# Taksiran Premi Murni Menggunakan Metode Penaksiran Bayes untuk Data Kerugian Agregat Berdistribusi Lognormal

Pure Premium Estimation Uses The Bayes Estimation Method For Lognormal Distributed Aggregate Loss Data

[1]Ria Fajriati, [2]Aceng Komarudin Mutaqin

*[1,2]Prodi Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Islam Bandung, Jl. Tamansari No.1 Bandung 40116*

*email: [1]riafajriatea25@gmail.com, [2]aceng.k.mutaqin@gmail.com*

**Abstract.** This paper discusses the pure premium estimation using Bayes Estimation Method. Pure premium estimations are based on two sources data, the last year observation data of policy holder who makes a claim and the data of the past (Prior distribution). In this paper, the aggragate loss is assumed originated from lognormal distributing population which distribution compability is tested by Anderson-Darling test. Aplication object is using the loss aggregate data of motor vehicles insurance of XYZ company for this type of comprehensive protection from 2011 until 2015. Based on the result of calculation, it can be concluded that the pure premium estimation which is charged to a policy holder of motor vehicle insurance of category 2 (a type of non bus of non truck which the range of the price is Rp. 125.000.001 to Rp. 200.000.000) and located on area 2 (Jabodetabek, West Java, and Banten) for a type of comprehensive protection in XYZ company is Rp. 4.487.755.

**Keywords: Bayes Estimation, Lognormal Distribution, Anderson-Darling test, comprehensive.**

**Abstrak.** Makalah ini membahas penaksiran premi murni menggunakan metode penaksiran Bayes. Taksiran premi murninya didasarkan pada dua sumber data, yaitu data pengamatan tahun terkahir pemegang polisnya yang melakukan klaim dan data masa lalu (*distribusi prior*). Dalam makalah ini, kerugian agregat diasumsikan berasal dari populasi yang berdistribusi lognormal dengan pengujian kecocokan distribusi uji Anderson-Darling. Sebagai bahan aplikasi digunakan data kerugian agregat asuransi kendaraan bermotor pada perusahaan XYZ untuk jenis perlindungan *Comprehensive* tahun 2011 sampai dengan 2015. Berdasarkan hasil perhitungan dapat disimpulkan bahwa taksiran premi murni yang dibebankan kepada seorang pemegang polis asuransi kendaraan bermotor kategori 2 (Jenis Kendaraan Non Bus dan Non Truk kisaran harga Rp.125.000.000.001 sampai dengan Rp.200.000.000) yang berada di wilayah 2 (Jabodetabek, Jawa Barat, dan Banten) untuk jenis perlindungan komprehensif di Perusahaan XYZ pada tahun 2017 adalah sebesar Rp. 4.487.755.

**Kata Kunci: penaksiran Bayes, distribusi lognormal, uji Anderson-Darling, comprehensive.**

## A. Pendahuluan

Dalam kehidupan sehari-hari kita pasti akan dihadapkan pada suatu masalah, masalah yang terjadi biasanya akan menimbulkan kerugian. Dalam suatu masalah sebuah risiko merupakan hal yang tidak bisa kita hindari, namun bisa ditanggulangi sehingga tidak menimbulkan kerugian yang lebih besar lagi atau memindahkan risiko tersebut kepada pihak lain. Hal ini dapat dikurangi bahkan ditanggung oleh pihak lain seperti ditangung oleh perusahaan asuransi. Undang-Undang RI No. 2 Tahun 1992 menyatakan bahwa "Asuransi ialah perjanjian antara dua pihak atau lebih, dimana pihak penanggung mengikatkan diri kepada tertanggung dengan menerima premi asuransi untuk memberikan penggantian kepada tertanggung karena kerugian, kerusakan atau kehilangan keuntungan yang diharapkan. Atau tanggung jawab hukum kepada pihak ketiga yang mungkin akan diderita tertanggung, yang timbul dari suatu peristiwa yang tidak pasti, atau memberikan suatu pembayaran yang didasarkan atas meninggal atau hidupnya seseorang yang dipertanggungkan."

