ANALISIS RISIKO OPERASIONAL MENGGUNAKAN PENDEKATAN DISTRIBUSI KERUGIAN DENGAN METODE AGREGAT

ARBI, Y.[1)] , R. BUDIARTI[2)], DAN PURNABA, I G.P.[2)]

[1)]Mahasiswa Program Studi Matematika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Pertanian Bogor
Jl Meranti, Kampus IPB Darmaga, Bogor 16680, Indonesia

[2)]Departemen Matematika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Pertanian Bogor
Jl Meranti, Kampus IPB Darmaga, Bogor 16680, Indonesia

Abstract : Operational risk is defined as the risk of loss resulting from inadequate or failed internal processes or external problems. Insurance companies as financial institution that also faced at risk. Recording of operating losses in insurance companies, were not properly conducted so that the impact on the limited data for operational losses. In this work, the data of operational loss observed from the payment of the claim. In general, the number of insurance claims can be modelled using the Poisson distribution, where the expected value of the claims is similar with variance, while the negative binomial distribution, the expected value was bound to be less than the variance.Analysis tools are used in the measurement of the potential loss is the loss distribution approach with the aggregate method. In the aggregate method, loss data grouped in a frequency distribution and severity distribution. After doing 10.000 times simulation are resulted total loss of claim value, which is total from individual claim every simulation. Then from the result was set the value of potential loss (OpVar) at a certain level confidence.

Kata kunci: risiko operasional, OpVaR, metode agregat.

1. PENDAHULUAN

Sektor jasa keuangan merupakan salah satu sektor industri yang sering menghadapi hambatan strategis. Industri keuangan menghadapi perubahan peraturan seiring dengan perkembangan teknologi. Asuransi sebagai institusi keuangan yang sedang berkembang saat ini dalam menjalankan aktivitasnya juga dihadapkan pada risiko, karena pada dasarnya risiko selalu melekat pada seluruh aktivitas perusahaan. Besarnya risiko dalam suatu perusahaan pada hakikatnya menunjukkan besarnya potensi masalah oleh perusahaan tersebut.

Salah satu risiko yang belum banyak diketahui karakteristiknya dibandingkan beberapa risiko lainnya adalah risiko operasional. Risiko operasional adalah risiko yang antara lain disebabkan oleh adanya ketidakcukupan atau tidak berfungsi proses internal, kesalahan manusia, kegagalan sistem, atau adanya masalah eksternal yang mempengaruhi operasional perusahaan. Meskipun terlihat sederhana, jika tidak dikelola dengan baik risiko ini akan menimbulkan dampak yang besar. Menurut BASEL II (peraturan perbankan internasional) ukuran besarnya risiko operasional (Operational Value at Risk) disingkat dengan OpVaR.

Pencatatan kerugian operasional khususnya di perusahaan asuransi, masih belum terlaksana dengan baik sehingga berdampak pada terbatasnya data untuk kerugian dalam risiko operasional. Pada tulisan ini data kerugian operasional yang diamati diperoleh dari pembayaran klaim. Secara umum, klaim asuransi dapat dimodelkan dengan menggunakan sebaran yang memiliki sifat yang sama seperti sebaran Poisson, di mana nilai harapan dari klaim sama dengan ragamnya dan sebaran binomial negatif, di mana nilai harapan lebih kecil dari ragamnya.

2. MODEL

Berikut ini adalah bentuk dari model risiko pada pendekatan distribusi kerugian:
Misalkan :
N =banyaknya klaim yang dihasilkan dari portofolio polis pada waktu tertentu.
X_i= besarnya klaim ke-i, $i = 1,2,..,N$.
Sehingga model dari total kerugian risiko operasional dapat dituliskan sebagai berikut

$$S = X_1 + X_2 + \cdots + X_N. \quad (1)$$

Model ini sering disebut juga model risiko kolektif. Secara umum model (1) merepresentasikan klaim secara keseluruhan dari portofolio pada waktu tertentu. Peubah acak N menyatakan banyaknya klaim dan erat kaitan dengan frekuensi klaim. Peubah acak $X_1, X_2, .., X_N$ menyatakan besarnya klaim ke-i. Agar model lebih mudah diselesaikan maka diperlukan asumsi berikut

(i) Peubah acak N dan $(X_1, X_2, .., X_N)$ saling bebas.
(ii) Peubah acak $X_1, X_2, .., X_N$ saling bebas.
(iii) Peubah acak $X_1, X_2, .., X_N$ memiliki sebaran yang sama.

(Bowers *et al.* 1997)

3. DISTRIBUSI TOTAL KERUGIAN

Distribusi total klaim S dalam periode waktu tertentu dapat diperoleh dari distribusi banyaknya klaim N dan distribusi besar klaim individu X. Misalkan X merupakan peubah acak yang menyatakan besarnya klaim. Diketahui fungsi distribusi X adalah F_X. Bila terjadi klaim sebanyak N maka besarnya total klaim adalah $X_1 + X_2 + \cdots + X_N$ dan distribusi dinyatakan dengan $F_S(s)$.

Momen ke-k = $\varphi_k = E[X^k]$.
Fungsi pembangkit momen dari X

$$M_X(t) = E[e^{tX}].$$

Fungsi pembangkit momen dari N

$$M_N(t) = E[e^{tN}].$$

Fungsi pembangkit momen dari S

$$M_S(t) = E[e^{tS}].$$

Untuk menentukan nilai harapan dan ragam dari S maka diperlukan dua teorema berikut

Teorema 1: Misalkan (X, Y) adalah peubah acak dua dimensi maka nilai harapan dari X dapat ditentukan lewat nilai harapan X dengan syarat Y sebagai berikut :

$$E[X] = E[E[X|Y]].$$

Teorema 2: Misalkan (X, Y) adalah peubah acak dua dimensi maka:

$$Var[X] = Var\big[E[X|Y]\big] + E[Var[X|Y]].$$

Atas dasar Teorema 1 dan Teorema 2 dan dalam kaitannya dengan ketiga asumsi yang digunakan, maka diperoleh nilai harapan dari :

$$E[S] = \varphi_1 E[N], \tag{2}$$

dan ragam S :

$$Var[S] = E[N]Var[X] + \varphi_1{}^2 Var[N]. \tag{3}$$

Fungsi pembangkit momen dari S.

$$M_S(t) = M_N(\log(M_X(t)). \tag{4}$$

Selanjutnya untuk menentukan fungsi distribusi dari S dapat dilihat sebagai berikut:

$$\begin{aligned} F_S(s) &= \Pr(S \leq s) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \Pr(S \leq s|N = n) \Pr(N = n) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \Pr(X_1 + X_2 + \cdots + X_n \leq s)\ \mathrm{P}(N = n). \end{aligned}$$

Menurut operasi konvolusi untuk risiko kolektif dan sesuai dengan asumsi X_i berdistribusi sama $\forall i$,

$$F_S(s) = \sum_{n=0}^{\infty} G^{*n} \Pr(N = n). \tag{5}$$

Jika distribusi besarnya klaim individu adalah diskret dengan fungsi probabilitas $p(x) = \Pr(X = x)$, maka distribusi dari total klaim juga diskret, sehingga fungsi probabilitas dari S dapat diperoleh sebagai berikut :

$$f_S(s) = \frac{\partial}{\partial s} \sum_{n=0}^{\infty} G^{*n} \Pr(N = n)$$

$$f_S(s) = \sum_{n=0}^{\infty} g^{*n} \Pr(N = n), \tag{6}$$

dengan

$$\begin{aligned} g^{*n} &= g^* g^* \ldots^* g \\ &= \Pr(X_1 + X_2 + \cdots + X_n = s). \end{aligned}$$

4. PROSES *COMPOUND* POISSON

Pada umumnya, sebaran dari peubah acak N (banyaknya klaim) adalah sebaran Poisson dengan fungsi massa peluang

$$\mathrm{P}(N = n) = \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!}, n = 0,1,2 \ldots \tag{7}$$

dengan $\lambda > 0$.
Nilai harapan dan ragam dari sebaran Poisson berturut-turut adalah

$$E[N] = Var[N] = \lambda.$$

Misalkan p_1 dan p_2 merupakan nilai harapan dan momen ke-2 dari X, dapat dinyatakan $E[X] = p_1$ dan $E[X^2] = p_2$.

