Jurnal Pendidikan dan Konseling
Volume 4 Nomor 6 Tahun 2022
E-ISSN: 2685-936X dan P-ISSN: 2685-9351
Universitas Pahlawan Tuanku Tambusai

Perbandingan Premi Asuransi Jangka Panjang Dengan Model Markov Untuk Lansia Di Provinsi Sumatera Barat dan D. I. Yogyakarta

Tasnim Rahmat
Program Studi Pendidikan Matematika UIN Sjech M. Djamil Djambek Bukittinggi
Email: tasnim.rahmat86@gmail.com

Abstrak

Perawatan Jangka Panjang (LTC) untuk lansia dimodelkan dengan model markov multi status. Pada kasus ini akan dibahas tentang perbandingan antara premi asurasi jangka panjang untuk lansia di Provinsi Sumatera Barat dengan lansia di D I Yogyakarta. Karena data pada dua daerah ini sangat dipengaruhi oleh tren demografis. Kerangka yangdipakai multi status dengan model waktu kontinu.
Kata kunci : *Perbandingan Asuransi perawatan jangka panjang, premi, multistatus*
.

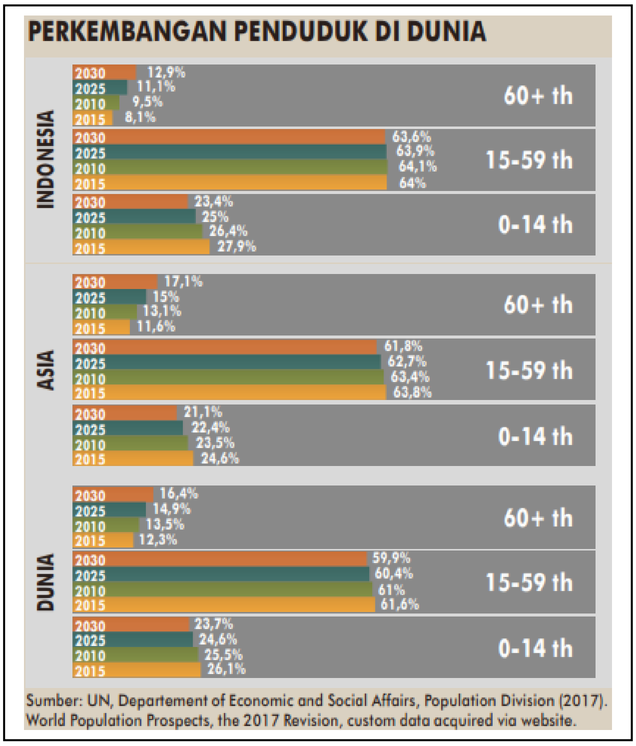
Abstract

Long-term care (LTC) for the elderly is modeled with a multi-status markov model. In this case, it will discuss the comparison between long-term insurance premiums for the elderly in the Province of West Sumatra with the elderly in Yogyakarta. Because data in these two regions is strongly influenced by demographic trends. The framework used is multi-status with a continuous time model.
Keyword: *Comparison of long-term, premium, multistatus care insurance.*

PENDAHULUAN

Banyak orang tidak mengerti resiko yang akan menimpa dirinya dalam beberapa tahun kedepan. Dengan bertambah umur maka kita akan memasuki usia lansia. Besarnya jumlah penduduk lansia di Indonesia di masa depan membawa dampak positif maupun negatif. Berdampak positif, apabila penduduk lansia berada dalam keadaan sehat, aktif dan produktif. Disisi lain, besarnya jumlah penduduk lansia menjadi beban jika lansia memiliki masalah penurunan kesehatan yang berakibat pada peningkatan biaya pelayanan kesehatan, penurunan pendapatan/penghasilan, peningkatan disabilitas, tidak adanya dukungan sosial dan lingkungan yang tidak ramah terhadap penduduk lansia.