Asuransi kerugian (asuransi bukan jiwa) merupakan salah satu jenis asuransi yang memberikan pertanggungan finansial pada semua risiko kerugian pada hak milik dari si tertanggung. Salah satu produk asuransi kerugian yang paling diminati oleh konsumen di Indonesia adalah asuransi kendaraan bermotor yang menjamin setiap kerugian atau kerusakan terhadap mobil atau sepeda motor yang disebabkan oleh kebakaran, kehilangan, kerusakan, kecelakaan dan sebab-sebab lainnya. Ada dua jenis perlindungan untuk asuransi kendaraan bermotor, yaitu *Total Loss Only* (TLO), dimana tertanggung hanya dapat mengajukan klaim untuk kerugian *total loss* sekali kepada penanggung. Jenis perlindungan untuk asuransi lainnya yaitu *Comprehensive* (komprehensif), dimana tertanggung bisa mengajukan klaim untuk kerugian *total loss* sekali ke penanggung dan tertanggung juga dapat mengajukan klaim untuk kerugian *partial loss* lebih dari sekali kepada penanggung.

Total kerugian yang dialami oleh seorang tertanggung yang harus ditanggung oleh perusahaan asuransi dalam satu periode waktu tertentu sering disebut sebagai kerugian agregat. Dengan demikian kerugian agregat tergantung pada frekuensi klaim dan besar klaim setiap kali klaim. Salah satu hal penting dalam menghitung premi asuransi kendaraan bermotor adalah mengetahui distribusi dari kerugian agregat. Hal ini penting karena informasi distribusi yang cocok untuk kerugian agregat biasanya digunakan untuk menghitung premi asuransi kendaraan bermotor.

Pacakova (2012) membahas penaksiran premi murni berdasarkan data kerugian agregat pemegang polis, dimana metode penaksiran parameter yang digunakan adalah metode penaksiran Bayes. Data kerugian agregat pemegang polis diasumsikan berasal dari populasi yang berdistribusi lognormal. Metode penaksiran Bayes digunakan sebagai alternatif dari metode penaksiran klasik. Metode penaksiran Bayes mengasumsikan bahwa parameternya merupakan suatu peubah acak yang mempunyai distribusi. Sedangkan dalam metode penaksiran klasik, parameter dianggap sebagai suatu konstanta.

Berdasarkan uraian latar belakang di atas, masalah yang dapat diidentifikasi adalah bagaimana menaksir premi menggunakan metode penaksiran Bayes untuk data kerugian agregat berdistribusi lognormal yang diaplikasikan pada data asuransi kendaraan bermotor di Indonesia.

## B. Tinjauan Pustaka

### Asuransi Kendaraan Bermotor

Asuransi kendaraan bermotor adalah produk asuransi kerugian yang melindungi tertanggung dari risiko kerugian yang mungkin timbul sehubungan dengan kepemilikan dan pemakaian kendaraan bermotor. Ada dua jenis perlindungan untuk asuransi kendaraan bermotor, yaitu *Total Loss Only* (TLO) dan *Comprehensive* (Komprehensif).

### Metode Penaksiran Bayes

Pandanglah suatu masalah mencari taksiran titik parameter $\theta$ menggunakan teori penaksiran Bayes dari populasi dengan distribusi peluang $f(x|\theta), \theta \in \Omega$. Misalkan diambil sampel acak dari populasi tersebut berukuran $n$, yaitu $X_1, X_2, \dots, X_n$. Dengan demikian fungsi peluang bersama peubah acak $X_1, X_2, \dots, X_n$ adalah:

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n|\theta) = f(x_1|\theta)f(x_2|\theta)\dots f(x_n|\theta)$$

$$= \prod_{i=1}^{n} f(x_i|\theta) \quad (1)$$

Misalkan $\theta$ diketahui berubah sesuai dengan distribusi peluang $h(\theta)$. Dengan kata lain dianggap bahwa $\theta$ merupakan suatu nilai dari peubah acak $\Theta$ dengan distribusi peluang $h(\theta)$ dan ingin ditaksir nilai $\theta$ tertentu untuk populasi yang diambil sampelnya. $h(\theta)$ didefinisikan sebagai distribusi prior untuk parameter peubah acak $\Theta$. Teknik penaksiran Bayes menggunakan distribusi prior $h(\theta)$ dan distribusi bersama sampel, seperti pada Persamaan (1), untuk menghitung distribusi posterior $f(\theta|x_1, x_2, \dots, x_n)$. Distribusi bersama sampel $X_1, X_2, \dots, X_n$ dan peubah acak $\Theta$ adalah:

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = f(x_1, x_2, \dots, x_n|\theta)h(\theta) \quad (2)$$

Berdasarkan pada Persamaan (2), dapat diperoleh distribusi marginal dari $X_1, X_2, \dots, X_n$, yaitu:

$$g(x_1, x_2, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) d\,\theta$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2, \dots, x_n|\theta)h(\theta) d\,\theta$$

Dengan menggunakan distribusi peluang bersyarat menurut Walpole and Myers (2002), maka distribusi posteriornya dapat ditulis sebagai berikut:

$$f(\theta|x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{f(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta)}{g(x_1, x_2, \dots, x_n)}. \quad (3)$$

**Distribusi Lognormal**

Misalkan $Y$ adalah peubah acak yang berdistribusi lognormal dengan fungsi densitas peluang sebagai berikut:

$$f_{Y|\theta}(y) = \begin{cases} \dfrac{1}{y\sigma_1\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\dfrac{1}{2}\left(\dfrac{\ln y - \theta}{\sigma_1}\right)^2\right] \\ ; 0 < y < \infty \,;\, -\infty < \theta < \infty \,;\, \sigma_1 > 0 \\ 0 \,; \text{lainnya.} \end{cases}$$

Fungsi distribusi kumulatif dari distribusi lognormal adalah:

$$\mathrm{F(y)} = \Phi\left(\frac{ln\,\mathrm{y} - \theta}{\sigma_1}\right); 0 < \mathrm{y} < \infty. \quad (4)$$

dimana $\Phi(\cdot)$ adalah notasi untuk fungsi distribusi kumulatif normal standar. Ekspektasi dan varians dari distribusi lognormal masing-masing adalah:

$$\mathrm{E(Y)} = exp\left(\theta + \frac{1}{2}\,\sigma_1^2\right),$$

$$\mathrm{Var(Y)} = exp(2\theta + \sigma_1^2)\,[exp(\sigma_1^2) - 1].$$

Misalkan $Y_1, Y_2, \cdots, Y_n$ adalah suatu sampel acak berukuran $n$ dari distribusi lognormal dengan parameter $\theta$ dan $\sigma_1^2$, dengan nilai dari sampel acak tersebut adalah $y_1, y_2, \cdots, y_n$. Penaksir kemungkinan maksimum untuk parameter $\theta$ dan $\sigma_1^2$ dari distribusi lognormal adalah:

$$\hat{\theta} = \frac{1}{\mathrm{n}} \sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{n}} ln\,\mathrm{y_i} \quad (5)$$

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{\mathrm{n}} \sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{n}} (ln\,\mathrm{y_i} - \hat{\mu})^2 \quad (6)$$

**Uji Kecocokan Distribusi Anderson-Darling**

Salah satu pengujian secara formal adalah Uji Anderson-Darling yang digunakan untuk menguji kecocokan distribusi untuk suatu kumpulan. Misalkan $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ adalah suatu sampel acak berukuran $n$. Misalkan juga sampel acak hasil pengurutan dari kecil ke besar adalah $Y_{(1)}, Y_{(2)}, \dots, Y_{(n)}$. Hipotesis untuk uji Anderson-Darling adalah:

$H_0$ : Data berasal dari suatu populasi yang berdistribusi tertentu.

$H_1$ : Data bukan berasal dari suatu populasi yang berdistribusi tertentu.

Sedangkan statistik uji Anderson-Darling adalah:

$$\mathrm{A_n}^2 = -\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{n}} \left(\frac{2\mathrm{i}-1}{\mathrm{n}}\right) \cdot \left[\ln\left(\mathrm{F}\left(\mathrm{Y_{(i)}}\right)\right) + \ln\left(1 - \mathrm{F}\left(\mathrm{Y_{(n+1-i)}}\right)\right)\right] - \mathrm{n} \quad (7)$$

dimana $F(\cdot)$ adalah taksiran fungsi distribusi kumulatif untuk distribusi yang dihipotesiskan. Nilai kritis untuk Anderson-Darling adalah 1,933 untuk taraf nyata $\alpha$ =10%, 2,492 untuk taraf nyata $\alpha$ =5% dan 3,857 untuk taraf nyata $\alpha$ =1%. (Klugman dkk., 2004). Sedangkan kriteria pengujiannya adalah tolak hipotesis nol jika nilai statistik uji ${A_n}^2$ lebih besar dari nilai kritis pada taraf nyata yang ditetapkan.

**Taksiran Premi Murni untuk Asuransi Kendaraan Bermotor**

Misalkan kerugian agregat, $Y$, diberikan parameter $\theta$ berdistribusi lognormal, $Y|\theta \sim LN(\theta, \sigma_1^2)$, dimana $\theta$ adalah parameter yang tidak diketahui, sedangkan $\sigma_1^2$ diketahui. Dengan demikian fungsi densitas dari $Y|\theta$ adalah:

$$\mathrm{f_{Y|\theta}(y)} = \begin{cases} \dfrac{1}{\mathrm{y}\sigma_1\sqrt{2\pi}} exp\left[-\dfrac{1}{2}\left(\dfrac{ln\,\mathrm{y}-\theta}{\sigma_1}\right)^2\right] \\ ; 0 < \mathrm{y} < \infty \,;\, -\infty < \theta < \infty \,;\, \sigma_1 > 0 \\ 0 \,;\, lainnya. \end{cases}$$

Nilai ekspektasinya adalah:

$$\mathrm{E(Y|\theta)} = exp\left(\theta + \frac{{\sigma_1}^2}{2}\right). \quad (8)$$

Jika $X = ln(Y)$, maka distribusi dari $X$ diberikan parameter $\theta$ akan berdistribusi normal, $X|\theta \sim N(\theta, \sigma_1^2)$. Dengan demikian fungsi densitas dari $X|\theta$ adalah:

$$f_{X|\theta}(x) = \begin{cases} \dfrac{1}{\sigma_1\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\dfrac{1}{2{\sigma_1}^2}(x-\theta)^2\right] \\ ; 0 < x < \infty \,;\, -\infty < \theta < \infty \,;\, \sigma_1 > 0 \\ 0 \,;\, \text{lainnya.} \end{cases}$$

Nilai ekspektasinya adalah: $\mathrm{E(X|\theta)} = \theta$.

Fungsi densitas bersama dari peubah acak $\boldsymbol{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ dan $\Theta$ adalah:

$$f_{\boldsymbol{X},\Theta}(\boldsymbol{x}, \theta) = f_{\boldsymbol{X}|\Theta}(\boldsymbol{x}|\theta) \cdot f_\Theta(\theta)$$

$$= \left(\frac{1}{\sigma_1\sqrt{2\pi}}\right)^n \left(\frac{1}{\sigma_2\sqrt{2\pi}}\right) \cdot exp\left[-\frac{1}{2{\sigma_1}^2}\left(\sum_{i=1}^{n} {x_i}^2 - 2\theta n\bar{x} + n\theta^2\right)\right] \cdot exp\left[-\frac{1}{2{\sigma_2}^2}\left(\theta^2 - 2\theta\mu + \mu^2\right)\right]$$

Fungsi densitas marginal dari peubah acak $\boldsymbol{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ adalah:

$$f_{\boldsymbol{X}}(\boldsymbol{x}) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{\boldsymbol{X},\Theta}(\boldsymbol{x}, \theta)\, d\theta$$

$$= \left(\frac{1}{\sigma_1\sqrt{2\pi}}\right)^n \left(\frac{1}{\sigma_2\sqrt{2\pi}}\right) \cdot exp\left(-\frac{\sum_{i=1}^{n} {x_i}^2}{2{\sigma_1}^2} - \frac{\mu^2}{2{\sigma_2}^2}\right) \cdot$$

$$exp\left[\frac{\left(\frac{\mu\sigma_1{}^2+n\bar{x}\sigma_2{}^2}{n\sigma_2{}^2+\sigma_1{}^2}\right)^2}{2\left(\frac{\sigma_1{}^2\sigma_2{}^2}{n\sigma_2{}^2+\sigma_1{}^2}\right)}\right].$$

$$\sqrt{\left(\frac{\sigma_1{}^2\sigma_2{}^2}{n\sigma_2{}^2+\sigma_1{}^2}\right)(2\pi)}$$

