ANALISIS 8 (1 & 2), 87-100 (2001)

# PEMILIHAN MODEL KERUGIAN DENGAN UJIAN STATISTIK DAN APLIKASI MODEL DALAM INSURANS

NORISZURA HJ. ISMAIL
*Fakulti Sains dan Teknologi*
*Universiti Kebangsaan Malaysia*

## ABSTRAK

*Pemilihan model taburan kerugian dengan ujian statistik perlu dilakukan untuk memastikan agar suatu model boleh diterima dan boleh diaplikasi dalam insurans. Kajian ini bertujuan untuk memilih model taburan kerugian terbaik dengan melakukan ujian statistik kesesuaian ke atas beberapa model taburan kerugian yang telah tersuai. Model taburan kerugian ini mewakili sampel data tuntutan insurans kenderaan bermotor di Malaysia. Model ini diperoleh melalui kaedah penganggaran kebolehjadian maksimum. Dua jenis ujian statistik yang akan dilakukan adalah ujian statistik kebagusan Pearson khi kuasa-dua dan ujian statistik Kolmogorov-Smirnov. Berdasarkan hasil daripada kaedah penganggaran kebolehjadian maksimum dan ujian-ujian ini, suatu model tunggal yang terbaik akan dipilih dan model ini akan diaplikasi dalam insurans.*

***Kata kunci:*** *model taburan kerugian, ujian statistik, insurans kenderaan bermotor, kaedah kebolehjadian maksimum.*

## ABSTRACTS

*Selecting loss distribution model by using statistical tests should be done to make sure it is accepted and the model selected can be applied in insurance. This study aims to select the best loss distribution model by applying statistical fitting test on several fitted loss distribution models. The loss distribution model represents sample data from motor insurance claims in Malaysia. The model is obtained by using maximum likelihood estimation. The statistical tests used are Pearson's goodness-of-fit statistic and Kolmogorov-Smirnov statistic. Based on results from maximum likelihood estimation and statistical tests, a single best model will be selected and the model will be applied in insurance.*

***Keywords:*** *loss distribution model, statistical tests, motor insurance, maximum likelihood.*

## PENGENALAN

Penyesuaian taburan tuntutan insurans adalah penting dan perlu dilaksanakan oleh setiap syarikat insurans untuk memastikan agar premium yang dibayar oleh pemegang polisi setimpal dengan tuntutan yang dibayar. Secara tidak langsung, syarikat insurans juga dapat mengurangkan masalah untuk membayar tuntutan kemalangan jalanraya yang semakin meningkat.

Oleh kerana terdapat banyak kaedah yang boleh diguna untuk menyesuai model berparameter dan menganggar parameter yang berkait dengannya, kebanyakan penyelidik berhadapan dengan pelbagai pilihan model yang telah tersuai. Kaedah yang sesuai harus diguna untuk mengurangkan lagi bilangan model sehingga akhirnya hanya satu model tunggal terbaik sahaja yang diperoleh.

Terdapat dua pendekatan yang boleh diguna untuk memilih model yang terbaik (Klugman *et al.*, 1998). Pendekatan pertama adalah mekanisma benar atau tidak. Untuk pendekatan ini, bagi setiap model yang dicadang, keputusan sama ada ia boleh diterima atau tidak, harus dilakukan. Pendekatan yang kedua adalah menyusun kedudukan model dan memilih model yang berada teratas dalam senarai. Walaupun pendekatan ini adalah lebih baik, pendekatan mekanisma benar atau tidak masih perlu dilakukan kerana akhirnya ianya akan menuju kepada kriteria yang perlu untuk menyusun kedudukan suatu model.

Setelah model tunggal yang terbaik diperoleh berdasarkan ujian statistik dan kedudukannya yang teratas di senarai, model ini boleh diaplikasi dalam insurans. Dalam insurans, model tersuai yang diperoleh boleh diguna untuk melihat kesan inflasi, meramal kebarangkalian terjadinya suatu amaun tuntutan dengan penggunaan persentil dan menjangka tempoh terjadinya suatu amaun tuntutan tertentu.