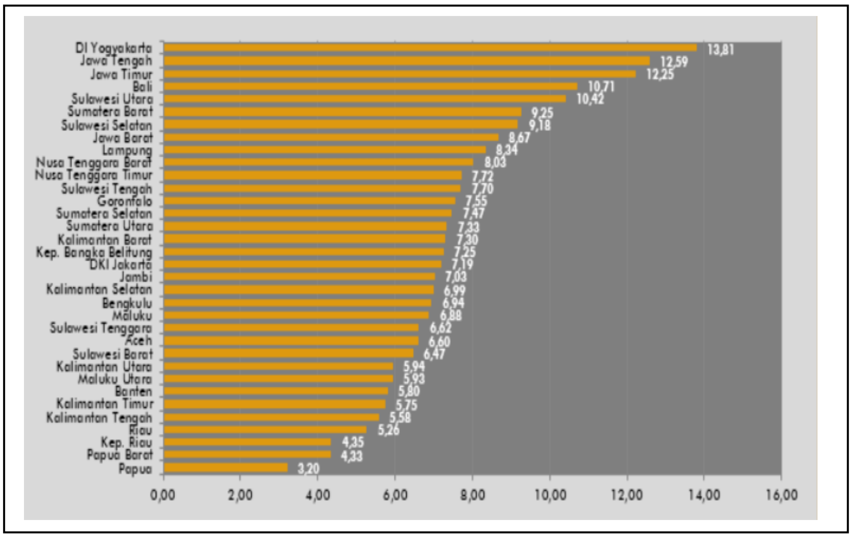
Menurut Peraturan Pemerintah Republik Indonesia Nomor 43 Tahun 2004, lanjut usia adalah seseorang yang telah mencapai usia 60 (enam puluh) tahun ke atas. Komposisi penduduk tua bertambah dengan pesat baik di negara maju maupun negara berkembang, hal ini disebabkan oleh penurunan angka fertilitas (kelahiran) dan mortalitas (kematian), serta peningkatan angka harapan hidup (life expectancy), yang mengubah struktur penduduk secara keseluruhan. Proses terjadinya penuaan penduduk dipengaruhi oleh beberapa faktor, misalnya: peningkatan gizi, sanitasi, pelayanan kesehatan, hingga kemajuan tingkat pendidikan dan sosial ekonomi yang semakin baik. Secara global populasi lansia diprediksi terus mengalami peningkatan seperti tampak pada gambar di bawah. Dari gambar juga menunjukkan bahwa baik secara global, Asia dan Indonesia dari tahun 2015 sudah memasuki era penduduk menua (ageing population) karena jumlah penduduknya yang berusia 60 tahun ke atas (penduduk lansia) melebihi angka 7 persen. (Kesehatan, 2017)



Menurut data BPS data proyeksi penduduk, diperkirakan tahun 2017 terdapat 23,66 juta jiwa penduduk lansia di Indonesia (9,03%). Diprediksi jumlah penduduk lansia tahun 2020 (27,08 juta), tahun 2025 (33,69 juta), tahun 2030 (40,95 juta) dan tahun 2035 (48,19 juta). Suatu negara dikatakan berstruktur tua jika mempunyai populasi lansia di atas tujuh persen (Soeweno). Gambar di bawah memperlihatkan persentase lansia di Indonesia tahun 2017 telah mencapai 9,03% dari keseluruhan penduduk. Selain itu, terlihat pula bahwa persentase penduduk 0-4 tahun lebih rendah dibanding persentase penduduk 5 - 9 tahun. Sementara persentase penduduk produktif 10 - 44 tahun terbesar jika dibandingkan kelompok umur lainnya. Hal ini menunjukkan bahwa Indonesia termasuk negara dengan struktur penduduk menuju tua (ageing population) (Pusat data dan Informasi BPS, 2017).

Dari gambar di bawah menunjukkan bahwa belum seluruh provinsi Indonesia berstruktur tua. Ada 19 provinsi (55,88%) provinsi Indonesia yang memiliki struktur penduduk tua. Dari gambar di bawah dapat dilihaat tig provinsi dengan persentase lansia terbesar adalah DI Yogyakarta (13,81%), Jawa Tengah (12,59) dan Jawa Timur (12,25%) sedangkan sumatera barat pada urutan kelima dengan (9,25%). Sementara itu, tiga provinsi dengan persentase lansia terkecil adalah Papua (3,20%), Papua Barat (4,33%) dan Kepulauan Riau (4,35%). Sumber BPS 2017 (Merdeka, 2017)

Indosnesia mengalami pertumbuhan penduudkan lanjut usia (lansia). jumlah penduduk yang berusia diatas 60 taahun naik dratis. dari 4,5 persen pada 1971 menjadi 8,6 persen atau sekitar 21 juta saat ini. booming lansia akan menjadikenyataan pada 2035 dengan menempati 15,6 persenn dari total populasi indonesia.



Semakin bertambahnya usia semakin besar pula kemungkinan akan membutuhkan bantuan orang lain untuk melakukan aktivitas sendiri. Semakin besar pula kita akan memasuki panti jompo. Tapi usia bukanlah factor penentu seseorang membutuhkan perawatan jangka Panjang. Sekitar 60 persen orang berusia diatas 65 tahun butuh bebrapa jenis perawatan jangka Panjang. Tapi ada 40% lagi individu butuh perawatan jangkan Panjang berusia 18 – 64 tahun. Jadi perawatan jnagka Panjang dibutuhkan oleh berbagai umur.

Pertumbuhan jumlah lansia antar propinsi di Indonesia memiliki keragaman. Dari tahun 1990 sampai tahun 2017 Propinsi Daerah Istimewa Yogyakarta (D.I.Yogyakarta) memiliki jumlah penduduk lansia tertinggi dibandingkan dengan propinsi lainnya yaitu sebesar 13,81% dari penduduknya, sedangkan Propinsi Sumatera Barat memiliki jumlah penduduk lansia keenam tertinggi dibandingkan dengan propinsi lainnya yaitu sebesar 9,25% dari jumlah penduduknya.

Sebagian dari lansia di D.I.Yogyakarta dan padang ada yang tinggal bersama keluarga yaitu anak dan cucunya, namun sebagian lagi ada yang menghabiskan masa hidupnya di panti wredha. Menurut Kamus Besar Bahasa Indonesia, panti wredha adalah rumah tempat mengurus dan merawat orang jompo/lanjut usia. Panti Sosial Tresna Wredha (PSTW) merupakan panti sosial di yang mempunyai tugas memberikan bimbingan dan pelayanan bagi lanjut usia agar dapat hidup secara baik dan terawat dalam kehidupan masyarakat baik yang berada di dalam panti maupun yang berada di luar panti. Pada saat ini PSTW Yogyakarta mempunyai 2 (dua) Unit yaitu PSTW Yogyakarta Unit Abiyoso di Pakem Kabupaten Sleman dan PSTW Yogyakarta Unit Budi Luhur Kasongan, Bangunjiwo, Kasihan Bantul. PSTW Yogyakarta Unit Abiyoso memiliki kapasitas menampung 126 orang sedangkan PSTW Yogyakarta Unit Budi Luhur hanya bisa menampung 88 orang. Sedangkan di provinsi sumatera barat memiliki 2 PSTW yakni “sabia nan aluih” dan PSTW Kasih saying Ibu Batusangkar. PSTW Sabai Nan Aluih menanmpung 110 orang dan KSI (Kasih Sayang Ibu) memiliki daya tampung 70 orang.

Perawatan jangka panjang menurut American institute medicine adalah berbagai macam pelayanan kesehatan dan pelayanan social yang disediakan bagi individu yang membutuhkan bantuan secara terus menerus karena kecacatan fisik maupun cacat mental (Haberman, 1999).

Produk asuransi perawatan jangka panjang di Indonesia belum begitu populer seperti di Amerika S erikat dan Kanada. Jaminan yang diberikan adalah berupa biaya perawatan ketika tertanggung menderita sakit akibat suatu penyakit maupun kecelakaan yang memerlukan bantuan perawatan tingkat dasar misaln ya dalam hal mandi, makan, minum, berpakaian, menggunakan toilet.Perawatan spesialis,misalnya dalam p erawatan mental dan melakukan suntikan atau pengambilan darah dan urine untuk diagnosis (Fuad, 2015).

Proses stokastik yang memiliki sifat bahwa jika diberi nilai X_t, maka untuk s > t, nilai X_s tidak dipengaruhi oleh nilai-nilai dari untuk *u* < *t* disebut sebagai suatu proses Markov $\{X_t\}$. Jadi dapat diambil kesimpulan bahwa rantai markov adalah suatu kejadian di masa yang akan datang hanya bergantung pada keadaan sekarang dan tidak dipengaruhi masa lampau.

Analisis markov merupakan suatu metode yang mempelajari sifat-sifat suatu variabel pada masa sekarang yang didasarkan pada sifat-sifatnya di masa lalu dalam usaha menaksir sifat-sifat variabel yang sama di masa yang akan datang. Sebuah proses stokastik $\{X_t\}$ dikatakan mempunyai sifat markov jika peluang bersyarat dari kejadian (*state*) yang akan datang $X_{t+1} = j$, jika diberikan *state* yang telah lalu dan sekarang $X_t = 1$, tidak tergantung pada *state* sekarang dari sebuah proses. Peluang bersyarat $P(X_{t+1} = j|X_t = i)$ yang disebut peluang peralihan.

Jika untuk setiap *i* dan *j* berlaku $P(X_{t+1} = j(X_t = i) = P(X_t = j|X_0 = 1)$ untuk semua *t* = 0, 1, …,n maka peluang peralihan satu langkah dikatakan stasioner dan dilambangkan dengan P_{ij}. Artinya peluang peralihan stasioner adalah peluang peralihan yang tidak berubah terhadap waktu atau tidak tergantung parameter *t*, sehingga untuk setiap *i, j,* dan *n,* untuk *n* = 0, 1, …, sehingga $(X_{t+n} = j(X_t = i) = P(X_n = j|X_0 = 1)$ untuk *t* = 0, 1, …, *n*. $P_{ij}^{(n)}$ adalah peluang bersyarat variabel acak *X* dimulai dari *state i* hingga *state j* setelah *n* langkah.

Untuk *n* = 0, $P(X_n = j|X_0 = i) = P_{ij}^0$, dimana

$$\begin{cases} P_{ij}^{(n)} = \begin{matrix} 1 & \text{untuk } i = j \\ 0 & \text{untuk } i \neq j \end{matrix} \end{cases}$$

Karena $P_{ij}^{(n)}$ adalah peluang bersyarat maka $P_{ij}^{(n)}$ haruslah memenuhi syarat $P_{ij}^{(n)} \geq 0$ untuk semua *i, j,* dan *n,* untuk *n* = 0, 1, … dan karena proses membuat peralihan ke dalam beberapa *state* maka :

$$\sum_{j=0}^{m} P_{ij}^{(n)} = 1, \text{untuk semua i dan n} = 0,1, \dots, \text{n}$$

1. Probabilitas Transisi

Definisi 2.10 (Haberman dan Pitacco, 1999) *Peluang bersyarat* $Pr\{X_u = j|X_t = i\}$ *untuk* $0 \leq t < u$ *dan* $i, j \in S$ *disebut probabilitas transisi dari status i ke status j dan dinotasikan dengan*

$$P_{ij}(t,u) = Pr\{X_u = j|X_t = i\}$$

Probabilitas transisi memiliki sifat-sifat sebagai berikut.

$0 \leq P_{ij}(t,u) \leq 1,$ untuk semua *i, j,* $0 \leq t \leq u$

$\sum_j P_{ij}(t,u) = 1,$ untuk semua *i*, $0 \leq t \leq u$

Probabilitas menetap (*occupancy probability*) didefinisikan sebagai berikut.

$P_{\underline{ii}}(t,u) = Pr(X_z = i \text{untuk semua} z \in [t,u]|X_t = i)$

Semua probabilitas transisi pada $0 \leq t \leq u$ dapat dibawa ke dalam sebuah matriks probabilitas transisi berikut.

$$P[t,u] = \begin{bmatrix} P_{11}(t,u) & P_{12}(t,u) & \dots & P_{1N}(t,u) \\ P_{21}(t,u) & P_{22}(t,u) & \dots & P_{2N}(t,u) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{N1}(t,u) & P_{N2}(t,u) & \dots & P_{NN}(t,u) \end{bmatrix}$$

Proses stokastik adalah permasalahan yang berkaitan dengan suatu aturan peluang, dengan kata lain perilaku proses stokastik pada waktu yang akan datang tidak dapat diprediksi dengan tepat. Proses stokastik dapat dibedakan menjadi dua, yaitu proses stokastik dengan waktu kontinu dan proses stokastik dengan waktu diskret.

Definisi 2.9 (Haberman dan Pitacco, 1999) *Diketahui suatu proses stokastik waktu* $\{X_t; t \geq 0\}$ *dengan ruang status* $\mathscr{S}$ *terhitung.* $\{X_t;\, t \geq 0\}$ *disebut rantai markov waktu , jika untuk sebarang n dan setiap himpunan waktu berhingga* $(0 \leq)\ t_0 < t_1 < \ldots, < t_{n-1} < t_n < u$ *dan himpunan status* $i_0, i_1, \ldots, i_{n-1}, i_n, j$ *dalam ruang status* $\mathscr{S}$ *memenuhi persamaan berikut*

$$\Pr\{X_u = j \,|\, X_{t_0} = i_0, \ldots, X_{t_n} = i_n\} = \Pr\{X_u = j \,|\, X_{t_n} = i_n\}$$

Definisi 2.10 (Haberman dan Pitacco, 1999) *Peluang bersyarat* $\Pr\{X_u = j \,|\, X_t = i\}$ *untuk* $0 \leq t < u$ *dan* $i, j \in \mathscr{S}$ *disebut probabilitas transisi dari status i ke status j dan dinotasikan dengan*

$$P_{ij}(t,u) = \Pr\{X_u = j \,|\, X_t = i\}$$

Sebelum menetapkan harga premi terlebih dahulu kita harus fungsi kerugian *(loss function)*. Karena dari awal telah ditetapkan bahwa untuk perhitungan premi kita menggunakan prinsip kesetaraan *(equivalence principle).* Persaman Chapman–Kolmogorov dapat ditulis sebagai berikut (Chairunisah, 2016).

$$P_{ij}(t,u) = \textstyle\sum_{k\in S} P_{ik}(t,w)\, P_{kj}(w,u)(t \leq w \leq u)$$

Prinsip keseteraaan menerapkan memiliki syarat bahwa

$$E[L] = 0 \qquad (3.8a)$$

bahwa nilai harapan dari kerugian $[L]$ sama dengan nol. Artinya kewajiban kewajiban perusahaan sama nilainya dengan hak yang di terima oleh nasabah, yaitu

$$E[presentvalueofbenefit] = E[presentvalueofbenefitpremiums]$$

Biasanya produk asuransi perawatan jangka panjang memberikan manfaat anuitas dengan jumlah tetap.

Misalkan kejadian I_E menunjukkan indikator dari kejadian E. Dengan asumsi deterministik,dan konstan force of interst δ, dengan diskon tahunan $v = e^{-\delta}$, misalkan n adalah maksimum durasi suatu polis. Diberikan lamanya waktu yang di tanggung oleh perawatan jangka panjang. adalah $n = \omega - x$ dimana $x$adalah usia seseorang ketika polis diterbitkan dan ω adalah usia maksimum. $Y(t)$ adalah nilai sekarang pada saat t dari manfaat *(present value of benefit)* dan $X(t)$ adalah premi *(present value of benefit premiums)* pada masa akan datang untuk polis perawatan jangka panjang secara umum adalah (untuk $t > 0$)

$$Y(t) = \int_t^n v^{u-t} \textstyle\sum_j b_j(u)\, I_{\{S(u)=j\}} du \qquad (3.9)$$

$$X(t) = \int_t^n v^{u-t} \textstyle\sum_j p_j(u)\, I_{\{S(u)=j\}} du \qquad (3.10)$$

.Persamaan (3.9) dan (3.10) dapat digabungkan sebagai berikut

$$L(t) = \int_t^n v^{u-t} \textstyle\sum_j b_j(u)\, I_{\{S(u)=j\}} du$$

Dalam persamaan ini disebut juga fungsi kerugian untuk polis tunggal.Fungsi disebut $L(t)$ juga sebagai fungsi kerugian pada waktu t, karena perbedaan antara manfaat dan premi ($L(t) = Y(t) - X(t)$).

Premi dan cadangan dihitung sesuai dengan prinsip kesetaraan / equivalensi

Kami berasumsi bahwa prinsip kesetaraan harus dipenuhi pada tingkat polis, maka premi untuk setiap polis seperti pada persamaan (3.8a) adalah

$$E[L(0)|S(0) = 1] = 0$$

Ekspektasi dari fungsi kerugian pada saat $t = 0$ jika si tertanggung berada pada state 1 saat $t = 0$ sama dengan nol. Ini juga berarti bahwa

$$E[X(0)|S(0) = 1] = E[Y(0)|S(0) = 1]$$

Metode stand alone dalam asuransi perawatan jangka panjang (LTC) memberikan jumlah yang tetap/ terbatas dalam hal kebutuhan LTC. Jumlah anuitas dapat didefinisikan sebagai fungsi dari tingkat kelemahan/ kecacatan . Karena hanya satu tingkat kecacatan yang diberikan dalam makalah ini, maka diasumsikan bahwa hanya satu tingkat manfaat yang disediakan. kita mengadopsi tingkat benefit dengan jumlah konstan,b_2. Mengingat bahwa polis yang dikeluarkan kepada orang tua sepertinya cukup dibiayai dengan premi tunggal. Fungsi kerugian pada tingkat individu untuk $t = 0$

$$L(0) = b_2 \int_0^n v^u \, I_{\{S(u)=2\}} du$$

Untuk $t > 0$

$$L(t) = b_2 \int_t^n v^{u-t} \, I_{\{S(u)=2\}} du$$

Karena kita bertujuan menilai risiko yang melekat pada harga yang diberikan, dalam mengikuti fungsi kerugian akan dianalisis terutama di waktu 0. Resiko perusahaan asuransi diukur melalui variansi fungsi kerugiannya. Yaitu dengan mencari moment pertama dan kedua dari fungsi kerugian. Moment pertama dari fungsi kerugian pada tingkat individu untuk $t > 0$

$$E[L(t)|S(t) = i] = b_2 \int_t^n v^{u-t} \, P_{i2}(t) dui = 1{,}2 \qquad (3.14)$$

Moment kedua dari fungsi kerugian saat $t > 0$ adalah

$$E[(L(t))^2|S(t) = i] = 2(b_2)^2 \int_t^n v^{2(u-t)} \, P_{i2}(t)$$

$$\left[\int_u^n v^{r-u} \, P_{22}(t, r) dr\right] dui = 1{,}2$$

dimana notasi $P_{ij}(t, u)$ menunjukkan probabilitas transisi (notasi serupa di bawah ini diambil untuk intensitas transisi). Jika masuk pada saat berada pada status 2 (perawatan jangka panjang), adalah

$$E[L(t)|S(t) = 2] = b_2 \int_t^n v^{u-t} \, P_{22}(t) du$$

Varians dari fungsi kerugian individu adalah

$$Var[L(t)|S(t) = i] = E[(L(t))^2|S(t) = i] - (E[L(t)|S(t) = i])^2$$

Setiap penghuni mempresentasikan realisasi dari rantai markov X_y dimana y adalah usia pasien pada tiga status,. yaitu , 1 (sehat), status 2 (perawatan jangka panjang), status 3 (meninggal). Untuk setiap penghuni diamati setiap transisi yang dia lakukan dan waktu terjadinya transisi. n_{ij} adalah orang terdiri dari jumlah orang yang bertransisi dari status 1 ke status 2, status 1 ke status 3, dan lainnya.

Dari persamaan (3.2), untuk setiap $i, j = 1{,}2{,}3$model pada gambar (4.1) diperoleh

$$\begin{aligned} \log L\left(\mu_{ij}^x\right) &= \log L\left(\mu_{12}^x, \mu_{13}^x, \mu_{23}^x\right) \\ &= -\mu_{ij}^x t_i + n_{ij} \log(\mu_{ij}^x) \\ &= -t_1\left(\mu_{12}^x + \mu_{13}^x\right) - t_2\left(\mu_{23}^x\right) + n_{11}\left(\log \mu_{12}^x + \log \mu_{12}^x\right) + n_{12} \log \mu_{12}^x \\ &\quad + n_{13} \log \mu_{13}^x + n_{22} \log \mu_{23}^x + n_{23} \log \mu_{23}^x \end{aligned}$$

Dengan

t_1 = total waktu seseorang berada dalam status sehat (tahun).

t_2 = total waktu seseorang berada dalam status perawatan jangka panjang (tahun).

n_{11}= banyaknya orang bertransisi dari status sehat ke status sehat.

n_{12}= banyaknya orang bertransisi dari status sehat ke status perawatan jangka panjang.

n_{13}= banyaknya orang bertransisi dari status sehat ke status meninggal.

n_{22}= banyaknya orang yang bertransisi dari status perawatan jangka panjang kestatus perawatan jangka panjang.

n_{23}= banyaknya orang bertransisi dari status perawatan jangka panjang ke status meninggal.

Untuk menentukan estimator intensitas transisi, dicari penyelesaian persamaan berikut

$$\frac{\partial \log L(\mu_{12}^x, \mu_{13}^x, \mu_{23}^x)}{\partial \mu_{12}^x} = 0$$

$$-t_1 + \frac{(n_{11} + n_{12})}{\mu_{12}^x} = 0$$

$$\hat{\mu}_{12}^x = \frac{n_{11} + n_{12}}{t_1}$$

Dengan cara yang sama, diperoleh intensitas transisi yang lain.

$$\hat{\mu}_{13}^x = \frac{n_{11}+n_{13}}{t_1}, \qquad \hat{\mu}_{23}^x = \frac{n_{22}+n_{23}}{t_2}$$

Pengumpulan data dapat dilakukan dengan berbagai cara, pada penelitian ini teknik yang dipakai dalam mengumpulkan data dengan cara dokumentasi. Dokumen merupakan catatan peristiwa yang sudah berlalu. Dokumen dapat berbentuk tulisan, gambar, serta karya karya dari seseorang (Sugiono, 2017). Data yang dikumpul beruba catatan catatan atau rekam kondisi para lansia selama di panti. Kapan mulai masuk masuk panti , tanggal sakit bagaimana keadaannya, lalu kapan sehat kembali bagaimana kondisi setelah sehat, dan jika meninggal kapan meninggal nya dan pada umur berapa. Jenis data yang dilakukan peneliti untuk megumpulkan data adalah data skunder yaitu data catatan kapan.

Perilaku penghuni Panti Jompo Abi Yoso dan Sasbai Nan Aluih diamati dalam periode observasi tersebut. Para penghuni panti yang masuk dalam periode observasi dicatat tanggal lahir, tanggal masuk wisma isolasi dan tanggal keluar wisma isolasi atau tanggal meninggal, serta tanggal keluar dari panti. Diasumsikan bahwa tingkah laku penghuni panti selama observasi tidak dipengaruhi oleh cara ia masuk ke dalam observasi maupun cara ia keluar dari observasi. Jangka waktu penghuni panti menghadapi resiko menjalani perawatan jangka panjang atau meninggal juga dihitung dengan menghitung selisih tanggal masuk wisma isolasi dan tanggal meninggal dengan tanggal penghuni masuk panti.

Data survival diklasrifikasikan menurut kelompok usia observasi. Berdasarkan klasifikasi kelompok usia observasi dihitung jumlah penghuni yang melakukan transisi dari sehat ke perawatan jangka panjang, sehat ke meninggal dan dari perawatan jangka panjang ke meninggal. Kemudian dicari juga lamanya waktu (tahun) seorang penghuni panti bertransisi dari suatu status ke status yang lain dihitung dengan mencari selisih usia penghuni panti saat masuk pertama kali menjadi penghuni panti dengan usia pada saat penghuni dipindahkan ke ruang isolasi untuk menjalani perawatan jangka panjang ataupun meninggal.

Berdasarkan klarifikasi kelompok usia observasi, dihitung banyaknya penghuni panti yang melakukan transisi sehat ke perawatan jangka panjang, sehat ke meninggal, dari perawatan jangka panjang ke meninggal, maupun dari sehat ke sehat dan dari perawatan jangka panjang ke perawatan jangka panjang. Hasil perhitungan dapat dilihat pada tabel 4.1 dibawah ini.

Selang Usia	n_{11}	n_{12}	n_{13}	n_{22}	n_{23}
(60,65)	25	4	3	2	4
(65,70)	23	5	8	2	5
(70,75)	34	9	17	1	9
(75,80)	19	8	5	2	8
(80,85)	8	9	5	1	9

Tabel 4.1 Jumlah transisi berdasarkan selang usia dan jenis transisi untuk PSTW Abi Yoso

Selang Usia	n_{11}	n_{12}	n_{13}	n_{22}	n_{23}
(60,65)	21	3	3	1	2
(65,70)	25	3	4	4	2
(70,75)	33	7	2	3	3
(75,80)	10	6	1	1	1
(80,85)	4	8	5	2	3

Tabel 4.1.1 Jumlah transisi berdasarkan selang usia dan jenis transisi untuk PSTW Sabai Nan Aluih

Ket :

n_{11}= banyaknya orang bertransisi dari status sehat ke status sehat.

n_{12}= banyaknya orang bertransisi dari status sehat ke status perawatan jangka panjang.

n_{13}= banyaknya orang bertransisi dari status sehat ke status meninggal.

n_{22}= banyaknya orang yang bertransisi dari status perawatan jangka panjang ke status perawatan jangka panjang.

n_{23}= banyaknya orang bertransisi dari status perawatan jangka panjang ke status meninggal.

Untuk melihat lamanya waktu (tahun) seorang penghuni panti bertransisi dari suatu status ke status yang lain dihitung dengan mencari selisih usia penghuni saat masuk pertama kali menjadi penghuni panti dengan usia pada saat penghuni dipindahkan ke ruang isolasi ataupun meninggal. Total waktu transisi dari suatu status ke status yang lain dapat dilihat pada tabel 4.2 dibawah ini.

Selang Usia	t_{11}	t_{12}	t_{13}	t_{22}	t_{23}
(60,65)	58.049	10.953	2.7424	3.8821	3.3246
(65,70)	54.61	3.4328	7.0191	2.2328	4.0602
(70,75)	119.37	21.556	32.846	1.3726	4.0547
(75,80)	34.090	12.846	6.3726	2.6575	5.0493
(80,85)	9.2821	12.967	7.901	4.6054	4.5726

Tabel 4.2 Total waktu transisi berdasarkan selang usia dan jenis transisi pada data PSTW AbiYoso pakem sleman

Selang Usia	t_{11}	t_{12}	t_{13}	t_{22}	t_{23}
(60,65)	47,69955	16,30228	10,82831	11,58813	11,94977
(65,70)	45,40913	11,28858	13,67945	10,48858	11,70685
(70,75)	88,58173	23,37077	30,89772	9,91507	11,70320
(75,80)	31,72694	17,56439	13,24840	10,77169	12,36621

(80,85)	15,18813	17,64475	14,26758	10,07032	12,04840

Tabel 4.2.1 Total waktu transisi berdasarkan selang usia dan jenis transisi Pada PSTW Sabai Nan Aluih

n_{11}= banyaknya waktu bertransisi dari status sehat ke status sehat.

n_{12}= banyaknya waktu bertransisi dari status sehat ke status perawatan jangka panjang.

n_{13}= banyaknya waktu bertransisi dari status sehat ke status meninggal.

n_{22}= banyaknya orang yang bertransisi dari status perawatan jangka panjang ke status perawatan jangka panjang.

n_{23}= banyaknya orang bertransisi dari status perawatan jangka panjang ke status meninggal.

Dengan menggunakan rumus estimasi maksimum likelihood, maka estimasi parameter intensitas transisi untuk setiap selang usia observasi dapat dilihat pada tabel 4.3.

Selang Usia	μ_{12}	μ_{13}	μ_{23}
(60,65)	0.864169	0.850231	0.832541
(65,70)	0.430334	0.476441	1.11232
(70,75)	0.247446	0.293482	1.842504
(75,80)	0.506475	0.4502	1.297547
(80,85)	0.563835	0.431168	1.089552

Tabel 4.3 Nilai taksiran intensitas transisi untuk masing-masing selang usia di PSTW Abi YOso

Usia (x)	$P_{11}(x,x+1)$	$P_{12}(x,x+1)$	$P_{13}(x,x+1)$	$P_{22}(x,x+1)$	$P_{23}(x,x+1)$
(60,65)	0,1575	0,0761	0,8462	0,4893	0,6356891
(65,70)	0,3533	0,0642	0,6064	0,3698	0,7551056
(70,75)	0,5094	0,0256	0,4443	0,1782	0,9467775
(75,80)	0,3361	0,0598	0,6330	0,3073	0,8176489
(80,85)	0,3235	0,0788	0,6301	0,3784	0,7465871

Selang Usia	μ_{12}	μ_{13}	μ_{23}
(60,65)	0.716864	0.508231	0.541832
(65,70)	0.334430	0.644741	1. 23211
(70,75)	0.446247	0. 329482	1.804254
(75,80)	0. 475506	0.4250	1. 529747
(80,85)	0.355638	0. 314168	1.550892

Tabel 4.3.1 Nilai taksiran intensitas transisi untuk masing-masing selang usia di PSTW Sabai Nan ALuih

A. Estimasi Probabilitas Transisi.

Untuk mencari nilai probabilitas transisi kita menggunakan persamaan pada subbab (3.3). Dengan hasil persamaan differensialnya adalah

1. $P_{11}(t) = e^{-\int_0^t (\mu_{12}+\mu_{13})dx}$
2. $P_{22}(t) = e^{-\int_0^t \mu_{23} dx}$
3. $P_{12}(t) = \int_0^t P_{11}(t)\mu_{12}\, e^{-\mu_{23}(t-x)}dx$
4. $P_{13}(t) = 1 - (P_{12}(t) + P_{11}(t))$
5. $P_{23}(t) = 1 - P_{22}(t)$

Dengan mensubstitusikan hasil estimasi intensitas transisi yang sudah di peroleh sebelumnya, maka diperoleh nilai peluang transisi untuk 5 kelompok selang usia $t = 1$ pada tabel (4.4)

Tabel (4.4) nilai probabilitas transisi (x,x+1)untuk masing-masing selang usia

B. Perhitungan Premi dan Perbandingannya

Estimasi transisi dan Probabilitas transisi yang kita peroleh pada bagian 4.3 akan digunakan dalam perhitungan premi dan resiko. Menurut gambar 4.1 hanya ada satu tingkatan perawatan jangka panjang berarti benefit hanya diberikan pada saat status 2 yaitu ketika berada saat perawatan jangka panjang. Kita asumsikan benefit yang diperoleh sebesar Rp.100.000.000.- dengan $i = 8\%$, menggunakan persamaan (3.14) maka premi asuransi perawatan jangka panjang untuk seseorang yang berumur 65 tahun dengan masa perlindungan 1 tahun adalah (hasil yang diperoleh dalam satuan juta)

$$NSP = 100\int_0^1 v^u\, P_{12}(t)du$$
$$= 100(0.07273619)$$
$$= 7.273619$$

Untuk premium pada selang usia lainnya dapat dilihat di tabel dibawah ini

Usia (x)	premi di DI Y	premi di SumBar
(60,65)	Rp 6.449.212	Rp. 7.914.941,83
(65,70)	Rp 5.444.451	Rp. 6.681.825,94
(70,75)	Rp 2.174.701	Rp. 2.668.950,92
(75,80)	Rp 5.065.150	Rp. 6.216.319,98
(80,85)	Rp 6.681.465	Rp. 8.199.979,81

Tabel (4.5) besar premi per selang usia untuk masa satu tahun.

Sebagai perbandingan oleh penulis maka perlu diketahui bahwa premi untuk usia 60 tahun di New York dengan *daily benefit* sebesar \$200 perhari untuk 90 hari dengan besar premi \$73.3 / bulan (Van Breda,2005). Di Eropa untuk tertanggung yang berusia 65 tahun dengan premi sebesar \$120 per bulan mendapatkan manfaat \$200 perhari untuk 1 tahun (Mark Merlis,2003).

Sedangkan untuk menghitung variansi dari kerugian individu dihitung menggunakan persamaan (3.16) adalah

$$Var[L(t)|S(t) = i] = E[(L(t))^2|S(t) = i] - (E[L(t)|S(t) = i])^2$$

DAFTAR PUSTAKA

Bain, L. a. E. M., 1992. *Introduction to Probability and Mathematical Statistics, second edition.* California: Duxbury Press.

Borowiak, D. S., 2005. *Financial and Actuarial Statistics An Introduction.* New york: Marcel Dekker. Inc.
Bowers N.L., g. H. H. J. J. D. &. N. C., 1997. *Acturial Mathematics.* Itasca, Illionis: Society of Actuaries.
Boyce W.C, E. a. D. R., 1992. *Elementary Differential Equations and Boundary Value Problems.* s.l.:John Wiley & Sons, Inc.
evikson, B. a. M. G., 1994. Pricing Long Term Care Insurance Contracts. *IMF,* pp. 1-18.
Ferri, S. a. O. A., 2000. *Technical Bases for LTC Covers Including Mortality and Disability Projections.* Porto Cervo, Italy, ASTIN, p. 295–314..
Ghazali, W., 2007. *Kalkulus lanjut edisi II.* Yogyakarta: Graha Ilmu.
Haberman, S. a. P. E., 1999. *Actuarial Models for Disability Insurance.* Florida: CRC Press LCC.
Indonesia, P. d. d. I. D. B. P. s., 2017. *Data Lansia i Indonesia,* jakarta: Pusat data dan Informasi Data Badan Pusat statistic Indonesia.
Jones.B.L., 1994. *Actuarial Calculation using A Markov Model.* s.l.:Transactions of the Society of Actuaries.
Karlin S.L. and Taylor, H., 1981. *A Second Course in Stochastic Processes.* New York: Academic Press, Inc.
Levantesi, S. a. M. M., 2007. *Longevity and disability risk analysis in enhanced life annuity.* s.l.:s.n.
London, D., 1997. *Survival Models and Their Estimation.* s.l.:Actex Publications. Connecticut USA.
Nawawi, H., 2003. *Metode penelitian Sosial.* Yogyakarta: Gadjah Mada Press.
Olivieri, A. a. P. E., 2001. *Facing LTC Risks.* Washington, Proceedings of the 32nd.
Rahmat. Tasnim, 2017. Premi asuransi jangka Panjang dengan model markov. *Ekonomika Syariah,* pp. 2-15.
Rice, J., 1995. *Mathematical Statistics and Data Analysis 2nd Edition.* California: Duxbury Press.
RI, K. K., 2017. *Analisis lansia di Indonesia,* jakarta: Kementrian Kesehatan RI.
Rolsky, 1999. *Stochastic Processes for Insurance and Finance.* New York: John Wiley & Sons.
Ross, S., 2007. *Introduction to Probability Models 9th Edition.* United States of America: Elsevier Inc.
Sugiono, 2017. *Metode penelitian kualitatif.* bandung: Alfabeta.