Dengan menggunakan distribusi peluang bersyarat, maka distribusi posteriornya adalah:

$$f(\theta|\boldsymbol{x}) = \frac{f_{X|\Theta}(\boldsymbol{x}|\theta)}{f(\boldsymbol{x})}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{\left(\frac{\sigma_1{}^2\sigma_2{}^2}{n\sigma_2{}^2+\sigma_1{}^2}\right)(2\pi)}}.$$

$$exp\left\{-\frac{1}{2\left(\frac{\sigma_1{}^2\sigma_2{}^2}{n\sigma_2{}^2+\sigma_1{}^2}\right)}\left[\theta - \left(\frac{\mu\sigma_1{}^2+n\bar{x}\sigma_2{}^2}{n\sigma_2{}^2+\sigma_1{}^2}\right)\right]^2\right\}$$

Terlihat bahwa distribusi posterior dari $\Theta|\boldsymbol{X}$ berdistribusi normal dengan rata-rata dan varians masing-masing adalah:

$$\tilde{\mu} = \frac{\mu\sigma_1{}^2+n\bar{x}\sigma_2{}^2}{n\sigma_2{}^2+\sigma_1{}^2},$$

$$\tilde{\sigma}^2 = \frac{\sigma_1{}^2\sigma_2{}^2}{n\sigma_2{}^2+\sigma_1{}^2}.$$

Ekspektasi dari distribusi posteriornya adalah:

$$\mathrm{E}(\theta|\mathrm{x}) = \tilde{\mu} = \frac{\mu\sigma_1{}^2+\mathrm{n}\bar{\mathrm{x}}\sigma_2{}^2}{\mathrm{n}\sigma_2{}^2+\sigma_1{}^2} = \theta_{\mathrm{B}}. \qquad (9)$$

Dengan demikian taksiran ekspektasi dari $Y|\theta$ diperoleh dengan mensubstitusikan (9) ke Persamaan (8) yaitu:

$$\mathrm{E}(\mathrm{Y}|\theta) = \exp\left[\frac{\mu\sigma_1{}^2+\mathrm{n}\bar{\mathrm{x}}\sigma_2{}^2}{\mathrm{n}\sigma_2{}^2+\sigma_1{}^2}+\frac{\sigma_1^2}{2}\right] \qquad (10)$$

Maka dari itu diperoleh rumus taksrian premi murni dengan menggunakan metode penaksiran Bayes untuk data kerugian agregat berdistribusi lognormal yaitu pada Persamaan (10).

## C. Hasil Penelitian dan Pemabahasan

### Deskripsi Data Kerugian Agregat

Dalam bagian ini dibuat histogram untuk data kerugian agregat asuransi kendaraan bermotor kategori 2 wilayah 2 tahun 2011-2015 dengan bantuan perangkat lunak Minitab 17 diperoleh nilai statistik uji Anderson-Darling. Tabel 1 menampilkan ringkasan dari taksiran parameter distribusi lognormal untuk data kerugian agregat tahun 2011-2015 serta nilai statistik uji Anderson-Darling untuk menguji kecocokan distribusi lognormal data kerugian agregat tahun 2011 sampai dengan 2015.

**Tabel 1** Taksiran Parameter Distribusi Lognormal dan Nilai Statistik Uji Anderson-Darling

| Tahun (t) | Taksiran Parameter | | Statistik Uji Anderson-Darling |
|---|---|---|---|
| | $\hat{\mu}_t$ | $\hat{\sigma}_t$ | |
| (1) | (2) | (3) | (4) |
| 2011 | 14,8835 | 1,0766 | 1,256 |
| 2012 | 14,5898 | 1,079 | 0,646 |
| 2013 | 14,7732 | 0,8481 | 0,510 |
| 2014 | 14,7123 | 0,9247 | 0,771 |
| 2015 | 14,8047 | 1,108 | 0,465 |

Dengan taraf nyata $\alpha$ =5%, nilai kritis uji Anderson-Darling-nya adalah sebesar 2,492, terlihat bahwa nilai statistik uji Anderson-Darling untuk data kerugian agregat tahun 2011 sampai dengan 2015 lebih kecil dibandingkan dengan nilai kritisnya yaitu 2,492. Dengan demikian hipotesis nol untuk kelima hipotesis di atas diterima dan dapat disimpulkan bahwa data kerugian agregat asuransi kendaraan bermotor pada perusahaan XYZ tahun 2011 sampai dengan 2015 berasal dari populasi yang berdistribusi lognormal.