Terdapat banyak kajian yang telah dilakukan terhadap ujian statistik kesesuaian model kerugian dan aplikasi model kerugian dalam insurans. Hewitt dan Lefkowitz (1979) telah menyesuai taburan Gamma, Loggamma, Lognormal, Gamma dan Loggamma dan Gamma dan Lognormal terhadap data kerugian dan menganggar kesan inflasi ke atas deduktibel taburan kerugian yang tersuai. Berdasarkan hasil kajian mereka, tidak semua data kerugian insurans dapat disuai. Namun, melalui pengalaman lepas, kaedah mereka boleh diterima pakai. Klugman dan Parsa (1993) pula telah menyesuai data kerugian dengan kaedah penganggaran jarak minima dan menguji kesesuaian taburan yang tersuai dengan ujian kebagusan penyesuaian. Hasil kajian mereka menunjukkan bahawa penganggaran jarak minimum dapat menepati objektif permasalahan aktuari. Selain itu, Taylor (1994) telah memodel pengalaman kekerapan dan nisbah tuntutan insurans gadai janji dan membanding serta menguji model yang tersuai. Berdasarkan hasil kajian beliau, model yang tersuai membolehkan liabiliti tuntutan dianggar dan perkembangan nilai harta benda diunjur. Akhir sekali, Brockett *et al.* (1995) telah menjana penganggaran ketumpatan kebarangkalian maksimum daripada data histogram dengan min dan median yang diketahui. Hasilnya, prosedur mereka boleh diguna ke atas data berkumpulan dan data sekunder.

## UJIAN STATISTIK KEBAGUSAN PEARSON

Terdapat dua ujian yang boleh dilakukan untuk memastikan agar model kebarangkalian yang dicadang dapat menggambarkan kerawakan sampel setanding dengan taburan kerugian sebenar (Klugman *et al.*, 1998). Kedua-dua ujian ini adalah ujian statistik kebagusan Pearson khi kuasa-dua dan ujian statistik Kolmogorov-Smirnov.

Untuk ujian statistik kebagusan Pearson (Hogg & Klugman, 1984), biarkan $F(x;\theta)$ sebagai fungsi ketumpatan taburan berparameter yang tersuai. Jika $F_X(x)$ adalah fungsi ketumpatan populasi yang sebenar, kita ingin menguji hipotesis,

$$H_0 : F_X(x) = F(x;\theta)$$
$$H_1 : F_X(x) \neq F(x;\theta)$$

Sampel rawak $X_1, X_2, \ldots\ldots, X_n$ yang tidak bersandar dicerap dan dibahagi kepada r kumpulan, $(c_0,c_1], (c_1,c_2], \ldots\ldots, (c_{r-1},c_r]$. Kekerapan cerapan untuk setiap kumpulan dikira dan nilai-nilainya adalah $n_1, n_2, \ldots\ldots, n_r$. Untuk hipotesis nol, kebarangkalian untuk kumpulan ke-j adalah,

$$p_j = F(c_j) - F(c_{j-1}),\ j = 1,2,\ldots\ldots, r$$

dan nilai jangkaan kekerapan untuk kumpulan ke-j adalah,

$$E_j = np_j, j = 1,2,\ldots\ldots, r$$

dengan,

n = bilangan sampel data

Di bawah $H_0$, nilai jangkaan kekerapan bagi setiap kumpulan akan bernilai $np_1, np_2, \ldots\ldots, np_r$. Rumus untuk ujian statistik kebagusan Pearson adalah,

$$\chi_{\text{kira}}^{2} = \sum_{j=1}^{r} \frac{(n_j - E_j)^2}{E_j}$$

Jika n besar, $\chi_{\text{kira}}^2$ dianggar bertaburan khi kuasa-dua dengan darjah kebebasan, v=r-k-1 (r ialah bilangan kumpulan dan k ialah bilangan anggaran parameter taburan). Oleh itu, jika $\chi_{\text{kira}}^2$ adalah kecil, $F(x;\theta)$ diterima sebagai model yang munasabah.

Jika $\chi_{\text{kira}}^2 \geq \chi_{\alpha,v}^2$ dengan,

$$kb(\chi_{\text{kira}}^{2}(r-k-1) \geq \chi_{\alpha,v}; H_0) = \alpha$$

$H_0$ ditolak pada aras keertian $\alpha$.

Untuk memastikan agar ujian ini dapat dipakai, setiap nilai $E_j$, j=1,2,.....,r, mestilah lebih daripada 5 (Klugman *et al.*, 1998). Jika nilai $E_j$ kurang daripada 5, batas atas perlu dikembang atau lebih kumpulan perlu digabung untuk membentuk satu kumpulan dengan nilai $E_j$ yang melebihi 5. Model taburan yang mempunyai nilai $\chi_{\text{kira}}^2$ yang terkecil merupakan model taburan kerugian yang terbaik.

