Jurnal Penelitian Sains ; hal 60 - 69
No. 19 April 2006 ISSN: 1410-7058

SIMULATION RUIN PROBABILITY ON MIXTURE EXPONENTIAL DISTRIBUTION

Des Alwine Z dan Yuli Andriani
Jurusan Matematika FMIPA Unsri

ABSTRAK

Dalam menghitung peluang ruin sangat tergantung pada klaim, dalam kasus ini klaimnya berdistribusi eksponensial. Pertama, gunakan Lemma Fungsi

$$g(u)=\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t}\int_{-\tau}^{u+ct} g(u+ct-x)dP(x)dt+\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t}[1-P(u+ct)]dt \quad (*).$$

Lalu gunakan fungsi padat peluang dari kombinasi eksponensial, dan cari fungsi distribusinya. Substitusikan ke suku kedua dari persamaaan (*). Ganti u menjadi u+ct-x dan diferensialkan fungsi distribusi kombinasi eksponensial lalu substitusikan ke (*). Bandingkan koefisien dalam dua persamaan sehingga diperoleh akar-akar persamaan r_1, r_2, ...r_n dan $1=\sum_{k=1}^{n}\frac{\beta_t C_k}{(\beta_t-r_k)}$ *(**).*

Persamaan peluang ruin diperoleh $\Psi(u)=\sum_{k=1}^{n}C_k e^{-r_k u}$ *dengan syarat r_1, r_2, ...r_n dan $C_1, C_2, \ldots, C_n$ memenuhi persamaan (**). Hasil perhitungan peluang ruinnya yaitu* $\Psi(u)=$ *0,62500* e^{-u} *-0,04167.*e^{-5u}*. yang nilainya sangat tergantung dengan u (cadangan awal)..*

PENDAHULUAN

Teori kebangkrutan (ruin) secara teori dapat dihitung atau diprediksi melalui peluang ruin. Peluang ruin (bangkrut) yaitu peluang terjadinya kebangkrutan pertama kali terjadi pada suatu perusahaan asuransi jika dilihat dari cadangan awal (modal), harga premi dan waktunya dalam jangka panjang sehingga cadangannya menjadi minus.

Perhitungan peluang ruin ini sangat dibutuhkan oleh setiap perusahaan asuransi dalam menyusun poftofolio untuk suatu periode tertentu. Karena dengan adanya informasi tentang peluang ruin, perusahaan tersebut dapat mengetahui besarnya resiko yang terkandung pada portofolio yang sedang disusunnya. Sehingga perusahaan tersebut dapat menghindari adanya resiko kerugian yang cukup besar.

Pengetahuan tentang distribusi dari klaim *aggregate* adalah suatu hal yang sangat penting. Selain dapat digunakan untuk mempelajari perilaku dari klaim, dapat juga digunakan sebagai model dalam meramalkan biaya asuransi untuk tahun-tahun berikutnya. Dalam menghitung peluang ruin ada metode yang dapat dipakai yaitu metode Kombinasi Eksponensial. Pada metode Kombinasi Ekspoensial besarnya klaim tidak harus Non-negatif. Metode Kombinasi Eksponensial merupakan metode kombinasi dari beberapa fungsi padat peluang eksponensial, dimana syarat parameternya $\beta_i > 0$ dan diasumsikan $0 < \beta_1 < \beta_2 < \ldots < \beta_n$. Dan A_i dapat bernilai negatif tetapi haruslah memenuhi $A_1 + A_2 + \ldots + A_n = 1$, agar sifat $p(x)$ sebagai fungsi padat peluang, yaitu $\int_{-\infty}^{\infty} p(x)dx = 1$, dapat dipenuhi.

TINJAUAN PUSTAKA

Model Resiko Kolektif

Pada model resiko kolektif, konsep dasar yang digunakan adalah pada proses acak yang membangkitkan klaim untuk portofolio. Model ini memandang portofolio secara keseluruhan, berbeda dengan model resiko individu yang memandang portofolio dari polis-polis individu.(Bowers,1997).

Misalkan N dalah banyaknya klaim yang dihasilkan oleh polis portofolio untuk suatu selang waktu tertentu. Misalkan X_1 menotasikan klaim pertama, X_2 adalah klaim kedua, dan seterusnya. Maka

$$S = X_1 + X_2, + \ldots + X_N \qquad (1)$$

adalah klaim aggregat (jumlah semua klaim yang dibayarkan) yang dibangun oleh portofolio untuk selang waktu tertentu. Banyaknya klaim N, adalah suatu peubah acak dan diasosiasikan dengan frekuensi dari klaim.

Dua asumsi dasar untuk membangun model :

1. $X_1, X_2, \ldots, X_N$ adalah peubah acak yang saling bebas dan berdistribusi identik.
2. Peubah acak $N, X_1, X_2, \ldots, X_N$ adalah peubah acak yang saling bebas.

$\{N(t),\ t \geq 0\}$ disebut proses jumlah klaim, diasumsikan berdistribusi Poisson dengan parameter $\lambda.t$ (λ menyatakan frekuensi klaim), dan memiliki sifat kenaikan bebas dan kenaikan stasioner. $\{S(t),\ t \geq 0\}$ disebut proses klaim aggregate,diasumsikan berdisribusi Poisson majemuk dengan parameter $\lambda .t$, dan memiliki sifat kenaikan bebas dan kenaikan stasioner.

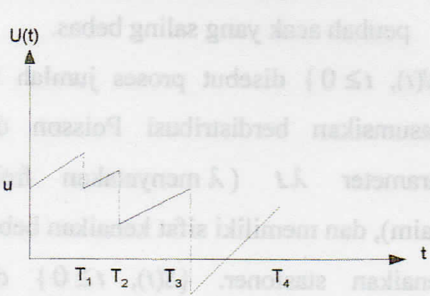
Fungsi Surplus

Salah satu kegunaan model matematika risiko kolektif (*collective risk models*) jangka panjang ialah membentuk model matematika dari besarnya surplus dari satu portofolio pada suatu perusahaan asuransi dalam jangka panjang. Misalkan :

u adalah modal awal atau surplus awal., premi diperoleh secara kontinu dengan laju pertumbuhan konstan sebesar c persatuan waktu, klaim aggregate yang telah dibayar mengikuti fungsi $S(t)$.

Maka fungsi surplus didefinisikan : $U(t) = u + c\,t - S(t)$, $t > 0$

Jadi surplus adalah selisih antara modal awal ditambah dengan premi yang diterima dengan klaim yang dibayarkan. Ilustrasi grafik fungsi surplus dapat dilihat pada gambar-1.



Gambar 1. Grafik fungsi surplus

Misalkan rata-rata besar klaim adalah p_1. Karena λ menyatakan frekuensi klaim, maka $\lambda\ p_1$ dapat ditafsirkan sebagai ekspektasi pembayaran klaim persatuan waktu. Diasumsikan $c > \lambda\ p_1$."The relative security loading θ" didefinisikan melalui relasi : $c = (1+\theta)\lambda\, p_1$

Peluang Ruin

Surplus bisa bernilai positif maupun negatif. Pada saat tertentu surplus bernilai negatif. Jika surplus bernilai negatif terjadi untuk pertama kalinya maka dikatakan telah terjadi ruin. Menghitung peluang terjadinya ruin sangatlah berguna dalam mengukur risiko keuangan atau finansial suatu perusahaan asuransi. Misalkan $U(t)$ adalah fungsi surplus. Maka

$$T = \min\{t \text{ dan } U(t) < 0\ ;\ t > 0\} \qquad (2)$$

menyatakan saat ruin dengan pengertian $T = \infty$ jika $U(t) \geq 0$, $\forall\, t > 0$. Peluang terjadinya ruin, jika dana awal u, didefinisikan :

$$\Psi(u) = P(T < \infty) \qquad (3)$$

Dalam prakteknya akan lebih realistis jika kita mengamati peluang ruin untuk jangka waktu yang panjang tapi berhingga, misalkan t. Peluang terjadinya ruin sebelum waktu t, jika dana awal u, didefinisikan :

$$\Psi(u) = P(T<t)$$
$$= P(U(s) < 0,\ 0 \le s \le t) \qquad (4)$$

Jika $\{U(t),\ t>0\}$ menyatakan proses surplus dengan $\{S(t),\ t>0\}$ proses klaim *aggregate* yang berdistribusi Poisson Majemuk , dimana $c > \lambda\ p_1$. dan $c = (1+\theta)\lambda\ p_1$, maka untuk

$$u>0: \quad \Psi(u) = \frac{e^{-Ru}}{E[e^{-RU(T)}|T<\infty]} \qquad (5)$$

R adalah koefisien penyesuaian ("adjusment coefficient"), yaitu bilangan positif terkecil yang memenuhi persamaan $M_{S(t)-ct}(r)=1$, dimana $M_{S(t)-ct}(r)$ adalah fungsi pembangkit momen dari $S(t) - ct$ (Bowers,1997).

Kesulitan dalam menghitung peluang ruin $\Psi(u)$ ialah mencari bentuk eksplisit dari $E[e^{-RU(T)} / T<\infty]$. Salah satu cara mengatasinya ialah dengan menghampiri nilai peluang ruin tersebut dengan batas atasnya yaitu e^{-Ru}.

Jika diasumsikan P(0) = 0, atau dengan kata lain tidak terjadi klaim negatif, maka untuk dana awal u=0, peluang surplus $U(t) < 0$ adalah :

$$\Psi(0) = \frac{1}{1+\theta} \qquad (6)$$

HASIL DAN PEMBAHASAN

Langkah-langkah berikut ini merupakan tahapan-tahapan dalam menghitung peluang ruin dan mensimulasikannya:

1. Menentukan besar klaim berdistribusi kombinasi eksponensial.

Misalkan besar klaim berdistribusi kombinasi eksponensial dengan fungsi padat peluang:

$$p(x) = \sum_{t=1}^{n} A_t.\beta_t e^{-\beta_t.x}, \quad x>0 \qquad (7)$$

dimana parameter β_t>0. Untuk memudahkan pembahasan, diasumsikan $0<\beta_1<\beta_2<\ldots<\beta_n$. A_t dapat bernilai negatif, tetapi haruslah

$$A_1+A_2+\ldots+A_n=1. \qquad (8)$$

agar sifat $p(x)$ sebagai fungsi padat peluang, yaitu $\int_{t}^{\infty} p(x)dx = 1$, dapat dipenuhi.

Selanjutnya akan ditunjukkan bagaimana peluang ruin dapat dihitung jika besar klaim berdistribusi kombinasi eksponensial.

2. Menentukan nilai-nilai koefisien n, A_1, A_2 ,..., A_n, $\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_n$.

Berdasarkan waktu (t) dan besar klaim(x) pertama, dan menggunakan "*the law of total probability*", maka peluang ruin memenuhi persamaan fungsional :

$$\Psi(u)=\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t}\int_{-\tau}^{u+ct}\Psi(u+ct-x)dP(x)dt$$

$$+\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t}\int_{u+ct}^{\infty}\Psi(u+ct-x)dP(x)dt$$

$$\Psi(u)=\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t}\int_{-\tau}^{u+ct}\Psi(u+ct-x)dP(x)dt \tag{9}$$

$$+\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t}[1-P(u+ct)]dt$$

<u>**Lemma1:**</u> Persamaan fungsional

$$g(u)=\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t}\int_{-\tau}^{u+ct}g(u+ct-x)dP(x)dt \tag{10}$$

$$+\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t}[1-P(u+ct)]dt$$

tepat mempunyai satu solusi $g(u)$, $u\geq 0$, dengan sifat $g(\infty)=0$.

Lemma tersebut merupakan alat yang sederhana untuk menentukan peluang ruin.

Analisis Solusi

Misalkan persamaan (10) mempunyai solusi yang dapat dinyatakan dalam bentuk :

$$g(u)=\sum_{k=1}^{n}C_k.e^{-r_k u},\quad u\geq 0 \tag{11}$$

Diketahui $p(x)=\sum_{t=1}^{n}A_t.\beta_t e^{-\beta_t.(x+\tau)},\quad x>0,$

maka diperoleh: 1- $P(u+ct)=\sum_{t=1}^{n}A_t e^{-\beta_t(u+ct+\tau)}$

substitusi persamaan terakhir ke suku kedua ruas kanan persamaan (10), diperoleh:

$$\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t}[1-P(u+ct)]dt=\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t}\sum_{t=1}^{n}A_t e^{-\beta_t(u+ct+\tau)}\,dt$$

$$=\sum_{t=1}^{n}\frac{\lambda A_t e^{-\beta_t(u+\tau)}}{\lambda+\beta_t c}$$

Misalkan $g(u)=\sum_{k=1}^{n}C_k.e^{-r_k u},\quad u\geq 0,$

maka $g(u+ct-x)=\sum_{k=1}^{n}C_k.e^{-r_k(u+ct-x)}$.

Maka $dP(x)$ $=p(x)dx$

$$=\sum_{t=1}^{n}A_t.\beta_t e^{-\beta_t.(x+\tau)}dx.$$

Substitusi $g(u+ct-x)$ dan $dP(x)$ ke suku pertama ruas kanan persamaan (10) diperoleh:

$$=\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t}\left\{\int_{-\tau}^{\infty}\left(\sum_{k=1}^{n}C_k e^{-r_k(u+ct-x)}\right)\left(\sum_{t=1}^{n}A_t\beta_t e^{-\beta_t(x+\tau)}dx\right)\right\}dt$$

$$=\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda t}$$

$$\left\{\sum_{t=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\frac{1}{\beta_t-r_k}A_t\beta_t C_k.(e^{-r_k(\tau+u)-r_k.c.t}-e^{-\beta_t(\tau+u)-\beta_t.c.t})\right\}$$

$$=\sum_{t=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\frac{\lambda A_t \beta_t C_k}{(\beta_t - r_k)(\lambda + r_k c)} e^{-r_k(\tau+u)}$$

$$-\sum_{t=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\frac{\lambda A_t \beta_t C_k}{(\beta_t - r_k)(\lambda + \beta_t c)} e^{-\beta_t(\tau+u)}$$

Dengan demikian persamaan (10) dapat ditulis sebagai berikut :

$$\sum_{k=1}^{n} C_k e^{-r_k u} =$$

$$\sum_{t=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\frac{\lambda A_t \beta_t C_k}{(\beta_t - r_k)(\lambda + r_k c)} e^{-r_k(\tau+u)}$$

$$-\sum_{t=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\frac{\lambda A_t \beta_t C_k}{(\beta_t - r_k)(\lambda + \beta_t c)} e^{-\beta_t(\tau+u)}$$

$$+\sum_{t=1}^{n}\frac{\lambda A_t \; e^{-\beta_t(u+\tau)}}{\lambda + \beta_t c} \qquad (12)$$

Bandingkan koefisien $C_k . e^{-r_k u}$ pada kedua ruas persamaan (12), maka diperoleh :

$$\lambda + r_k .c = \lambda \sum_{t=1}^{n}\frac{A_t \beta_t \; e^{-r_k \tau}}{(\beta_t - r_k)} \qquad (13)$$

Lalu diperoleh $r_1, r_2, \ldots, r_n$ akar-akar persamaan :

$$\lambda + r \;.c = \lambda \sum_{t=1}^{n}\frac{A_t \beta_t \; e^{-r_k \tau}}{(\beta_t - r\;)} \qquad (14)$$

Bandingkan kembali koefisien $\frac{\lambda A_t e^{-\beta_t(u+\tau)}}{\lambda + \beta_t .c}$ pada kedua ruas persamaan (12), maka diperoleh

$$1 = \sum_{k=1}^{n}\frac{\beta_t C_k}{(\beta_t - r_k)} \qquad (15)$$

Agar $g(u)$ yang dimisalkan pada persamaan (11) menjadi solusi persamaan (11), maka haruslah dipenuhi kedua kondisi berikut :

- $r_1, r_2, \ldots, r_n$ merupakan solusi persamaan (14)
- $C_1, C_2, \ldots, C_n$ memenuhi persamaan (15) untuk t=1,2,3,4,..,n.

Dengan demikian peluang ruin dapat dihitung dengan menggunakan persamaan fungsi berikut :

$$\Psi(u) = \sum_{k=1}^{n} C_k e^{-r_k u} \qquad (16)$$

Koefisien

Untuk menentukan koefisien $\Psi(u)$, pandang fungsi rasional:

$$Q(x) = \frac{\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{\beta_j}}{\prod_{k=1}^{n}(x - r_k)} \prod_{k=1}^{n}(\beta_j - r_k)$$

$$\prod_{\substack{t=1\\ t\neq j}}^{n}\frac{x - \beta_t}{\beta_j - \beta_t} \qquad (17)$$

Ambil $x = \beta_i$. Jika i=j, diperoleh :

$$\prod_{\substack{t=1\\ t\neq j}}^{n}\frac{x - \beta_t}{\beta_j - \beta_t} = \prod_{\substack{t=1\\ t\neq j}}^{n}\frac{\beta_j - \beta_t}{\beta_j - \beta_t} = 1$$

Jika $i \neq j$, diperoleh:

$$\prod_{\substack{t=1\\t\neq j}}^{n} \frac{x-\beta_t}{\beta_j-\beta_t} = \left(\prod_{\substack{t=1\\t\neq j\,dan\,i\neq t}}^{n} \frac{\beta_i-\beta_t}{\beta_j-\beta_t}\right)\left(\frac{\beta_i-\beta_i}{\beta_j-\beta_i}\right)=0.$$

Maka persamaan (17), menjadi :

$$Q(x) = \frac{\frac{1}{\beta_i}\prod_{k=1}^{n}(\beta_i - r_k)}{\prod_{k=1}^{n}(\beta_i - r_k)} = \frac{1}{\beta_i}, \quad i=1,2,3,\ldots$$

Berdasarkan prinsip pecahan parsial, maka terdapat $D_1, D_2, \ldots, D_n$ yang bersifat tunggal sehingga :

$$Q(x) = \sum_{k=1}^{n} \frac{D_k}{x-r_k} \tag{18}$$

Dari persamaan (17) dan (18) diperoleh persamaan :

$$\frac{\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{\beta_j}}{\prod_{k=1}^{n}(x-r_k)} \prod_{k=1}^{n}(\beta_j - r_k) \prod_{\substack{t=1\\t\neq j}}^{n} \frac{x-\beta_t}{\beta_j-\beta_t}$$

$$= \sum_{k=1}^{n} \frac{D_k}{x-r_k} \tag{19}$$

Substitusikan $x = \beta_i$, ke persamaan terakhir, diperoleh :

$$\frac{1}{\beta_i} = \sum_{k=1}^{n} \frac{D_k}{\beta_i - r_k} \tag{20}$$

Dari persamaan (15): $\sum_{k=1}^{n} \frac{\beta_t}{\beta_t - r_k} C_k = 1,$

diperoleh

$$\sum_{k=1}^{n} \frac{C_k}{\beta_t - r_k} = \frac{1}{\beta_t} \tag{21}$$

Persamaan (19) dan (20)ekivalen, maka :

$$D_k = C_k, \quad k=1,2,3,..,n \tag{21}$$

Jadi untuk menentukan C_k cukup dengan menentukan D_k.

Pandang persamaan (19). Kalikan kedua ruas pada persamaan tersebut dengan $(x-r_h)$, diperoleh :

$$\frac{\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{\beta_j}}{\prod_{\substack{k=1\\k\neq h}}^{n}(x-r_k)} \prod_{k=1}^{n}(\beta_j - r_k)$$

$$\prod_{\substack{t=1\\t\neq j}}^{n} \frac{x-\beta_t}{\beta_j-\beta_t} = \sum_{k=1}^{n} \frac{D_k(x-r_h)}{x-r_k}$$

$$\frac{\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{\beta_j}}{\prod_{\substack{k=1\\k\neq h}}^{n}(x-r_k)} \prod_{k=1}^{n}(\beta_j - r_k)$$

$$\prod_{\substack{t=1\\t\neq j}}^{n} \frac{x-\beta_t}{\beta_j-\beta_t} = D_h + \sum_{\substack{k=1\\k\neq h}}^{n} \frac{D_k(x-r_h)}{x-r_k}$$

Substitusi $x=r_h$ pada persamaan terakhir, diperoleh

$$D_h = c\frac{\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{\beta_j}}{\prod_{\substack{k=1\\k\neq h}}^{n}(r_h-r_k)}\prod_{k=1}^{n}(\beta_j-r_k)\prod_{\substack{t=1\\t\neq j}}^{n}\frac{r_h-\beta_t}{\beta_j-\beta_t} \quad (23)$$

Contoh

Misalkan besar klaim (X) memiliki fungsi padat peluang :

$$p(x)=12(e^{-3x}-e^{-4x}),\ x>0. \quad (C.1)$$

Jadi besar klaim berdistribusi kombinasi eksponensial (n=2, β_1=3, β_2=4, A_1=4, A_2= -3,). Fungsi tersebut dapat ditulis dalam bentuk :

$$p(x)=4(3e^{-3x})-3(4e^{-4x}),\ x>0 \quad (C.2)$$

dengan mean:

$$p_1=E(X)=4(1/3)-3(1/4)=7/12.$$

Diasumsikan $\lambda=c=1$. Jika disubstitusi ke persamaan (14), diperoleh akar-akar persamaan : r_1=1, dan r_2=5.

Dengan menggunakan persamaan (19), dan persamaan (20), diperoleh:

$C_1=D_1$=0,625000000,

dan $C_2=D_2$= -0,041666667.

Berdasarkan persamaan (16) peluang ruin diberikan oleh fungsi :

$$\Psi(u) = 0{,}62500\ e^{-u} - 0{,}04167.e^{-5u}.$$

Tabel 1. Peluang Ruin untuk Distribusi Kombinasi Eksponensial

U	Peluang Ruin	U	Peluang Ruin
0.0	0.58333333	5.5	0.00255423
0.5	0.37566145	6.0	0.00154922
1.0	0.22964390	6.5	0.00093965
1.5	0.13943330	7.0	0.00056993
2.0	0.08458266	7.5	0.00034568
2.5	0.05130297	8.0	0.00020966
3.0	0.03111690	8.5	0.00012717
3.5	0.01887336	9.0	0.00007713
4.0	0.01144727	9.5	0.00004678
4.5	0.00694312	10	0.00002837
5.0	0.00421122		

ALGORITMA

Berikut ini algoritma dalam menghitung peluang ruin.

Begin

Masukkan nilai koefisien n, A(1),A(2),B(1),B(2), r(1) dan r(2).

```
for h=1:n
    sum(1)=0;      sum(2)=0;
    sum(3)=0;
        for t=1:n
        sum(1)=sum(1)+A(t)/(B(t)-r(h))
        sum(2)=sum(2)+A(t)/B(t)
        sum(3)=sum(3)+A(t)/(B(t)-r(h))^2
        end
        D(h)=(sum(1)-sum(2))/(r(h)*sum(3))
end
```

```
for j=1:n
    C(j)=D(j)
end
{menghitung peluang ruin}
u(1)=0
for i=1:20
    u(i+1)=u(i)+0.5
    ruin(i)=0
    for m=1:n
        ruin(i)=ruin(i)+C(m)*exp(-r(m)*u(i))
    end
end
ruin(21)=0
for z=1:n
    ruin(21)=ruin(21)+C(z)*exp(-r(z)*u(21))
end
```

Apabila algoritma kita buat dalam bahasa pemrograman dan program dijalankan akan menghasilkan sebagai berikut:

Tabel 2. Peluang Ruin dengan Simulasi ,$p(x) = 12(e^{-3x} - e^{-4x})$, $x>0$

	Nilai eksak				
Banyak klaim	-	100	500	1000	5000
Rata-rata waktu antar kedatangan	1.000000	0.9997662542	0.9997674537	1.0001143698	0.9998435128
Rata-rata besar laim	0.583333	0.5832769777	0.5831045038	0.5832423222	0.5832901903
Efisiensi	-	0.6866141457	0.6846332414	0.6845715989	0.6842687737
U=0	0.583333	0.5732283111	0.5812836166	0.5821822595	0.5831784952
U=1	0.229644	0.2191322462	0.2272293344	0.2285453393	0.2293713144
U=2	0.084583	0.0779485493	0.0831695635	0.0839804518	0.0844147587
U=3	0.031117	0.0275764209	0.0305822815	0.0308221960	0.0310488993
U=4	0.011477	0.0098611335	0.0113222184	0.0113080192	0.0114328813
U=5	0.004211	0.0035666713	0.0041900497	0.0041600981	0.0042148450

KESIMPULAN

Berdasarkan hasil dan pembahasan diperoleh kesimpulan sebagai berikut:

1. Peluang ruin hasil analisisnya yaitu $\Psi(u) = 0{,}62500\ e^{-u} - 0{,}04167.e^{-5u}$.
2. Perhitungan peluang ruin dengan manual sangatlah rumit dan panjang. Kita harus mencari koefisien-koefisien dulu kemudian mengubah fungsi yang baru untuk menghitung besarnya klaim, nilai ekspektasi, akar-akar persamaan peluang ruin baru dapat menghitung peluang ruin

jika dibandingkan dengan menghitung peluang ruin dengan program.

3. Ketelitian dalam menghitung peluang ruin dengan manual kita capai dalam 5 digit desimal, sedangkan dengan program dapat kita atur sesuai dengan ketelitian yang diharapkan, misalnya paling sedikit 6 digit desimal.

DAFTAR PUSTAKA

Andriani, Y,(2004). "Menghitung Peluang Ruin." Tesis Program Magister, Institut Teknologi Bandung.

Bowers, N.L., Gerber, H.U., Hickman, J.C., Jones, D.A. and Nesbitt, C.J, (1997). *Actuarial Mathematics.* Ithasca, Ill.: Society of Actuaries,417-430.

Hogg, R.V., Craig,A.T.1995. *Introduction to Mathematical Statistics*, 5th ed., Prentice-Hall, Inc, New jersey.

Kass,R., Goovaerts,M., Dhaene,J., Denuit, M. 2001.*Modern Actuarial Risk Theory*, Kluwer Academic Publishers, Netherlands.

Klugman,S.A., Panjer,H.H.,Willmot,G.E. ,1998. *Loss Models, From to Data to Decisions*, Wiley Series in Probability and Statistics, John Wiley $ Sons, Inc., USA.

Ross, Sheldon., 1997. *Simulation*, 2nd ed., Harcourt Academic Press, Massachusetts