Jika peubah acak N (banyaknya klaim) memiliki sebaran Poisson, maka peubah acak S pada persamaan (1) memiliki sebaran *compound* Poisson. Sehingga, nilai harapan dan ragam dari sebaran *compound* Poisson adalah

$$E[S] = \lambda p_1, \tag{8}$$

dan

$$Var[S] = \lambda p_2. \tag{9}$$

Bukti (8): Diketahui S=X_1+X_2+…+X_N, dengan X_1,X_2,… menyebar i.i.d dan Nmenyebar Poisson.
Akan dibuktikan $E[S] = \lambda p_1$.

$$\begin{aligned}
E[S] &= E[E(S|N)] \\
&= E[E(\sum_{k=1}^{N} X_k|N)] \\
&= \sum_{n=0}^{\infty} E\left[\sum_{k=1}^{N} X_k|N = n\right] P(N = n) \\
&= \sum_{n=0}^{\infty} E\left[\sum_{k=1}^{n} X_k\right] P(N = n) \\
&= \sum_{n=0}^{\infty} \left[\sum_{k=1}^{n} E(X_k)\right] P(N = n) \\
&= \sum_{n=0}^{\infty} [np_1] P(N = n) \\
&= p_1 \sum_{n=0}^{\infty} n\, P(N = n) \\
&= p_1 E(N)
\end{aligned}$$

$E[S] = \lambda p_1$. ■

Bukti (9): Diketahui S=X_1+X_2+…+X_N, dengan X_1,X_2,… menyebar i.i.d dan Nmenyebar Poisson. Akan dibuktikan : $Var[S] = \lambda p_2$.

$$\begin{aligned}
E[S^2] &= E[E(S^2|N)] \\
&= E[E((\sum_{k=1}^{N} X_k)^2 \mid N)] \\
&= \sum_{n=0}^{\infty} E\left[\left(\sum_{k=1}^{N} X_k\right)^2 |N = n\right] P(N = n)
\end{aligned}$$

$$= \sum_{n=0}^{\infty}[\sum_{k=1}^{n} E(X_k{}^2)$$
$$+\sum_{k=1}^{n}\sum_{k\neq l}^{n} E(X_k)\, E(X_l)]\, P(N=n)$$
$$= \sum_{n=0}^{\infty}[n\, E(X_1{}^2) + (n^2-n)(p_1)^2]\, P(N=n)$$
$$= E[X^2]\sum_{n=0}^{\infty} n\, P(N=n)$$
$$+(p_1)^2\sum_{n=0}^{\infty}(n^2-n)\, P(N=n)$$
$$E[S^2] = E(X^2)\lambda + (p_1)^2\{E[N]^2 - \lambda\}.$$

$$\begin{aligned}
Var[S] &= E[S^2] - (E[S])^2 \\
&= E(X^2)\lambda + (p_1)^2\{E[N]^2 - \lambda\} - (E[N]p_1)^2 \\
&= E(X^2)\lambda + (p_1)^2\{E[N]^2 - \lambda\} - (p_1{}^2(E[N])^2) \\
&= E(X^2)\lambda + (p_1)^2\{E[N]^2 - \lambda - (E[N])^2\} \\
&= E(X^2)\lambda + (p_1)^2\{E[N]^2 - (E[N])^2 - \lambda\} \\
&= E(X^2)\lambda + (p_1)^2\{Var[N] - \lambda\} \\
&= E(X^2)\lambda + (p_1)^2 Var[N] - (p_1)^2\lambda \\
&= \lambda(E[X^2] - (p_1)^2) + \lambda(p_1)^2 \\
&= \lambda(p_2 - (p_1)^2) + \lambda(p_1)^2
\end{aligned}$$
$$Var[S] = \lambda\, p_2. \blacksquare$$

Fungsi pembangkit momen untuk sebaran Poisson yaitu:

$$M_N(t) = e^{\lambda(e^t-1)}.$$

Dengan mensubstitusikan fungsi pembangkit momen Poisson diperoleh persamaan berikut

$$\begin{aligned}
M_S(t) &= E[e^{tS}] \\
&= E[E[e^{tS}|N]] \\
&= E[M_X(t)^N] \\
&= E[e^{N\log M_X(t)}] \qquad (10)
\end{aligned}$$
$$M_S(t) = M_N[\log M_X(t)].$$

Sehingga, fungsi pembangkit momen untuk sebaran *compound* Poisson dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
M_S(t) &= M_N[\log M_X(t)] \\
&= e^{\lambda(e^{\log M_X(t)}-1)}
\end{aligned}$$
$$M_S(t) = e^{\lambda(M_X(t)-1)}. \qquad (11)$$

Sebaran Poisson hanya dapat dipakai jika nilai ragamnya sama dengan nilai harapannya. Namun jika nilai ragam dari banyaknya kerugian lebih besar dari nilai harapannya maka sebaran yang digunakan untuk peubah acak N (banyaknya klaim) adalah sebaran binomial negatif dengan fungsi massa peluang

$$P(N=n) = \binom{n+r-1}{r-1} p^r q^n, n = 0,1,2,... \qquad (12)$$

dengan

$$r > 0,\ 0 < p < 1, q = 1-p.$$

Nilai harapan dan ragam dari sebaran binomial negatif berturut-turut sebagai berikut

$$E[N] = \frac{rq}{p},\quad Var[N] = \frac{rq}{p^2}.$$

Misalkan p_1 dan p_2 berturut-turut merupakan nilai harapan dan momen ke-2 dari X, dapat dinyatakan

$$E[X] = p_1, \qquad E[X^2] = p_2.$$

Jika peubah acak N (banyaknya klaim) memiliki sebaran binomial negatif maka peubah acak S pada persamaan (1) memiliki sebaran *compound* binomial negatif. Sehingga, diperoleh nilai harapan dan ragam dari sebaran *compound* binomial negatif sebagai berikut

$$E[S] = \frac{rq}{p} p_1, \tag{13}$$

dan

$$Var[S] = \frac{rq}{p} p_2 + \frac{rq^2}{p^2} {p_1}^2. \tag{14}$$

Fungsi pembangkit momen untuk sebaran binomial negatif adalah :

$$M_N(t) = \left(\frac{p}{1-q^{e^t}}\right)^r. \tag{15}$$

5. SIFAT SEBARAN *COMPOUND* POISSON

Sebaran *compound* Poisson memiliki dua sifat, yaitu:

1. Jika setiap peubah acak menyebar *compound* Poisson, maka jumlah dari peubah acak tersebut juga menyebar *compound* Poisson.
2. Jika peubah acak S dinyatakan
   $S=X_1N_1+X_2N_2+\ldots+X_mN_m$,

maka peubah acak S memiliki sebaran *compound* Poisson.

6. PENDEKATAN DISTRIBUSI TOTAL KLAIM

6.1. Pendekatan Normal: Berdasarkan teorema limit pusat perhatikan 2 hal berikut :

1. Jika S memiliki distribusi Poisson majemuk dengan parameter λ dan fungsi distribusi X yaitu F_X maka peubah acak
   $Z = \frac{S-\lambda E[X]}{\sqrt{\lambda E[X^2]}}$, akan berdistribusi normal baku bila $\lambda \to \infty$. Dua parameter untuk pendekatan normal ini adalah
   $$E[S] = \lambda E[X] = \lambda \varphi_1 \text{dan}$$
   $$Var[S] = \lambda E[X^2] = \lambda \varphi_2.$$
2. Jika S mimiliki distribusi binomial negatif mejemuk dengan parameter r, p dan fungsi distribusi X yaitu $P(x)$ maka peubah acak $Z = \frac{S-r(\frac{q}{p})\varphi_1}{\sqrt{r\left(\frac{q}{p}\right)\varphi_2+r(\frac{q^2}{p^2}){\varphi_1}^2}}$,
   berdistribusi normal baku bila $r \to \infty$. Dua parameter untuk pendekatan normal ini adalah
   $$E[S] = \frac{rq}{p} \varphi_1 \text{ dan}$$
   $$Var[S] = \frac{rq}{p} \varphi_2 + \frac{rq^2}{p^2} {\varphi_1}^2.$$

Pendekatan normal ini akan lebih baik digunakan jika ekspektasi banyaknya klaim yang terjadi besar atau dengan kata lain jika λ besar untuk distribusi Poisson majemuk atau jika r besar untuk distribusi binomial majemuk.