## UJIAN STATISTIK KOLMOGOROV-SMIRNOV

Ujian statistik kebagusan Pearson tidak sesuai diguna jika bilangan cerapan adalah kecil. Sebagai alternatif, ujian statistik Kolmogorov-Smirnov boleh diguna kerana kaedah ini menggunakan sampel data individu. Untuk kaedah ini, biarkan $F_n(x)$ sebagai fungsi longgokan empirik. Rumusnya ialah (Klugman *et al.*, 1998),

$$F_n(x) = \frac{\text{bilangan } (X \leq x)}{n}$$

Ujian statistik Kolmogorov-Smirnov, $D_n$, ditakrifkan sebagai perbezaan mutlak maksimum di antara fungsi longgokan tersuai, $F(x; \theta)$, dengan fungsi longgokan empirik, $F_n(x)$. Rumusnya adalah,

$$D_n = maks_x \,| F_n(x) - F(x;\theta) |$$

$F_n(x)$ adalah tidak selanjar dan mempunyai lompatan pada setiap titik sampel cerapan, $x_1, x_2, \ldots\ldots, x_n$. Jika $F(x;\theta)$ adalah selanjar, nilai maksimum sisihan mesti terjadi sebaik sebelum atau selepas lompatan pada $F_n(x)$. Oleh itu, rumus untuk $D_n$ adalah,

$$D_n = maks_n \{| F_n(x_i^-) - F(x;\theta) |, | F_n(x_i) - F(x;\theta) |\}$$

dengan,

$\{x_i\}$ = tertib sampel $x_1 \leq x_2 \leq \ldots\ldots \leq x_n$.

Di bawah $H_0$, $D_n$ mempunyai taburan yang tidak berapa dikenali (Hogg & Klugman, 1984). Namun, jadual untuk taburan $D_n$ boleh diperoleh dari beberapa buku statistik. Nilai kritikal, c, boleh diperoleh daripada,

$$kb(D_n > c; H_0) = \alpha$$

Nilai kritikal ini adalah baik jika $n \geq 15$.

## APLIKASI MODEL DALAM INSURANS

Model taburan yang telah tersuai boleh diaplikasi dalam insurans. Antara aplikasi yang boleh dilakukan adalah:

(i) melihat kesan inflasi terhadap model taburan yang tersuai;

(ii) mengguna persentil untuk meramal kebarangkalian terjadinya suatu amaun tuntutan;

(iii) menjangka selang masa terjadinya suatu amaun tuntutan tertentu.

### Melihat Kesan Inflasi Terhadap Model Taburan Yang Tersuai

Kesan inflasi boleh mengakibatkan penokokan dalam kerugian (Hogg & Klugman, 1984). Model yang diperoleh harus diubah suai kepada tahap pengalaman kerugian yang semasa kerana kebanyakan model teranggar adalah berdasarkan cerapan yang dibuat beberapa tahun yang lepas. Selain itu, perunjuran perlu dilakukan untuk menggambarkan kerugian yang dijangka pada masa hadapan.

Biarkan,

X = pemboleh ubah rawak kerugian berdasarkan data tuntutan lepas

Z = pemboleh ubah rawak kerugian semasa

r = kadar inflasi untuk suatu tempoh atau tahun

X dan Z boleh dihubungkan dengan persamaan,

$$Z = X(1 + r)$$

Untuk mengetahui kesan inflasi, fungsi longgokan yang diinginkan adalah fungsi longgokan Z iaitu (Hogg & Klugman, 1984),

$$F_Z(z) = kb(Z \le z) = kb\big(X(1+r) \le z\big) = kb\left(X \le \frac{z}{1+r}\right) = F_X\left(\frac{z}{1+r}\right)$$

Jika Z bertaburan selanjar, fungsi ketumpatan untuk Z adalah,

$$f_Z(z) = \frac{d}{dz} F_Z(z) = \frac{f_X\left(\frac{z}{1+r}\right)}{1+r}$$

### Mengguna Persentil Untuk Meramal Kebarangkalian Terjadinya Suatu Amaun Tuntutan

Penganggaran persentil pula berkait dengan penganggaran titik taburan kerugian (Hogg & Klugman, 1984). Melalui penganggaran persentil, kebarangkalian bahawa kerugian melebihi suatu amaun tertentu dapat diperoleh dengan menggunakan fungsi longgokan. Jika kerugian adalah x, rumus untuk anggaran kebarangkalian ini adalah,

$$\hat{k}b(X > x) = 1 - F_X(x; \hat{\theta})$$

### Menjangka Selang Masa Terjadinya Suatu Amaun Tuntutan Tertentu

Untuk menjangka selang masa terjadinya suatu amaun tuntutan tertentu, biarkan,

N(t) = bilangan kejadian kerugian dalam selang (0, t],

Oleh itu,

N(1) = N = bilangan kejadian kerugian dalam sehari.

Jika N bertaburan Poisson dengan parameter $\lambda$,

$\lambda$= bilangan kejadian kerugian dalam sehari.

Jika n adalah bilangan kejadian kerugian dalam setahun (366 hari), anggaran untuk nilai jangkaan N, E(N), adalah,

$$\hat{E}(N) = \frac{n}{366} = \hat{\lambda}$$

Untuk meramal nilai jangkaan selang masa (dalam hari) untuk kerugian sekurang-kurangnya sebanyak x, biarkan,

K = bilangan kejadian kerugian dalam sehari untuk X>x

W = selang masa (dalam hari) kejadian kerugian untuk X>x

Oleh itu, K bertaburan Poisson dengan parameter $\lambda$kb(X>x) dan W bertaburan eksponen dengan parameter $\lambda$kb(X>x) (Bowers *et al.*, 1997).

Anggaran untuk nilai jangkaan selang masa untuk kerugian sekurang-kurangnya x adalah,

$$\hat{E}(W) = \frac{1}{\hat{\lambda}\hat{k}b(X > x)}$$

## SKOP DAN METODOLOGI KAJIAN

Data tuntutan diperoleh daripada salah sebuah syarikat insurans yang terdapat di Malaysia. Data yang diperoleh adalah sebanyak 6,979 daripada kesemua cawangan syarikat tersebut. Tempoh tuntutan adalah selama 12 bulan iaitu daripada bulan November 1999 hingga Oktober 2000. Untuk memudahkan penganggaran, purata tuntutan untuk setiap cawangan syarikat dan jenis skim insurans bagi setiap bulan telah diambil. Andaian yang diguna adalah, semua tuntutan adalah tuntutan individu dan saling tidak bersandar. Dengan cara ini, bilangan sampel data yang diperoleh dapat dikurangkan kepada sebanyak 459.

Dengan kaedah kebolehjadian maksimum, anggaran untuk parameter dan negatif logaritma fungsi kebolehjadian, -ln L(θ), yang minimum bagi setiap taburan, diberi di dalam Jadual 1 di bawah (Noriszura & Lu Jenn Gio, 2001). Berdasarkan kesemua 16 taburan daripada Jadual 1, taburan **Burr (α = 1.97, θ = 8,811.74, γ = 2.73)**, **Inverse Burr (τ = 0.48, θ = 8,415.15, γ = 4.58)**, **Loglogistic (γ = 3.23, θ=6,351.68)** dan **Paralogistic (α= 2.56, θ= 10,149)** memberikan -ln L(θ) yang paling minimum. Oleh itu, ujian statistik hanya akan diguna ke atas empat taburan ini.

**Jadual 1**

Parameter Teranggar dan Nilai –ln L(θ) yang Minimum bagi Setiap Taburan

| Taburan | Bilangan Parameter | Parameter Teranggar | -ln L(θ) yang minimum |
|---|---|---|---|
| 1. Pareto | 3 | θ = 28,636.83<br>τ = 4.05<br>α = 17.26 | 4,398.21 |
| **2. Burr** | 3 | **α = 1.97<br>θ = 8,811.74<br>γ = 2.73** | **4,381.44** |
| **3. Inverse Burr** | 3 | **τ = 0.48<br>θ = 8,415.15<br>γ = 4.58** | **4,375.51** |
| 4. Inverse Pareto | 2 | τ = 21.46<br>θ = 234.05 | 4,569.19 |
| **5. Loglogistic** | 2 | **γ = 3.23<br>θ = 6,351.68** | **4,389.49** |
| **6. Paralogistic** | 2 | **α = 2.56<br>θ = 10,149** | **4,382.35** |
| 7. Inverse Paralogistic | 2 | τ = 2.22<br>θ = 3,975.47 | 4,428.85 |
| 8. Gamma Terubahsuai | 3 | θ = 476.97<br>τ = 0.70<br>α = 6.39 | 4,403.57 |
| 9. Gamma | 2 | θ = 2,227.84<br>α = 3.22 | 4,406.65 |
| 10. Inverse Gamma | 2 | θ = 10,512<br>α = 2.202 | 4,504.53 |
| 11. Weibull | 2 | c = 0.000000395<br>τ = 1.64 | 4,440.72 |
| 12. Inverse Weibull | 2 | θ = 4,383.37<br>τ = 1.23752 | 4,548.29 |
| 13. Eksponen | 1 | θ = 7,172.90 | 4,534.03 |
| 14. Inverse Eksponen | 1 | θ = 4,773.70 | 4,571.06 |
| 15. Lognormal | 2 | μ = 8.71<br>σ = 0.60 | 4,419.74 |
| 16. Inverse Gaussian | 2 | θ = 14,272<br>μ = 7,172.90 | 4,456.03 |

Untuk Ujian statistik kebagusan Pearson, kesemua 459 sampel data tuntutan dibahagikan kepada 10 kumpulan iaitu (0, 500], (500, 2000], (2000, 3500], (3500, 5000], (5000, 6500], (6500, 8500], (8500, 11000], (11000, 16000], (16000, 50000], (50000, ∞). Fungsi longgokan untuk empat taburan ini diberi di dalam Jadual 2 di bawah (Klugman *et al.*, 1998).

**Jadual 2**

Fungsi Longgokan untuk Taburan Burr, Inverse Burr, Logistic dan Paralogistic

1. **Taburan Burr**

$$F(x) = 1 - \left( \frac{1}{1 + \left( \frac{x}{\theta} \right)^{\gamma}} \right)^{\alpha}, x > 0$$

2. **Taburan Inverse Burr**

$$F(x) = \left( \frac{\left( \frac{x}{\theta} \right)^{\gamma}}{1 + \left( \frac{x}{\theta} \right)^{\gamma}} \right)^{\tau}, x > 0$$

3. **Taburan Loglogistic**

$$F(x) = \frac{\left( \frac{x}{\theta} \right)^{\gamma}}{1 + \left( \frac{x}{\theta} \right)^{\gamma}}, x > 0$$

4. **Taburan Paralogistic**

$$F(x) = 1 - \left( \frac{1}{1 + \left( \frac{x}{\theta} \right)^{\alpha}} \right)^{\alpha}, x > 0$$

Fungsi longgokan untuk keempat-empat taburan di atas diguna untuk mendapatkan $p_j$, $E_j$, j=1,2,.....,10, dan $\chi_{kira}^2$ masing-masing.

Bagi ujian statistik Kolmogorov-Smirnov pula, fungsi longgokan, F(x;θ), untuk keempat-empat taburan seperti yang ditunjukkan di dalam Jadual 2 di atas dan fungsi longgokan empirik, $F_n(x)$, diguna untuk mendapatkan $D_n$ masing-masing.

Aplikasi model taburan kerugian dalam insurans hanya akan diguna ke atas satu model tunggal terbaik. Model ini dipilih berdasarkan nilai yang paling minimum bagi –ln L(θ), $\chi_{kira}^2$ dan $D_n$.

## HASIL KAJIAN

### Ujian Statistik Kebagusan Pearson

Bagi ujian statistik ini, nilai jangkaan kekerapan kumpulan (0,500] dan (50000, ∞) untuk keempat-empat taburan adalah kurang daripada 5. Oleh itu, kumpulan (0,500] digabungkan dengan kumpulan (500,2000] manakala kumpulan (16000,50000] digabungkan dengan kumpulan (50000, ∞). Bilangan kumpulan dikurangkan daripada 10 kepada 8. Jadual 3 di bawah menunjukkan nilai $\chi_{kira}^2$, χ pada aras keertian 5%, dan keputusan sama ada untuk menerima atau menolak $H_0$ bagi setiap taburan.

**Jadual 3**

Nilai $\chi_{Kira}^2$, $\chi_{\alpha,v}^2$ dan Keputusan untuk Menerima atau Menolak $H_0$ bagi Setiap Taburan

| Taburan | $\chi_{Kira}^2$ | $\chi_{\alpha,v}^2$ | Keputusan |
|---|---|---|---|
| Burr | 6.807 | $\chi_{0.05,4}^2$=9.488 | terima $H_0$ |
| **Inverse Burr** | **2.712** | $\chi_{0.05,4}^2$=9.488 | terima $H_0$ |
| Loglogistic | 22.276 | $\chi_{0.05,5}^2$=11.070 | tolak $H_0$ |
| Paralogistic | 6.228 | $\chi_{0.05,5}^2$=11.070 | terima $H_0$ |

### *Ujian Statistik Kolmogorov-Smirnov*

Untuk ujian statistik ini pula, Jadual 4 di bawah menunjukkan nilai $D_n$,c pada aras keertian 5%, dan keputusan untuk menerima atau menolak $H_0$ bagi setiap taburan.

**Jadual 4**

Nilai $D_n$, C dan Keputusan untuk Menerima atau Menolak $H_0$ bagi Setiap Taburan

| Taburan | $D_n$ | c | Keputusan |
|---|---|---|---|
| Burr | 0.03213 | 0.06348 | terima $H_0$ |
| **Inverse Burr** | **0.02332** | 0.06348 | terima $H_0$ |
| