# Distribusi Binomial Negatif-Lindley pada Data Frekuensi Klaim Asuransi Kendaraan Bermotor di Indonesia

Binomial Negative-Lindley Distribution in the Frequency Data Of Automotive Motor Vehicles Claim in Indonesia

[1]Tira Makhmurian, [2]Lisnur Wachidah, [3]Nusar Hajarisman

*[1,2,3]Prodi Statistika, FakultasMatematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Islam Bandung, Jl. Tamansari No.1 Bandung 40116*

*email: [1]tiramakhmurian@gmail.com*

**Abstract.** In this thesis is explained about the testing of the new distribution fit that is the negative-Lindley binomial distribution proposed by Zamani and Ismail (2010) on the frequency data of motor vehicle insurance claims in Indonesia. Lindley's negative-binomial distribution depends on two parameters: r> 0 and θ> 0. This distribution has the highest Pr (X = 0) value of each parameter value r and θ so it is assumed to be able to handle overdispersion problems and solve the problem if the number of frequencies (X = 0) is very large. The parameters of Lindley's negative-binomial distribution can only be estimated using numerical methods, such as the Newton-Raphson method. The distribution fit test was performed using chi-square test. The data used is secondary data of motor vehicle insurance result of recording obtained from the Ministry of Finance in 2009-2010. The results show that Lindley's binomial distribution is suitable for modeling the frequency data of motor vehicle category 1 insurance claims in Indonesia.

**Keywords : Motor Vehicle Insurance, Negative Binomial Distribution-Lindley, Chi Square Test, Newton-Raphson Method.**

**Abstrak.** Dalam skripsi ini dijelaskan mengenai pengujian kecocokan distribusi baru yaitu distribusi binomial negatif-Lindley yang dikemukakan oleh Zamani dan Ismail (2010) pada data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor di Indonesia. Distribusi binomial negatif-Lindley bergantung kepada dua parameter yaitu r > 0 dan θ > 0 . Distribusi ini mempunyai nilai Pr(X=0) yang selalu terbesar di setiap nilai parameter r dan θ sehingga diasumsikan mampu menangani masalah overdispersi dan mengatasi masalah jika jumlah frekuensi (X=0) yang sangat banyak. Parameter-parameter dari distribusi binomial negatif-Lindley hanya dapat ditaksir dengan menggunakan metode numerik, seperti metode Newton-Raphson. Pengujian kecocokan distribusi dilakukan menggunakan uji chi-kuadrat. Data yang digunakan adalah data sekunder asuransi kendaraan bermotor hasil pencatatan yang diperoleh dari Kementerian Keuangan pada tahun 2009-2010. Hasil perhitungan menunjukkan bahwa distribusi binomial negatif-Lindley cocok untuk memodelkan data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia.

**Kata kunci: Asuransi Kendaraan Bermotor, Distribusi Binomial Negatif-Lindley, Uji Chi-kuadrat, Metode Newton-Raphson.**

## A. Pendahuluan

Data cacahan adalah data hasil percobaan acak yang nilai-nilainya berupa bilangan bulat positif {0, 1, 2, …}. Misalkan $x$ adalah suatu peubah acak yang nilainya berupa data cacahan. Distribusi yang biasa digunakan untuk memodelkan $x$ adalah distribusi Poisson. Distribusi Poisson memiliki suatu karakteristik khusus, yaitu memiliki nilai rata-rata dan varians yang sama.

Pada kenyataannya, sering ditemukan data cacahan dengan suatu kondisi dimana varians yang lebih besar dari seharusnya, keadaan ini dikenal dengan overdispersi. Saat terjadi overdispersi, asumsi kesamaan rata-rata dan varians pada distribusi Poisson dilanggar, sehingga perlu dicari distribusi lain yang dapat digunakan untuk menganalisis data cacahan saat terjadi overdispersi. Salah satu distribusi yang dapat digunakan untuk mengatasi masalah overdispersi adalah distribusi binomial negatif yang merupakan distribusi campuran Poisson-Gamma (*Mixture Poisson-Gamma distribution*).

Dalam kehidupan sehari-hari, memodelkan data frekuensi klaim merupakan salah satu topik yang sangat penting dibidang aktuaria khususnya bidang asuransi. Asuransi merupakan suatu kegiatan pemindahan atau pengalihan risiko untuk mencegah terjadinya kerugian besar yang disebabkan oleh risiko-risiko tertentu.

Asuransi kendaraan bermotor merupakan hal yang menarik untuk dikaji karena termasuk salah satu jenis asuransi kerugian yang diminati konsumen. Frekuensi klaim dimodelkan oleh distribusi-distribusi diskrit seperti distribusi Poisson, geometrik, dan binomial negatif.

Dalam skripsi ini, penulis akan mencoba menggunakan distribusi campuran oleh Zamani dan Ismail (2010) yaitu campuran distribusi binomial negatif (r,p) dengan distribusi Lindley (θ) dengan parameter dari p = exp ($-\lambda$) untuk memodelkan data frekuensi klaim. Distribusi campuran binimoal negatif-Lindley tersebut akan dinotasikan sebagai distribusi NB-L ($r,\theta$).

Distribusi NB-L ($r,\theta$) bergantung kepada dua parameter yaitu r > 0 dan θ > 0. Distribusi NB-L ($r,\theta$) ini merupakan distribusi yang digunakan untuk mengatasi data overdispersi (varians dari data melebihi dari yang diharapkan) bergantung pada nilai parameternya dan sebagai alternatif untuk data frekuensi klaim asuransi dengan jumlah frekuensi klaim nol yang sangat banyak. Parameter-parameter dari distribusi NB-L ($r,\theta$) hanya dapat ditaksir dengan menggunakan metode numerik, misalnya dengan menggunakan metode Newton-Raphson.

## B. Landasan Teori

### Distribusi Poisson

Misalkan $x$ merupakan peubah acak yang berdistribusi poisson dengan parameter $\lambda > 0$. Fungsi peluang dari peubah acak tersebut adalah:

$$\Pr(X = x) = \begin{cases} \dfrac{e^{-\lambda}\,\lambda^{x}}{x!} & ;\ x = 0,1,2,\cdots \\ 0 & ;\ x\ lainnya \end{cases} \qquad \ldots(1)$$

Ekspektasi dan varians dari peubah acak $x$ berdistribusi Poisson adalah:

$$E(x) = \lambda \qquad \ldots(2)$$

$$Var(x) = \lambda \qquad \ldots(3)$$

### Distribusi Binomial Negatif

Misalkan x merupakan peubah acak yang berdistribusi poisson dengan parameter λ atau Poisson (λ). Akan tetapi, λ itu sendiri merupakan peubah acak dan diasumsikan berdistribusi gamma, yaitu :

X| λ ~ Poisson (λ)

λ ~ gamma (α,β)

maka fungsi peluang dari peubah acak yang berdistribusi binomial negatif adalah:

$$Pr(X = x) = \begin{cases} \binom{r + x - 1}{x} p^{r}(1-p)^{x} & ;\ x = 0,1,2,\cdots \\ 0 & ;\ x\ lainnya \end{cases} \qquad \ldots(4)$$

dimana : $r = 1,2,3,\cdots$ dan $0 < p < 1$.

Ekspektasi dan varians dari peubah acak $x$ yang berdistribusi binomial negatif adalah:

$$\mathrm{E(x)} = \frac{\mathrm{r}(1-p)}{p} \qquad \ldots(5)$$

$$V(x) = \frac{\mathrm{r}(1-p)}{p^{2}} \qquad \ldots(6)$$

**Distribusi Lindley**

Distribusi Lindley merupakan distribusi campuran antara distribusi eksponensial dan gamma dengan $w = \frac{1}{1+\theta}$ , dimana $f_1(\mathrm{z}) =$ Gamma $(2, \theta)$, $f_2(\mathrm{z}) =$ $\exp(\theta)$, dan $f(\mathrm{z}) = \mathrm{w}f_1 + (1-\mathrm{w})f_2(\mathrm{z})$. Fungsi densitas dari peubah acak z adalah sebagai berikut:

$$f(z) = \frac{\theta^2}{\theta+1}(1+z)e^{-\theta z} \quad , \qquad \text{dimana } z > 0,\ \theta > 0 \qquad \ldots(7)$$

Ekspektasi dan varians dari distribusi Lindley yang diperoleh dari persamaan (2.12) adalah:

$$E(z) = \frac{\theta+2}{\theta(\theta+1)} \qquad \ldots(8)$$

$$V(z) = \frac{\theta^2+4\theta+2}{\theta^2(\theta+1)^2} \qquad \ldots(9)$$

**Distribusi binomial negatif-Lindley**

Sebuah peubah acak X dikatakan berdistribusi binomial negatif–Lindley $(r, \theta)$ jika memenuhi syarat sebagai berikut :

$X|\lambda \sim NB(r, p = e^{-\lambda})$

dan

$\lambda \sim Lin(\theta)$

dimana : $r > 0$ dan $\theta > 0$

Dalam penulisan skripsi ini, penulis akan menggunakan notasi NB-L(r,θ) untuk distribusi binomial negatif-Lindley. Fungsi peluang dari distribusi binomial negatif-Lindley adalah:

$$\Pr(X = x) = \frac{\theta^2}{\theta+1}\binom{r+x-1}{x}\sum_{j=0}^{x}\binom{x}{j}(-1)^j\,\frac{\theta+r+j+1}{(\theta+r+j)^2} \qquad \ldots(10)$$

dimana $x = 0,1,2,\cdots$

Adapun rata-rata, momen kedua dan varians dari distribusi NB-L (r,θ) yang diberikan adalah:

$$E(x) = r[M_\lambda(1) - 1]$$

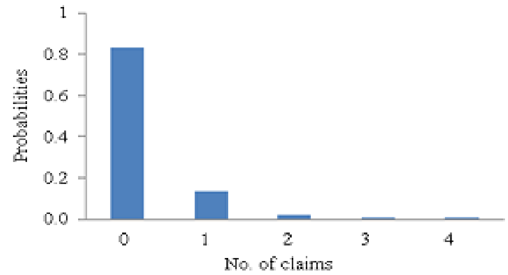
$$= r\left[\frac{\theta^3}{(\theta+1)(\theta-1)^2} - 1\right] \qquad \ldots(11)$$

$$EV(x) = (r+r^2)M_\lambda(2) - rM_\lambda(1) - r^2M_\lambda^2(1)$$

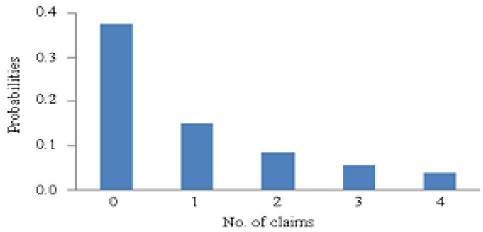
$$= \frac{(r+r^2)\theta^2(\theta-1)}{(\theta+1)(\theta-2)^2} - \frac{r\theta^3}{(\theta+1)(\theta-1)^2} - \frac{r^2\theta^6}{(\theta+1)^2(\theta-1)^4} \qquad \ldots(12)$$

**Sifat Distribusi binomial negatif-Lindley**

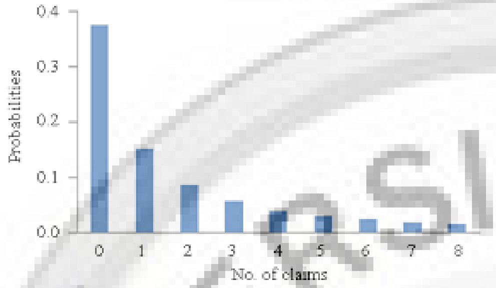
Distribusi NB-L($r,\theta$) mempunyai sifat yaitu peluang dimana Pr(X=0) yang selalu terbesar di semua nilai r dan θ. Sehingga distribusi NB-L($r,\theta$) diasumsikan akan menghasilkan penaksiran data frekuensi klaim yang lebih baik jika Pr(X=0) mempunyai nilai yang paling besar daripada yang lainnya . Untuk lebih jelasnya, plot fungsi peluang akan disajikan pada Gambar 1 sampai 4.



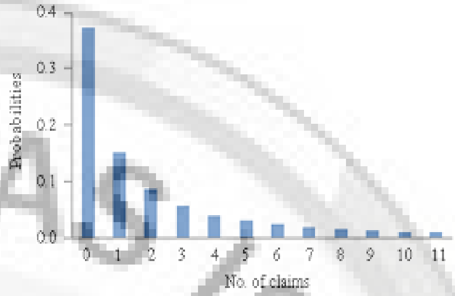

**Gambar 1.** Plot Peluang (r=5,θ=20)




**Gambar 2.** Plot Peluang (r=20,θ=100)




**Gambar 3.** Plot Peluang (r=100, θ=100)




**Gambar 4.** Plot Peluang NB-L( r=1,θ=1)

**Penaksiran Parameter Distribusi binomial negatif-Lindley**

Dalam bagian ini akan digunakan metode penaksiran maksimum *likelihood* untuk menaksir parameter dari distribusi NB-L($r,\theta$). Adapun fungsi *log-likelihood* distribusi NB-L($r,\theta$) adalah:

$$logL(r,\theta) = \ell(r,\theta) = \sum\nolimits_{x=0}^{k} n_x \, log\, p_x$$

$$= \sum\nolimits_{x=0}^{k} n_x \log\left(\frac{\theta^2}{\theta+1}\binom{r+x-1}{x}\sum_{j=0}^{x}\binom{x}{j}(-1)^j \times \frac{\theta+r+j+1}{(\theta+r+j)^2}\right) \qquad \ldots(13)$$

Turunan pertama dari fungsi *log-likelihood* yang disamadengankan nol terhadap parameter $\theta$ dan $r$ adalah:

$$\frac{\partial}{\partial\theta}\ell(r,\theta) = n\left(\frac{2}{\theta}-\frac{1}{\theta+1}\right)+\sum\nolimits_{x=0}^{k} n_x\left\{\frac{\sum_{j=0}^{x}\binom{x}{j}(-1)^{j+1}\frac{\theta+r+j+2}{(\theta+r+j)^3}}{\sum_{j=0}^{x}\binom{x}{j}(-1)^{j}\frac{\theta+r+j+1}{(\theta+r+j)^2}}\right\} = 0 \qquad \ldots(14)$$

$$\frac{\partial}{\partial r}\ell(r,\theta) = \frac{\partial\ell}{\partial r}\sum\nolimits_{x=0}^{k} n_x \log\binom{r+x-1}{x}+\sum\nolimits_{x=0}^{k} n_x\left\{\frac{\sum_{j=0}^{x}\binom{x}{j}(-1)^{j+1}\frac{\theta+r+j+2}{(\theta+r+j)^3}}{\sum_{j=0}^{x}\binom{x}{j}(-1)^{j}\frac{\theta+r+j+1}{(\theta+r+j)^2}}\right\} = 0 \qquad \ldots(15)$$

dimana : $n = \sum_{x=0}^{k} n_x$.

Klugman et. al. (2008) dalam jurnal Zamani dan Ismail (2010) membuktikan bahwa:

$$\frac{\partial\ell}{\partial r}\sum\nolimits_{x=0}^{k} n_x \log\binom{r+x-1}{x} = \sum\nolimits_{x=0}^{k} n_x \sum\nolimits_{m=0}^{x-1}\ln(r+m) \qquad \ldots(16)$$

Karena turunan pertama untuk sisi sebelah kanan terhadap $\theta$ maupun $r$ sama maka berarti:

$$n\left(\frac{2}{\theta}-\frac{1}{\theta+1}\right) = \frac{\partial\ell}{\partial r}\sum\nolimits_{x=0}^{k} n_x \log\binom{r+x-1}{x} \qquad \ldots(17)$$

$$= \sum_{x=0}^{k} n_x \sum_{m=0}^{x-1} ln(r+m)$$

dan diasumsikan bahwa:

$$B = \sum_{x=0}^{k} n_x \sum_{m=0}^{x-1} \ln(r+m) \qquad \ldots(18)$$

Persamaan 18 di atas mempunyai 2 akar persamaan untuk θ akan tetapi karena θ > 0 maka akar persamaan $\hat{\theta}$ yang mungkin adalah :

$$\hat{\theta}(r) = \frac{n - B + \sqrt{(n+B)^2 + 4nB}}{2B} \qquad \ldots(19)$$

Solusi untuk $\hat{\theta}$ bisa dilakukan dengan memasukkan taksiran $\hat{r}$ yang diperoleh dari persamaaan 19. Setelah diperoleh nilai $\hat{\theta}(r)$ dari persamaan (2.19) maka nilai $H(\hat{r})$ akan diperoleh dimana $H(\hat{r})$ diasumsikan sebagai turunan pertama terhadap paramater $r$. Setelah memasukkani persamaan 23 ke persamaan 18 maka persamaan $H(\hat{r})$ adalah sebagai berikut:

$$H(\hat{r}) = \frac{\partial}{\partial r} \ell(r, \theta)$$

$$= \sum_{x=0}^{k} n_x \sum_{m=0}^{x-1} \ln(\hat{r}+m) + \sum_{x=0}^{k} n_x \left\{ \frac{\sum_{j=0}^{x} \binom{x}{j} (-1)^{j+1} \frac{\hat{\theta}+\hat{r}+j+2}{(\hat{\theta}+\hat{r}+j)^3}}{\sum_{j=0}^{x} \binom{x}{j} (-1)^{j} \frac{\hat{\theta}+\hat{r}+j+1}{(\hat{\theta}+\hat{r}+j)^2}} \right\} \qquad \ldots(20)$$

Sehingga turunan pertama dari persamaan $H(\hat{r})$ adalah sebagai berikut:

$$H'_{(r)} == \sum_{x=0}^{k} n_x \sum_{m=0}^{x-1} \frac{1}{(\hat{r}+m)}$$

$$+ \sum_{x=0}^{k} n_x \left[ \frac{\left(\sum_{j=0}^{x} \binom{x}{j} (-1)^{j+1} \frac{-2(\hat{r}+j+1)}{(\hat{\theta}+\hat{r}+j)^3}\right)\left(\sum_{j=0}^{x} \binom{x}{j} (-1)^{j} \frac{\hat{\theta}+\hat{r}+j+1}{(\hat{\theta}+\hat{r}+j)^2}\right) - \left(\sum_{j=0}^{x} \binom{x}{j} (-1)^{j} \frac{-(\hat{r}+j+1)}{(\hat{\theta}+\hat{r}+j)^2}\right)\left(\sum_{j=0}^{x} \binom{x}{j} (-1)^{j+1} \frac{\hat{\theta}+\hat{r}+j+2}{(\hat{\theta}+\hat{r}+j)^3}\right)}{\left[\left(\sum_{j=0}^{x} \binom{x}{j} (-1)^{j} \frac{\theta+r+j+1}{(\theta+r+j)^2}\right)\right]^2} \right] = 0 \qquad \ldots(21)$$

Solusi numerik untuk nilai $\hat{r}$ menggunakan metode Newton Raphson didasarkan pada persamaan iterasi di bawah ini:

$$r_{k+1} = r_k - \frac{H(r_k)}{H'(r_k)} \qquad \ldots(22)$$

## C. Hasil Penelitian dan Pembahasan

### Uji Kecocokan Distribusi Poisson

Hal pertama yang dilakukan adalah pengujian kecocokan distribusi Poisson pada data frekuensi klaim pemegang polis asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia menggunakan uji kecocokan chi-kuadrat. Hipotesis untuk pengujian tersebut adalah:

$H_0$: data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia berasal dari populasi yang berdistribusi Poisson

$H_1$: data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia bukan berasal dari populasi yang berdistribusi Poisson

Nilai statistik uji chi-kuadrat yang diperoleh dengan bantuan perangkat lunak R yaitu $\lambda^2 = 126{,}3318$. Dengan taraf nyata 1%, nilai kuantil distribusi chi-kuadrat dengan derajat bebas 5 adalah 15,1. Dengan demikian hipotesis nol ditolak dan disimpulkan bahwa data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia bukan berasal dari populasi yang berdistribusi Poisson.

### Uji Rasio *Likelihood* Terhadap Overdispersi Data

Data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia tidak berdistribusi Poisson yang mengindikasikan adanya masalah overdispersi pada data. Hipotesis untuk pengujian tersebut adalah:

$H_0$ : Tidak ada masalah overdispersi pada frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia

$H_1$: Ada masalah overdispersi pada frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia

Dengan bantuan perangkat lunak R diperoleh hasil $A = 1066.962$ .Dengan taraf nyata 1%, nilai kuantil distribusi chi-kuadrat dengan derajat bebas 1 sebesar 6.63. Dengan demikian hipotesis nol ditolak dan disimpulkan bahwa ada masalah overdispersi pada frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia.

### Uji Kecocokan Distribusi NB-L ($r,\theta$)

Masalah overdispersi pada data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia dapat diatasi dengan distribusi binomial negatif. Namun distribusi binomial negatif kurang cocok jika digunakan untuk data frekuensi klaim asuransi dengan jumlah frekuensi yang tidak mengajukan klaimnya sangat banyak. Sebagai alternatif, distribusi NB-L($r,\theta$) oleh (Zamani and Ismail, 2010) bisa mengatasi masalah tersebut. Dalam bagian ini akan dilakukan pengujian kecocokan distribusi NB-L($r,\theta$) pada data frekuensi klaim pemegang polis asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia dimana persentase data frekuensi yang tidak mengajukan klaim sebesar $67{,}68\% = (1732/2559) \times 100\%$ . Persentase sebesar $67{,}68\%$ menunjukkan bahwa data ini memang mempunyai jumlah frekuensi yang tidak mengajukan klaim sangat banyak. Hipotesis untuk pengujian tersebut adalah:

$H_0$ : data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia berasal dari populasi yang berdistribusi NB-L($r,\theta$)

$H_1$ : data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia bukan berasal dari populasi yang berdistribusi NB-L($r,\theta$)

Tahapan selanjutnya adalah menghitung taksiran parameter distribusi NB-L($r,\theta$). Dengan bantuan perangkat lunak R diperoleh hasil penaksiran parameter $\hat{\theta} = 149{,}7$ dan $\hat{r} = 70$. Berdasarkan nilai taksiran parameter $\theta$ dan $r$ dari distribusi NB-L($r,\theta$) yang telah diperoleh, dapat dihitung nilai taksiran peluang untuk setiap frekuensi klaim dan dari taksiran peluang frekuensi klaim tersebut, dapat dihitung nilai harapan untuk setiap frekuensi klaim

Hasil selengkapnya dari nilai taksiran peluang dan nilai harapan disajikan dalam Tabel 1.

**Tabel 1.** Taksiran Nilai Peluang dan Harapan Terjadinya Klaim.

| Kategori ($i$) | Frekuensi Klaim (x) | Banyaknya Pemegang Polis ($O_i$) | Peluang Terjadinya Klaim ($p_i$) | Nilai Harapan Terjadinya Klaim ($E_i$) |
|---|---|---|---|---|
| **1** | 0 | 1.732 | 0,6799 | 1.739,97 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **2** | 1 | 570 | 0,2166 | 554,36 |
| **3** | 2 | 185 | 0,0696 | 178,32 |
| **4** | 3 | 49 | 0,0226 | 57,91 |
| **5** | 4 | 18 | 0,0074 | 18,98 |
| **6** | 5 | 3 | 0,0024 | 6,27 |
| **7** | 6 | 2 | 0,0008 | 2,09 |
| **Jumlah** | | **2.559** | **1,00** | **2.559** |

Dilihat dari Tabel 1 maka ada nilai harapan terjadinya klaim yang kurang dari 5 untuk kategori 7 (frekuensi klaimnya 6). Oleh karena itu kategori 7 akan digabungkan dengan kategori 6 untuk mendapatkan nilai harapan yang lebih besar dari 5. Hasil penggabungannya disajikan dalam Tabel 2 kolom 1 yaitu frekuensi klaim menjadi ≥ 5 dengan banyaknya pemegang polis yang mengajukan klaimnya ada sebanyak 5 pemegang polis (lihat Tabel 2 kolom 2). Tabel 2 kolom 5 baris terakhir, yaitu 3,5082. Dengan taraf nyata 1%, nilai kuantil distribusi chi-kuadrat dengan derajat bebas 3 adalah 11,3. Dengan demikian hipotesis nol diterima dan disimpulkan bahwa data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia berasal dari populasi yang berdistribusi NB-L($r,\theta$).

**Tabel 2.** Nilai-Nilai yang Dibutuhkan untuk Perhitungan Statistik Uji

| Frekuensi Klaim ($x$) | Banyaknya Pemegang Polis ($O_i$) | Peluang Terjadinya Klaim ($p_i$) | Nilai Harapan Terjadinya Klaim ($E_i$) | $\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$ |
|---|---|---|---|---|
| **0** | 1.732 | 0,6799 | 1.739,97 | 0,0365 |
| **1** | 570 | 0,2166 | 554,36 | 0,4411 |
| **2** | 185 | 0,0696 | 178,32 | 0,2495 |
| **3** | 49 | 0,0226 | 57,91 | 1,3709 |
| **4** | 18 | 0,0074 | 18,98 | 0,0506 |
| **≥5** | 5 | 0,0032 | 8,37 | 1,3593 |
| **Jumlah** | **2.559** | **1,0000** | **2.559** | **3,5082** |

## Perhitungan Persentase Pemegang Polis dalam Pengajuan Klaim

Dalam Bagian Uji Kecocokan Distribusi NB-L telah dibahas bahwa data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia berasal dari populasi yang berdistribusi NB-L($r,\theta$). Maka taksiran peluang dari distribusi NB-L($r,\theta$) dapat digunakan untuk melakukan perhitungan persentase pemegang polis asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia yang mengajukan klaim. Nilai peluang sebelumnya sudah dihitung pada Bagian 3 yang disajikan dalam Tabel 1, Tabel 3 menyajikan kembali nilai peluang atau persentase tersebut.

**Tabel 3.** Taksiran Nilai Peluang atau Persentase Pemegang Polis

| Kategori ($i$) | Frekuensi Klaim ($n$) | Banyaknya Pemegang Polis ($O_i$) | Peluang Terjadinya Klaim ($f_i$) | Persentase Peluang Klaim |
|---|---|---|---|---|
| **1** | 0 | 1.732 | 0,6799 | 67,99% |
| **2** | 1 | 570 | 0,2166 | 21,66% |
| **3** | 2 | 185 | 0,0696 | 6,96% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **4** | 3 | 49 | 0,0226 | 2,26% |
| **5** | 4 | 18 | 0,0074 | 0,74% |
| **6** | 5 | 3 | 0,0024 | 0,02% |
| **7** | 6 | 2 | 0,0008 | 0,008% |
| **Jumlah** | | **2.559** | **1,0000** | **100%** |

Berdasarkan Tabel 3 terlihat bahwa peluang terjadinya seorang pemegang polis tidak mengajukan klaim sebesar 0,679943. Artinya jika ada 10.000 pemegang polis maka akan ada kemungkinan sekitar 67,99% atau 6799 pemegang polis yang tidak mengajukan klaim. Peluang terjadinya seorang pemegang polis mengajukan klaim sebanyak 6 kali sebesar 0,0008. Artinya jika ada 10.000 pemegang polis maka akan ada kemungkinan sebesar 0,08% atau 8 pemegang polis yang mengajukan klaim sebanyak 6 kali.

## D. Kesimpulan dan Saran

### Kesimpulan

Dalam skripsi ini telah dibahas bahwa data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 (uang pertanggungan berada diantara 0 s.d Rp.150.000.000) tahun 2009-2010 di Indonesia mengikuti distribusi NB-L ($r,\theta$) sehingga dapat disimpulkan bahwa:

1. Distribusi NB-L ($r,\theta$) cocok jika digunakan untuk memodelkan data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia.
2. Jumlah pemegang polis asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia yang tidak mengajukan klaim mempunyai persentase sebesar 67,99%. Artinya jika ada 10.000 pemegang polis maka akan ada kemungkinan sekitar 6799 pemegang polis yang tidak mengajukan klaim.
3. Jumlah pemegang polis asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia yang mengajukan klaim 6 kali mempunyai persentase sebesar 0,08%. Artinya jika ada 10.000 pemegang polis maka akan ada kemungkinan 8 pemegang polis yang mengajukan klaim sebanyak 6 kali.

### Saran

Disarankan kepada perusahaan asuransi untuk mempertimbangkan distribusi NB-L ($r,\theta$) sebagai model dari frekuensi klaim pemegang polis jika data jumlah pemegang polis yang tidak mengajukan klaim sangat banyak karena terbukti cocok digunakan untuk memodelkan data frekuensi klaim asuransi kendaraan bermotor kategori 1 di Indonesia.

### Daftar Pustaka

Gençtürk, Y., & Yiğiter, A., 2015. Modelling Claim Number Using a New Mixture Model: Negative Binomial Gamma Distribution. Journal Of Statistical Computation and Simulation, Vol 86, pp. 1829-1839.

Klugman, S. A., Panjer, H. H., Willmot, G. E. (2004). *Loss Models: From Data to Decisions*. Wiley Interscience, New York.

Lord, D., and S.R. Geedipally (2011) The Negative Binomial-Lindley Distribution as a Tool for Analyzing Crash Data Characterized by a Large Amount of Zeros. Accident Analysis & Prevention, Vol. 43, No. 5, pp. 1738-1742.

Zamani, H., Ismail, N., 2010. Negative binomial-Lindley distribution and Its Application. Journal of Mathematics and Statistics 6 (1), 4-9.