Karena distribusi normal adalah simetris maka sebagai akibatnya sentral momen ketiganya sama dengan nol atau dapat dituliskan sebagai berikut $E[(S - E[S])^3] = 0$. Bagaimanapun distribusi dari total klaim seringkali tidak simetris atau miring, yang berarti bahwa sentral momen ketiganya tidak nol. Oleh karena itu diperlukan sebuah pendekatan yang lebih umum untuk distribusi total klaim tersebut. Untuk jenis pendekatan yang kedua ini dilakukan pendekatan translasi distribusi Gamma.

6.2. Pendekatan Translasi Gamma: Bila $G(x\colon \alpha, \beta)$ dinotasikan sebagai fungsi distribusi Gamma dengan parameter α dan β, maka

$$G(x\colon \alpha, \beta) = \int_0^x \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} t^{\alpha-1} e^{-\beta t}\, dt.$$

Pada pendekatan translasi Gamma, parameter α, β dan x_0 dipilih dengan menyamakan sentral momen pertama, sentral momen kedua dan sentral momen ketiga dari S dengan sentral momen-sentral momen yang berkaitan untuk translasi distribusi Gamma. Oleh karena itu sentral momen dari translasi distribusi Gamma standar maka :

$$E[S] = x_0 + \frac{\alpha}{\beta}.$$

$$Var[S] = \frac{\alpha}{\beta^2}.$$

$$E[(S - E[S])^3] = \frac{2\alpha}{\beta^3}.$$

Sehingga diperoleh :

$$\beta = 2\frac{Var[S]}{E[(S - E[S])^3]}.$$

$$\alpha = 4\frac{(Var[S])^3}{E[(S - E[S])^3]^2}.$$

$$x_0 = E[S] - 2\frac{(Var[S])^2}{E[(S - E[S])^3]}.$$

Untuk distribusi Poisson majemuk, prosedur di atas dengan $E[S] = \lambda\varphi_1$, $Var[S] = \lambda\varphi_2$ dan $E[(S - E[S])^3 = \lambda\varphi_3$ akan menghasilkan parameter sebagai berikut :

$$\alpha = 4\lambda\left(\frac{{\varphi_2}^3}{{\varphi_3}^2}\right).$$

$$\beta = 2\left(\frac{\varphi_2}{\varphi_3}\right).$$

$$x_0 = \lambda\varphi_1 - 2\lambda\left(\frac{{\varphi_2}^3}{\varphi_3}\right).$$

7. PENGUKURAN RISIKO OPERASIONAL KLAIM

Pada awalnya pendekatan distribusi kerugian merupakan bagian metodologi pengukuran risiko operasional yang dianjurkan pada industri keuangan. Pada perkembangan selanjutnya, pendekatan distribusi kerugian juga bisa diterapkan pada industri asuransi.

Dalam metode agregat, data klaim asuransi dibentuk dalam distribusi frekuensi (banyaknya klaim) yang dapat memiliki karakteristik distribusi Poisson, binomial, binomial negatif atau geometrik; dan distribusi severitas yang memiliki karakteristik distribusi eksponensial, normal, Pareto, Weibul dan beta.

Total klaim dari metode agregat ini adalah pengabungan antara distribusi frekuensi dan severitas. Distribusi total klaim ini kemudian digunakan untuk memproyeksikan potensi kerugian (risiko). Kombinasi antara distribusi frekuensi klaim dengan distribusi severitas (besarnya klaim) dapat dihasilkan dengan menggunakan simulasi.

Secara teoritis ada beberapa langkah yang harus dilakukan dalam menghitung cadangan klaim dengan pendekatan distribusi kerugian dengan metode agregat. Langkah-langkah tersebut adalah sebagai berikut

1. Pengumpulan data klaim asuransi.
2. Pengelompokan data klaim asuransi berdasarkan distribusi dan severitas.
3. Menentukan jenis distribusi frekuensi dan distribusi severitas.
4. Menentukan parameter dari distribusi frekuensi dan distribusi severitas.
5. Simulasikan parameter frekuensi dan parameter severitas dengan $n = 10.000$.
6. Hitung total kerugian dari pembayaran klaim untuk setiap n.
7. Mengurutkan severitas dari yang terbesar sampai terkecil.
8. Menghitung *unexpected loss* (OpVaR klaim asuransi).
9. Lakukan langkah 5, 6, 7 dan 8 sebanyak 100 kali untuk mendapatkan rata-rata dari *unexpected loss* (potensi kerugian dari klaim asuransi).

Tahap akhir adalah menghitung nilai *unexpected loss,* dengan cara memilih tingkat kepercayaan yang dikehendaki, misalnya 95% atau 99%. Untuk 95% maka nilai *unexpected loss* adalah 5%x10.000 (banyaknya simulasi) =500, artinya data ke-500 adalah nilai *unexpected loss* dengan tingkat kepercayaan 95%. Sedangkan tingkat kepercayaan 99% dapat dilakukan hal yang sama yaitu data ke-100 adalah nilai *unexpected loss* dengan tingkat kepercayaan 99% atau dapat juga dilakukan secara langsung dengan melihat pada kolom *aggregatequartile* yang telah diurutkan dari yang terbesar (99.99%) sampai yang terkecil (0%).

Pada tulisan ini data yang diperoleh merupakan data hipotetik dari asuransi kendaraan bermotor (frekuensi dan besarnya klaim perhari). Oleh karena itu, langkah 1-4 pada perhitungan cadangan klaim tidak dilakukan. Langkah berikutnya, membangkitkan data dengan distribusi frekuensi menyebar Poisson dengan parameter 3,7 sebanyak *n*=10.000 dan membangkitkan data dengan distribusi severitas menyebar eksponensial dengan parameter 100,1 sebanyak data frekuensi yang telah diperoleh untuk setiap *n,* dimana $n \in [1,10.000]$.

8. HASIL SIMULASI

Tabel 1Nilai OpVaR pada tingkat kepercayaan 99% dan 95% (hasil dalamsepuluh ribuan)

No	OpVaR 1%	OpVaR 5%
1	1179.57	884.5354
2	1168.349	879.2604
3	1213.011	901.2819
4	1237.793	894.3368
5	1192.684	875.2271
6	1179.725	890.2595
7	1188.218	882.4026
8	1226.822	890.0448
9	1195.007	883.7198
10	1214.221	882.5006
11	1189.816	880.665
12	1203.202	885.5937
13	1222.21	890.7483
14	1232.474	910.1382
15	1177.929	872.6123
16	1221.015	884.8501
17	1227.766	891.5545
18	1170.902	877.54
19	1224.003	894.2159
20	1177.923	880.8441
21	1180.832	883.5471
22	1204.792	880.52
23	1221.216	899.9769
24	1207.817	899.5925
25	1204.295	896.8235
26	1183.913	886.8055
27	1191.17	889.5722
28	1228.467	896.3405
29	1187.943	880.6182
30	1205.715	899.7951
31	1201.839	895.5759
32	1199.738	891.8508
33	1221.709	886.914
34	1211.022	907.9345
35	1199.927	892.9434
36	1185.234	890.0127
37	1187.164	883.9179
38	1195.04	880.9543
39	1214.181	895.9373
40	1203.522	888.6066
41	1213.957	911.4763
42	1222.422	895.4111
43	1208.15	890.1353
44	1195.813	887.3214
45	1215.03	891.581
46	1212.828	882.1126
47	1214.922	896.3549
48	1233.946	904.3978
49	1221.695	898.1123
50	1208.075	888.8549
51	1194.935	905.707
52	1210.044	885.6077
53	1201.926	899.5426

54	1202.596	912.2402
55	1196.574	868.687
56	1188.993	879.3129
57	1199.531	887.445
58	1176.336	878.6872
59	1213.119	904.6092
60	1220.926	897.3182
61	1225.44	892.5123
62	1185.417	885.3677
63	1199.336	888.9523
64	1204.964	901.0305
65	1199.361	896.374
66	1254.722	910.9214
67	1243.561	889.6035
68	1202.311	875.0372
69	1165.936	866.7547

70	1217.812	891.7538
71	1212.552	879.9491
72	1213.443	890.924
73	1189.527	888.5262
74	1211.039	897.7229
75	1216.792	890.8233
76	1224.24	885.7001
77	1189.349	874.1484
78	1232.666	894.7878
79	1217.254	881.723
80	1172.345	891.6238
81	1210.35	903.9724
82	1208.486	896.0464
83	1198.613	880.6819
84	1229.491	881.9569
85	1197.104	898.5799

86	1212.241	889.0343
87	1216.21	886.9924
88	1215.623	886.9123
89	1197.621	882.9609
90	1213.361	892.7376
91	1205.714	884.3733
92	1205.714	884.3733
93	1226.738	896.0856
94	1197.84	883.3441
95	1213.06	878.8313
96	1221.839	906.2982
97	1183.92	887.4438
98	1182.508	884.1437
99	1182.483	890.1959
100	1213.982	885.7684

Tabel 2 Statistik simulasi dengan100 kali ulangan

Nilai Statistik	OpVaR 1%	OpVaR 5%
Mean	1205.41	889.8045
St dev	17.38954	9.297943
Max	1254.722	912.2402
Min	1165.936	866.7547

Nilai *unexpected loss* klaim asuransi kendaraan bermotor pada satu hari ke depan dengan menggunakan pendekatan distribusi kerugian dengan metode agregat pada $\alpha = 1\%$ atau tingkat kepercayaan 99% sebesar Rp 12.054.100,00. Artinya potensi klaim asuransi kendaraan bermotor maksimum dapat ditoleransi dengan tingkat kepercayaan 99% pada satu hari mendatang adalah sebesar Rp 12.054.100,00. Dengan kata lain, besarnya cadangan klaim yang harus disediakan perusahaan asuransi untuk menutup klaim asuransi kendaraan bermotor maksimal untuk 1 hari mendatang sebesar Rp 12.054.100,00.

Unexpected loss klaim asuransi kendaraan bermotor dengan $\alpha = 5\%$ atau tingkat kepercayaan 95% pada satu hari kedepan sebesar Rp 8.898.045,00. Artinya potensi klaim asuransi kendaraan bermotor yang dapat ditolerir pada tingkat kepercayaan 95% pada satu hari ke depan adalah sebesar Rp 8.898.045,00 sehingga perusahaan asuransi harus menyediakan cadangan klaim asuransi kendaraan bermotor pada satu hari ke depan sebesar Rp 8.898.045,00.

9. KESIMPULAN

1. Karakteristik statistik risiko operasional pada perusahaan asuransi didasarkan pada pemahaman tentang konsep risiko kolektif sebagaimana berikut :
   - Distribusi total klaim dari sebuah polis yang merupakan kejadian acak dapat dicari dengan Teori Risiko dengan terlebih dahulu menentukan bentuk

distribusi frekuensi (banyaknya klaim) dan distribusi severitas (besarnya klaim).

- Distribusi total klaim dapat dihitung dengan metode konvolusi, pendekatan normal dan pendekatan translasi Gamma.
- Secara umum, banyaknya klaim asuransi dapat dimodelkan dengan menggunakan sebaran yang memiliki sifat yang sama seperti sebaran Poisson, di mana nilai harapan dari klaim sama dengan ragamnya dan sebaran binomial negatif, di mana nilai harapan lebih kecil dari ragamnya.

2. Berdasarkan asumsi bahwa data distribusi frekuensi (banyaknya klaim) dan distribusi severitas (besarnya klaim) yang dibangkitkan secara berturut-turut menyebar Poisson dengan parameter 3.7 dan eksponensial dengan parameter 100.1, maka diperoleh hasil perhitungan, besarnya cadangan klaim (OpVaR) yang harus disiapkan pada tingkat kepercayaan 99% dan 95% berturut-turut adalah Rp 12.054.100,00 danRp 8.898.045,00.

DAFTAR PUSTAKA

[1] **Bowers NL, Gerber HU, Hickman JC, Jones DA, Nesbitt CJ**. 1997. *Actuarial Mathematics*. 2nd Ed. The Society of Actuaries. Schaumburg.

[2] **McNeil AJ, Frey R, Embrechts P.** 2005. *Quantitative Risk Management*. Princeton University Press.New Jersey.