**Hasil Pengujian Kecocokan Distribusi Kerugian Agregat**

Dalam bagian ini dilakukan pengujian kecocokan distribusi lognormal pada data kerugian agregat asuransi kendaraan bermotor pada perusahaan XYZ tahun 2015 dengan parameter $\sigma_1^2$ diketahui. Nilai parameter $\sigma_1^2$ dihitung dengan nilai-nilai perhitungan tersedia pada Tabel 1 di atas sebagai berikut:

$$\sigma_1^2 = \frac{\sum_{t=2011}^{2015} \hat{\sigma}_{1,t}^2}{5}$$
$$= \frac{\hat{\sigma}_{1,2011}^2 + \hat{\sigma}_{1,2012}^2 + \cdots + \hat{\sigma}_{1,2015}^2}{5}$$
$$= 1{,}0250,$$

atau

$$\hat{\sigma}_1 = \sqrt{1{,}025} = 1{,}0124$$

Pengujian kecocokan distribusi lognormal dilakukan menggunakan uji kecocokan Anderson-Darling dengan bantuan perangkat lunak Minitab 17. Hipotesis untuk menguji kecocokan distribusi lognormal adalah sebagai berikut:

$H_0$ : Data kerugian agregat asuransi kendaraan bermotor pada perusahaan XYZ tahun 2015 berasal dari populasi yang berdistribusi lognormal dengan parameter $\sigma_1^2 = 1{,}025$.

$H_1$ : Data kerugian agregat asuransi kendaraan bermotor pada perusahaan XYZ tahun 2015 bukan berasal dari populasi yang berdistribusi lognormal dengan parameter $\sigma_1^2 = 1{,}025$.

Dengan bantuan perangkat lunak Minitab 17 diperoleh nilai statistik uji Anderson-Darling untuk hipotesis di atas untuk data kerugian agregat tahun 2015 dengan parameter $\sigma_1^2$ diketahui sebesar 1,025 lebih kecil dibandingkan dengan nilai kritisnya yaitu 2,492. Dengan demikian hipotesis nol untuk hipotesis di atas diterima dan dapat disimpulkan bahwa data kerugian agregat asuransi kendaraan bermotor pada perusahaan XYZ tahun 2015 berasal dari populasi yang berdistribusi lognormal dengan parameter $\sigma_1^2 = 1{,}025$.

**Taksiran Premi Murni Menggunakan Metode Penaksir Bayes**

Taksiran premi murni menggunakan metode penaksiran Bayes yaitu diperlukan nilai Rata-rata data kerugian agregat tahun tahun 2015 adalah $\bar{x} = \hat{\mu}_{2015} = 14{,}8047$ (nilai yang ada pada Tabel 4.1 kolom dua baris terakhir), dengan ukuran sampel $n = 202$. Nilai lain yang diperlukan untuk menghitung nilai taksiran premi murni adalah nilai parameter dari distribusi prior yaitu nilai $\mu$ dan $\sigma_2^2$.

$$\mu = \frac{\sum_{t=2011}^{2014} \hat{\mu}_t}{4}$$
$$= \frac{\hat{\mu}_{2011} + \hat{\mu}_{2012} + \hat{\mu}_{2013} + \hat{\mu}_{2014}}{4}$$
$$= 14{,}7397.$$

$$\sigma_2^2 = \frac{\sum_{t=2011}^{2014} \hat{\sigma}_{2,t}^2}{4}$$
$$= \frac{\hat{\sigma}_{2,2011}^2 + \hat{\sigma}_{2,2012}^2 + \hat{\sigma}_{2,2013}^2 + \hat{\sigma}_{2,2014}^2}{4}$$
$$= 0{,}9744.$$

Setelah dihitung nilai-nilai dari parameter $\sigma_1^2$, $\mu$ dan $\sigma_2^2$ di atas, selanjutnya dapat dihitung nilai taksiran premi murni dengan menggunakan Persamaan (10) sebagai berikut:

$$E(Y|\theta) = exp\left[\frac{\mu{\sigma_1}^2 + n\bar{x}{\sigma_2}^2}{n{\sigma_2}^2 + {\sigma_1}^2} + \frac{\sigma_1^2}{2}\right]$$
$$= 4487755.$$

Ini menunjukkan bahwa premi murni yang dibebankan kepada seorang pemegang polis asuransi kendaraan bermotor kategori 2 (Jenis Kendaraan Non Bus dan Non Truk kisaran harga Rp.125.000.000.001,00 s.d Rp.200.000.000) yang berada di wilayah 2 (Jabodetabek, Jawa Barat, dan Banten) untuk jenis perlindungan komprehensif di Perusahaan XYZ pada tahun 2017 adalah sebesar Rp. 4.487.755. Nilai ini bukan nilai premi sebenarnya yang dibayarkan oleh pemegang polis ke perusahaan XYZ, karena nilai tersebut murni dihitung dari data klaim pemegang polis. Untuk dapat menghitung nilai premi yang sebenarnya yang dibayarkan oleh pemegang polis diperlukan data biaya-biaya lain yang dibebankan ke pemegang polis. Biaya-biaya ini diantaranya adalah gaji karyawan, sewa gedung, pajak, dan lain-lain.

## D. Kesimpulan

Dalam skripsi ini telah dibahas penaksiran premi murni berdasarkan data kerugian agregat berdistribusi lognormal dengan menggunakan metode penaksiran Bayes. Metode tersebut diaplikasikan terhadap data asuransi kendaraan bermotor kategori 2 (Jenis Kendaraan Non Bus dan Non Truk kisaran harga Rp.125.000.000.001,00 s.d Rp.200.000.000) yang berada di wilayah 2 (Jabodetabek, Jawa Barat, dan Banten) untuk jenis perlindungan komprehensif di Perusahaan XYZ tahun 2011-2015. Berdasarkan hasil perhitungan dapat disimpulkan bahwa taksiran premi murni yang dibebankan kepada seorang pemegang polis asuransi kendaraan bermotor kategori 2 (Jenis Kendaraan Non Bus dan Non Truk kisaran harga Rp.125.000.000.001,00 s.d Rp.200.000.000) yang berada di wilayah 2 (Jabodetabek, Jawa Barat, dan Banten) untuk jenis perlindungan komprehensif di Perusahaan XYZ pada tahun 2017 adalah sebesar Rp. 4.487.755.

## E. Saran

1. Disarankan kepada perusahaan asuransi kendaraan bermotor kategori 2 di Indonesia untuk mempertimbangkan menggunakan metode penaksiran Bayes sebagai salah satu metode alternatif untuk menaksir tarif premi murni di masa yang akan datang.
2. Kepada peneliti lain, disarankan untuk menggunakan distribusi lain selain distribusi lognormal untuk memodelkan data kerugain agregatnya.

## Daftar Pustaka

J.Boland, Philip. (2007). *Statistical and Proabilistic Methods in Actuarial Science*, University College Dublin Ireland.

Klugman, S.A., Panjer, H.H., dan Wilmot, G. (2004). *Loss Models. From Data to Decisions*. Willey-Interscience, New York.

Mutaqin, A.K. (2012). *Membangitkan Data Klaim Individu Pemegang Polis Asuransi Kendaraan Bermotor Berdasarkan Data Klaim Agregat*. Universitas Islam Bandung: 1411-5891.

Pacakova, V. (2012). *Bayesian Estimations in Insurance Theory and Practice*. University of Pardubice, Czech Republic. 978-1-61804-117-3.

Singh, A.K., Singh, A., dan Engelhardt, M. (2004). *The Lognormal Distribution in Environmental Applications.* University of

Nevada, Las Vegas. NV 89193-3478.

Tse, Y-K. (2009). *Nonlife Actuarial Models: Theory, Methods, and Evaluation.* Cambridge University Press, UK.

Undang-Undang Republik Indonesia (UU RI). Usaha Perasuransian No 2 Tahun 1992, Pasal 1 Ayat (1), Jakarta.

Walpole, R. E., dan Myers, R. H. (1995). *Pengantar Ilmu Peluang dan Statistika untuk Insinyur dan Ilmuwan* , Bandung : ITB.

Waters, H.R. (1994). *An Introduction to Credibility Theory*, London and Edinburgh: Institute of Actuaries and Faculty of Actuaries, London.