penelitian ini variabel kemampuan dan kemauan dalam membayariuran JKN tidak diteliti karena ketika telah menjadi peserta JKN maka seorang telah mampu dan mau untuk membayar iuran namun masih banyak peserta mandiri JKN yang tidak patuh dalam membayar iuran.

Hasil penelitian (Ni Made Sri Nopiyani, 2015) menunjukkan bahwa faktor resiko yang berpengaruh terhadap kepatuhan pembayaran iuran adalah usia, kelas kepesertaan, status kepesertaan, pemanfaatan layanan FKTP dan pemanfaatan layanan FKTL. Iuran dari peserta merupakan salah satu sumber pendapatan untuk pengelolaan skema asuransi kesehatan. Oleh karena itu, kepatuhan peserta asuransi untuk membayar iuran sangat penting bagi keberlangsungan skema asuransi kesehatan tersebut.

Data data kepesertaan BPJS merupakan salah satu contoh data yang mengandung data tersensor. Seringkali saat pengambilan data seseorang masih sebagai peserta BPJS dan belum mengalami penunggakan pembayaran hingga penelitian berakhir. Hal ini mengakibatkan ketidaklengkapan data waktu ketahanan peserta (lamanya waktu ketahanan sampai menunggak pembayaran). Data seperti ini mengandung informasi tak lengkap (tersensor). Data dengan peubah respon tak lengkap biasanya dianalisis dengan analisis survival. Dalam analisis survival, data tidak dikelompokkan, tetapi diolah sebagaimana data itu ada termasuk data tersensor.

Masa kepesertaan dapat dikelompokkan menjadi 2 kategori dan dianalisis menggunakan analisis regresi logistik. Masa keanggotaan yang memiliki indikator 'terminated' terdiri dari peserta yang menunggak pembayaran iuran BPJS (nilai $y = 0$) dan peserta yang tidak menunggak pembayaran (nilai $y = 1$). Untuk masa kepesertaan yang memiliki indikator tersensor tidak dapat diikutsertakan dalam analisis regresi logistik. Dengan demikian akan ada sebagian data yang tidak digunakan dalam analisis dari data yang ada. Sehingga data tersensor ini akan lebih tepat dianalisis menggunakan analisis survival dengan model cox proportional hazard.

2. Kajian Pustaka

Analisis survival adalah suatu analisis statistika yang memperhatikan waktu bertahannya sesuatu, yang disebut sebagai waktu ketahanan (*survival time*). Waktu ketahanan adalah jangka waktu dari awal pengamatan sampai terjadinya suatu peristiwa yang berupa kegagalan, kematian, respon dan lain-lain (Lee, 1992). Waktu ketahanan peserta BPJS kesehatan merupakan jangka waktu bertahannya peserta untuk tidak mengalami tunggakan pembayaran iuran. Dalam analisis survival ada tiga elemen yang penting untuk diperhatikan:

- Waktu awal (*time origin*), yaitu waktu pada saat terjadinya kejadian awal, seperti waktu seseorang divonis menderita kanker, waktu seseorang mendaftar menjadi peserta BPJS dan lain-lain.
- Waktu kegagalan (*failure time*), yaitu waktu pada saat terjadinya kejadian akhir, seperti kematian, respon dari perlakuan, lamanya terjadinya tunggakan sejak awal menjadi anggota dan lain-lain.
- Skala waktu sebagai satuan pengukuran

Perbedaan analisis survival dengan analisis lainnya adanya data tersensor. Data dikatakan tersensor jika pengamatan waktu survival hanya sebagian, tidak sampai *failure time*. Penyebab terjadinya data tersensor antara lain; *Loss to follow up*, terjadi bila objek pindah, meninggal atau menolak untuk berpartisipasi; *Drop out*,

terjadi bila perlakuan dihentikan karena alasan tertentu dan *Termination*, terjadi bila masa penelitian berakhir sementara obyek yang diobservasi belum mencapai *failure event*.

Sensoring

Ada tiga jenis sensoring yaitu:

1. Waktu penelitian ditentukan dalam selang waktu tertentu, sehingga individu-individu yang tidak mengalami kegagalan dalam selang waktu tersebut tidak dapat ditentukan waktu hidupnya secara pasti.
2. Dalam suatu penelitian telah ditetapkan proporsi kegagalan yang diamati, misal penelitian berjalan sampai 80% individu gagal.
3. Dalam percobaan klinis biasanya periode penelitian ditentukan sedangkan pasien datang pada waktu yang berbeda-beda sehingga ada pasien yang tidak dapat diamati secara penuh.

Sensoring jenis 1 dan 2 sering disebut *singly censored data* sedangkan jenis 3 sering disebut *progressively censored data* atau *random censoring* (Lee 1992). Secara lebih rinci, tipe-tipe sensoring dibagi dalam dua jenis, yaitu:

1. Sensoring titik (*point censoring*)

Sensoring titik adalah salah satu jenis sensor terhadap obyek yang diamati mulai dari waktu T_0 sampai T_1 , selama itu obyek dapat dimonitor secara kontinu dan waktu kejadian dapat diamati dengan baik.

2. Sensor Selang

Sensor selang adalah salah satu jenis sensor terhadap suatu obyek yang diamati mulai dari waktu T_0 sampai T_1 dan selama itu obyek diamati pada titik-titik tertentu sehingga individu yang diamati tidak dapat dimonitor secara kontinu. Pada beberapa aplikasi, waktu terjadinya kejadian akhir tidak diketahui secara pasti, namun hanya dalam selang waktu tertentu. Pengamatan waktu kejadian (*event*) dilakukan secara periodik, misalkan setiap satu tahun sekali.

Sebagai contoh, delapan wanita yang berusia 50 tahun yang berada dalam masa *post-menopausal*, mulai memeriksakan dirinya satu tahun sekali untuk kemungkinan berkembangnya kanker payudara (*yearly mammograms*). Waktu kegagalannya adalah saat mulai terdeteksi kanker payudara pada wanita tersebut. Pemeriksaan dilakukan selama sepuluh tahun. Interval yang menunjukkan saat wanita tersebut terdeteksi adanya kanker payudara adalah $(55,56]$, $(58,59]$, $(52,53]$, $(59,60] \geq 60$. Sampai akhir pengamatan, belum terdeteksi adanya tumor pada empat wanita (Klein & Moeschberger, 1997).

Fungsi Survival dan Hazard

Jika T melambangkan waktu survival dan mempunyai fungsi kepekatan peluang $f(t)$, maka fungsi sebaran kumulatif dinyatakan sebagai:

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

yang merupakan peluang kejadian gagal sebelum waktu t . Fungsi survival adalah fungsi yang menyatakan probabilitas suatu individu dapat bertahan hidup hingga atau lebih dari waktu t (mengalami kejadian sesudah waktu t) (Collett 2003), T melambangkan waktu survival yang merupakan peubah acak dan mempunyai fungsi sebaran peluang $f(y)$. Fungsi survival didefinisikan sebagai probabilitas bahwa waktu survival $\geq t$, sehingga,

$$S(t) = P(T \geq t) = 1 - F(t)$$

Fungsi *hazard* adalah fungsi yang menyatakan peluang individu mengalami kejadian pada waktu t dengan syarat bahwa individu itu telah bertahan hingga waktu t . Menurut Cox dan Oakes (1984), fungsinya didefinisikan sebagai berikut:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P[t \leq T < t + \Delta t | T \geq t]}{\Delta t} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{F[(t+\Delta t) - F(t)]}{\Delta t} \times \frac{1}{S(t)}$$

karena $f_T(t)$ merupakan turunan pertama dari $F_T(t)$ maka diperoleh $h(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$. Dengan mengintegrasikan $h(t)$ diperoleh $H(t) = -\log [S(t)]$ yang disebut fungsi kumulatif hazard.

Model Hazard Proporsional Cox

Melalui analisis regresi dapat diketahui pengaruh dari beberapa karakteristik terhadap peubah respon. Dalam regresi *hazard* proporsional karakteristik-karakteristik ini disebut sebagai kovariat dan sebagai peubah responnya adalah waktu survival. Apabila ingin diketahui tingkat hazard dari individu dengan karakteristik tertentu (nilai peubah penjelas) Z , maka tingkat hazard dinyatakan dengan $h(t|Z)$. Dalam analisis survival, Z disebut kovariat.

Model Hazard proporsional atau lebih dikenal dengan regresi cox dapat dinyatakan sebagai perkalian dari $h_0(t)$ dan $\psi(\beta'Z)$ sebagai berikut:

$$h(t|Z) = h_0(t) \psi(\beta'Z) = h_0(t) \exp\left(\sum_{k=1}^p \beta_k Z_k\right)$$

$h_0(t)$ adalah fungsi hazard untuk setiap obyek dengan nilai dari semua variabel X adalah nol (*fungsi baseline hazard*). $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ adalah vektor parameter. Z adalah kovariat tetap. $\psi(\beta'Z)$ adalah fungsi yang diketahui dengan t adalah waktu hingga suatu kejadian terjadi. Dari model Cox diatas dapat dijelaskan bahwa resiko kegagalan dari subjek yang diberi perlakuan akan sebesar $\exp(\beta)$ kali dari subjek yang tidak diberi perlakuan (Asuroh, 2005).

Pemeriksaan Asumsi Proporsional

Regresi hazard proporsional memiliki asumsi yang cukup kuat. Asumsi metode ini yaitu memiliki

hazard yang bersifat proporsional antara satu individu dan individu lainnya. Salah satu cara untuk melihat pengaruh kovariat yang ada pada metode hazard proporsional dan nonproporsional adalah menggunakan pendekatan grafik. Cara yang dilakukan dengan membuat plot *Log Minus Log* (LML) dari fungsi ketahanan hidup dan hanya dapat digunakan untuk data/peubah kategorik. Untuk menginterpretasikan plot LML dengan cara melihat dua garis yang ada pada plot LML (Kleinbaum & Klein, 2005).

Plot LML memiliki pola tidak sama apabila:

- Setiap garis (strata) terjadi perpotongan atau berimpit berarti ada interaksi kovariat terhadap waktu atau memiliki kovariat bergantung terhadap waktu.
- Setiap garis (strata) harus paralel/sejajar berarti tidak ada interaksi kovariat terhadap waktu atau memiliki kovariat tidak bergantung terhadap waktu.

Rasio Hazard (Hazard Rate)

Model regresi Cox disebut juga model *hazard* proporsional. Jika dua individu dengan kovariat Z dan Z* dengan $h(t|Z)$ dan $h(t|Z^*)$ adalah fungsi hazard masing-masingnya. Maka rasio tingkat hazard-nya atau hazard relatif antara individu pertama dan individu kedua adalah:

$$\frac{h(t|Z)}{h(t|Z^*)} = \frac{h_0 \exp(\beta'Z)}{h_0 \exp(\beta'Z^*)} = \exp[\beta'(Z - Z^*)] = \text{konstanta}$$

Klein J & Moeschberger (1997) menyatakan bahwa Tingkat *hazard* dari dua fungsi tersebut bersifat proporsional dan tidak tergantung waktu. Jika rasio pada persamaan diatas bernilai 3 pada titik waktu tertentu, maka rasio gagal dari individu pertama tiga kali lebih besar daripada individu kedua. Pendugaan nilai parameter $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ dapat dicari melalui fungsi likelihood parsial yang didasarkan pada probabilitas bersyarat. Apabila x_j adalah waktu event ke-j, dengan $x_1 < x_2 < \dots < x_D$. D adalah banyaknya waktu event yang berbeda. $Z_{(j)k}$ adalah kovariat ke-k dari individu dengan waktu event t_j .

$R(x_j)$ himpunan semua individu yang tetap dalam pengamatan sesaat sebelum waktu event x_j (Cox & Oakes 1984), maka fungsi likelihood untuk semua waktu event adalah:

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^D \frac{\exp(\sum_{k=1}^p \beta_k Z_{jk})}{\sum_{m \in R(x_j)} \exp(\sum_{k=1}^p \beta_k Z_{mk})}$$

Misalkan $LL(\beta) = \ln(L(\beta))$. Syarat perlu untuk mendapatkan nilai dugaan β yang memaksimumkan $LL(\beta)$ adalah diferensial $LL(\beta)$ terhadap β_k bernilai nol, untuk $k = 1, 2, \dots, p$, atau $\frac{\partial LL(\beta)}{\partial \beta_k} = 0$. Dengan menyelesaikan p buah persamaan ini, maka akan dapat diperoleh nilai-nilai dugaan $\beta_k, k = 1, 2, \dots, p$ yang memaksimumkan $LL(\beta)$ maupun $L(\beta)$ (Klein J & Moeschberger R, 1997).

Pengujian Hipotesis

$LL(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{k-1})$ adalah nilai log likelihood untuk model dengan k-1 peubah penjelas. $LL(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ adalah nilai log likelihood untuk model dengan k buah peubah penjelas. Pengujian hipotesis $H_0: \beta_k = 0$ pada setiap langkah pengujian ke-k, menggunakan statistik uji likelihood rasio:

$$X^2 = -2 [LL(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{k-1}) - LL(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)]$$

yang berdistribusi khi-kuadrat dengan derajat bebas 1, di bawah H_0 . Apabila nilai χ^2 lebih besar dari nilai tabel distribusi khi-kuadrat, menunjukkan bahwa peubah ke-k yang masuk dalam model signifikan (Lee 1992). Sebuah uji alternatif untuk melihat signifikansi koefisien regresi dapat juga dilakukan dengan menggunakan uji Wald (Lee, 1992). Dalam analisis ini, statistik uji yang digunakan adalah: $W_j = \left[\frac{\hat{\beta}}{SE(\hat{\beta})} \right]^2$ di bawah hipotesis nol bahwa $\hat{\beta}_j = 0$, Wald mengikuti sebaran normal baku. Oleh karena itu pada pengujian dua sisi hipotesis nol akan ditolak jika $|Wald| > Z_{\alpha/2}$.

Uji Kesesuaian Model

Pengujian kesesuaian model (*goodness of fit*) bertujuan untuk mengetahui apakah model regresi Cox proporsional hazard sesuai dan cocok digunakan pada kasus penelitian ini. Kesesuaian model ini dapat ditunjukkan oleh nilai R-square yang menjelaskan seberapa besar proporsi variasi dalam peubah respon dapat dijelaskan oleh peubah bebas secara bersamaan (Hosmer *et al.* 2008).

$$R_{p,e}^2 = 1 - \left\{ \exp \left[\frac{2}{m} (L_0 - L_p) \right] \right\}$$

$$R_{p,y}^2 = \frac{R_{p,e}^2}{R_{p,e}^2 + \frac{\pi^2}{6} (1 - R_{p,e}^2)}$$

dengan m adalah jumlah observasi yang mengalami event, L_0 adalah Log partial likelihood pada saat model tanpa peubah, L_p adalah Log Partial Likelihood pada model fit dengan p peubah.

Pendugaan Fungsi Ketahanan

Pendugaan fungsi ketahanan dalam regresi Cox menggunakan penduga Breslow. Fungsi daya tahan terapi Antiretroviral penderita HIV t dengan peubah penjelas X adalah

$$\hat{S}(t, X) = \left(\hat{S}_0(t) \right)^{\exp(\hat{\beta}'X)}$$

dengan

$$\hat{S}_0(t) = \exp \left[- \sum_{\tau \leq t} \frac{d_j}{\sum_{k \in R(\tau_j)} \exp(\hat{\beta}'X_k)} \right]$$

sedangkan d_j jumlah kegagalan pada τ_j dan $R(\tau_j)$

adalah himpunan individu-individu yang masih bertahan hingga τ_j .

3. Metode Penelitian

Jenis penelitian yang dilakukan adalah penelitian kuantitatif deskriptif. Tahapan penelitian kuantitatif adalah identifikasi permasalahan, studi literatur, pengembangan kerangka konsep, identifikasi dan definisi variabel, hipotesis, dan pertanyaan penelitian, pengembangan desain penelitian, teknik sampling, pengumpulan data dan kuantifikasi data, analisis data dan pemodelan. Penelitian ini digunakan untuk menentukan faktor resiko yang menyebabkan tunggakan pembayaran iuran BPJS kesehatan di Kota Padang.

Data yang digunakan adalah data sekunder yang diperoleh dari kantor BPJS Kota Padang. Data merupakan data demografi peserta BPJS dan status pembayaran iuran. Populasi penelitian merupakan seluruh peserta BPJS yang terdaftar di BPJS kesehatan Kota Padang mulai Bulan Januari 2020 hingga Desember 2020. Sampel penelitian adalah peserta BPJS kesehatan mandiri yang masih menjadi peserta BPJS kesehatan Kota Padang hingga penelitian ini dilakukan yaitu pada bulan Desember 2022.

Teknik Analisis Data

Langkah awal yang dilakukan adalah melakukan analisis deskriptif pada data demografi peserta BPJS dan status kepesertaannya. Selanjutnya untuk mengetahui faktor resiko yang mempengaruhi gagal bayar iuran BPJS kesehatan dilakukan langkah-langkah analisis data sebagai berikut:

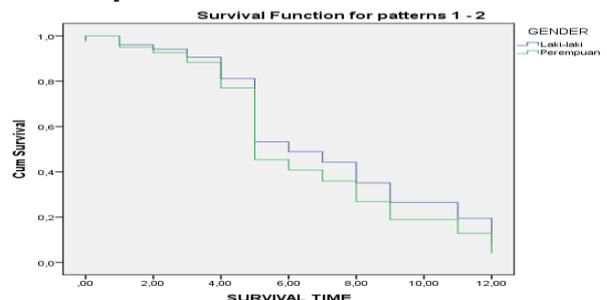
- Pembentukan model regresi cox proporsional hazard untuk melihat pengaruh peubah penjelas terhadap data waktu ketahanan peserta BPJS kesehatan secara simultan. Menurut Cox dan Qakes (1984), tingkat hazard untuk suatu individu ke- i adalah:

$$h(t | Z) = h_0(t) \exp(\beta'Z)$$
- Penyeleksian peubah penjelas yang masuk ke dalam model agar diperoleh model terbaik menggunakan prosedur *stepwise*.
- Pengujian parameter model (β_i) secara simultan untuk mengetahui faktor-faktor yang signifikan mempengaruhi data waktu ketahanan peserta BPJS kesehatan. Pengujian secara keseluruhan dilakukan dengan menggunakan *likelihood ratio test* (persamaan 1). Pengujian parameter β_j secara parsial dilakukan dengan uji Wald (persamaan 2).
- Pemeriksaan asumsi proporsional dengan membuat plot log minus log dari fungsi survival.

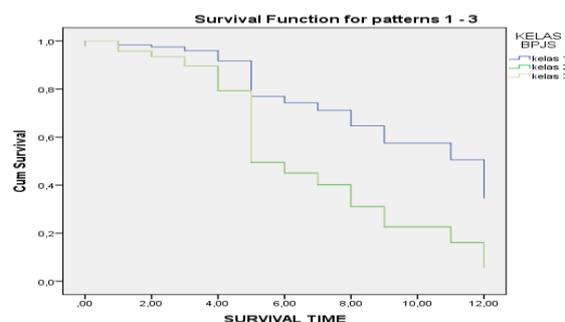
- Melakukan pengujian tingkat kesesuaian (*goodness of fit*) model cox proporsional hazard yang ditunjukkan oleh nilai R-square.
- Melakukan interpretasi koefisien pada model cox proporsional hazard dengan menggunakan rasio hazard atau hazard relatif.
- Penerapan model cox dalam menduga factor resiko yang mempengaruhi data waktu ketahanan peserta BPJS kesehatan hingga terjadinya tunggakan pembayaran.

4. Hasil Penelitian Dan Pembahasan

Dalam analisis survival, T adalah gagal bayar anggota BPJS Mandiri kota Padang dengan peubah indikator δ_i , yang menyatakan apakah pada saat pengambilan data anggota BPJS telah mengalami penunggakan pembayaran ($\delta_i = 1$) atau belum ($\delta_i = 0$). Jenis sensor pada peubah ini adalah sensor acak. Berikut ditampilkan deskripsi data waktu survival atau ketahanan peserta BPJS kesehatan dalam membayar iuran BPJS dalam satuan Bulan.



Gambar 4.1a Survival Time Berdasarkan Gender



Gambar 4.1b Survival Time Berdasarkan Kelas BPJS

Gambar 4.1 menunjukkan, daya tahan anggota BPJS laki-laki lebih tinggi dibanding anggota BPJS perempuan dalam menghadapi resiko gagal bayar. Hal ini disebabkan karena lebih dari separuh objek penelitian ini adalah laki-laki bekerja. Sementara objek penelitian perempuan didominasi oleh mahasiswa.

Model Regresi Cox Proporsional Hazard

Analisis regresi Cox proporsional hazard dilakukan dengan memasukkan semua peubah

penjelas ke dalam model. Pengujian parameter secara simultan dengan uji G didapatkan nilai statistik uji khi-kuadrat sebesar 88,519 dengan nilai $p = 0,000$. Dengan demikian disimpulkan bahwa H_0 ditolak. Pengujian parameter secara parsial dilakukan dengan uji Wald, hasil ini memberikan informasi bahwa peubah yang berpengaruh nyata pada taraf alpha 5% adalah status bekerja, kelas BPJS, dan gender.

Pemodelan dilakukan kembali untuk menyeleksi peubah penjelas yang masuk ke dalam model agar diperoleh model terbaik menggunakan prosedur *backward*. Hasil analisis dengan melibatkan semua peubah penjelas dihasilkan nilai AIC terkecil (4840,03) yaitu model survival yang melibatkan 3 parameter dalam model (Lampiran), dengan nilai $p = 0,000$ ($p < 0.05$). Sehingga model survival dengan melibatkan 3 parameter merupakan model terbaik. Tabel 4.2 memberikan informasi bahwa semua peubah berpengaruh nyata. Hal ini didukung dengan jumlah data yang lebih banyak dari data yang digunakan dalam analisis regresi logistik.

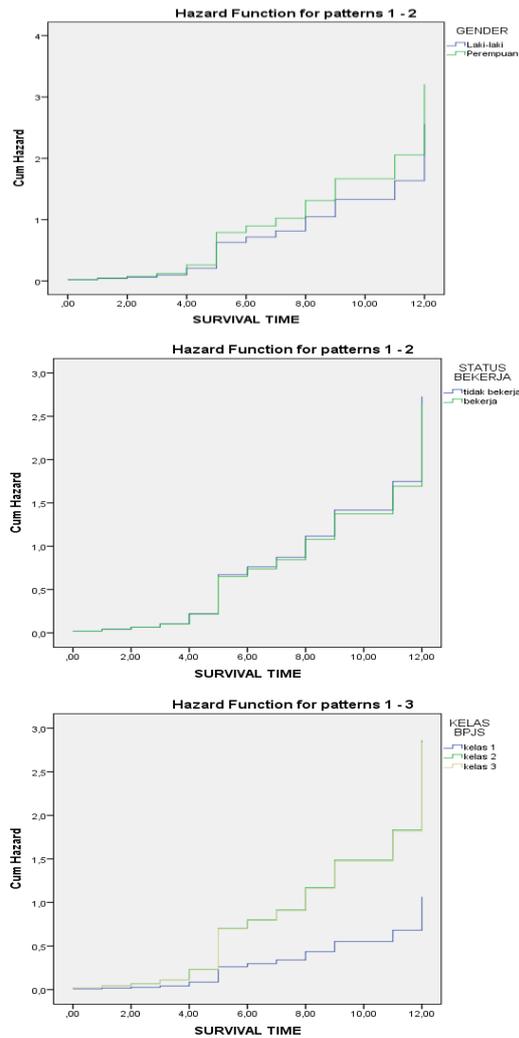
Tabel 4.1. Hasil Analisis Survival Dengan Model Regresi Hazard Proporsional

Variabel	B	Wald	Sig.	Exp(B)
Gender	0,227	1,563	0,211	1,254
StatusBekerja	-0,032	0,036	0,000	0,968
Kelas_BPJS		8,723	0,013	
Kelas_BPJS(1)	0,989	8,650	0,003	2,690
Kelas_BPJS(2)	0,981	7,332	0,007	2,667

Sumber: Data Diolah, 2022.

Berdasarkan peubah-peubah penjelas yang berpengaruh nyata (Tabel 4.2) terhadap peubah respon ($p < 0.05$) diketahui faktor-faktor yang mempengaruhi gagal bayar anggota BPJS Mandiri Kota Padang.

Anggota BPJS mandiri Perempuan memiliki resiko mengalami gagal bayar sebesar 1,254 kali dari anggota BPJS Mandiri laki-laki. Gambar 4.2a menunjukkan bahwa tingkat kegagalan yang paling tinggi adalah pada anggota BPJS Mandiri perempuan. Anggota BPJS mandiri tidak bekerja memiliki resiko mengalami gagal bayar sebesar 0,968 kali dari anggota BPJS Mandiri bekerja. Gambar 4.2b menunjukkan bahwa tingkat kegagalan yang paling tinggi adalah pada anggota BPJS Mandiri tidak bekerja. Anggota BPJS mandiri kelas 3 memiliki resiko mengalami gagal bayar sebesar 2,667 kali dari anggota BPJS Mandiri kelas 1..

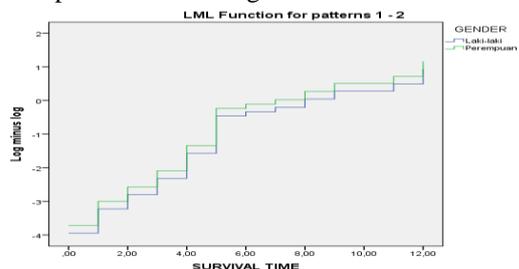


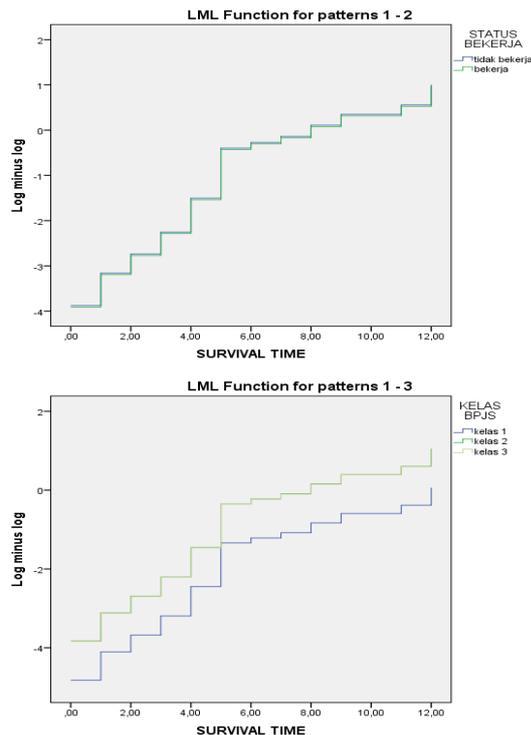
Gambar 4.2. Plot fungsi hazard Anggota BPJS Mandiri

Gambar 4.2 menunjukkan bahwa tingkat kegagalan yang paling tinggi adalah pada anggota BPJS Mandiri perempuan, kelas 3, dan tidak bekerja.

Pemeriksaan Asumsi Proporsional

Pemeriksaan asumsi proporsional hazard dilakukan menggunakan Plot LML data survival dan diperoleh hasil sebagai berikut:





Gambar 4.3. Fungsi *log-minus-log*

Plot LML data survival (Gambar 4.3) menunjukkan setiap strata masing-masing kovariat paralel terhadap waktu, berarti tidak ada interaksi kovariat dengan waktu atau kovariat tidak bergantung terhadap waktu. Hazard dalam peubah penjelasa (kovariat) bersifat proporsional sehingga asumsi proporsional telah terpenuhi

5. Kesimpulan Dan Saran

Berdasarkan hasil pembahasan dapat disimpulkan bahwa penerapan model regresi *cox proportional hazard* menggunakan data tersensor dalam penelitian ini diketahui faktor-faktor yang mempengaruhi gagal bayar anggota BPJS Kota Padang adalah status bekerja, gender dan kelas BPJS. Berdasarkan analisis pada model *cox proportional hazard* diketahui bahwa waktu ketahanan yang paling tinggi adalah pada anggota BPJS Mandiri alaki-laki, kelas 1, dan bekerja. Sementara faktor resiko terhadap tingkat kegagalan bayar iuran yang paling tinggi adalah pada anggota BPJS Mandiri perempuan, kelas 3, dan tidak bekerja.

Saran atas penelitian selanjutnya apabila tidak diinginkan adanya pengurangan jumlah kasus pada jenis data tak lengkap (yang mengandung data tersensor) akan lebih baik jika dianalisis dengan analisis survival. Penelitian selanjutnya disarankan untuk membandingkan *hazard rate* menggunakan analisis statistika lainnya seperti analisis regresi logistik.

Daftar Rujukan

- Asuroh S. 2005. *Pemodelan Masa Belajar Pada Usia Sekolah Dengan Menggunakan Survival Analysis*. [Tesis]. Bogor: Program Pascasarjana, Institut Pertanian Bogor.
- [BPS] Biro Pusat Statistik. *Statistik*. 1994. Kesejahteraan Rakyat. Jakarta.
- Clerici, M., Balotta, C., Meroni, L., Ferrario, E., Riva, C., Trabattoni, D., Ridolfo, A., Villa, M., Shearer, G.M., Moroni, M. and Galli, M. (1996). "Type 1 cytokine production and low prevalence of viral isolation correlate with long-term non progression in HIV infection". *AIDS Res. Hum. Retroviruses*. **12** (11): 1053–1061
- Collet D. 2003. *Modelling Survival Data in Medical Research*. Second Edition. New York: Chapman & Hall.
- Cox RD, Oakes D. 1984. *Analysis of Survival Data*. New York: Chapman & Hall.
- Gharibvand, L. 2008. *A Step-by-Step Guide to survival Analisis*. University of California, Riverside.
- Hosmer DW, Lemeshow S, May S. 2008. *Applied Survival Analysis*. Canada : John Wiley & Sons Inc.
- Kleinbaum DG, Klein M. 2005. *Survival Analysis: A Self-Learning Text*. Second Edition. New York: Springer.
- Klein J, Moeschberger R. 1997. *Survival Analisis*. New York: Springer.
- Lee ET. 1992. *Statistical Methods for Survival Data Analysis*. Second Edition. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Leung KM, Elashoff RM, Afifi AA. 1997. *Censoring Issues in Survival Analisis*. *Annu. Rev. Public Health* 1997, 18: 83-104.
- Sudarman, Batara, A. S., & Haeruddin. (2021). Faktor yang Berhubungan dengan Kemampuan dan Kemauan Membayar Iuran BPJS Peserta Mandiri di Kelurahan Sanua Kecamatan Kendari Barat. *Promotif: Jurnal Kesehatan Masyarakat*, 11(1), 45–57.

<https://jurnal.unismuhpalu.ac.id/index.php/PJKM/article/view/1517>

Vittinghoff E, Shiboski SC, Glidden DV, McCulloch CE. 2004. *Regression Methods in Biostatistics: Linear, Logistic, Survival, and Repeated Measures Models*. New York:Springer.

Wulandari, A., Syah, N. A., & Ernawati, T. (2020). Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Kepatuhan Peserta Mandiri Dalam Pembayaran Iuran Program Jaminan Kesehatan Nasional di Kota Solok. *Jurnal Kesehatan Andalas*, 9(1), 7. <https://doi.org/10.25077/jka.v9i1.1219>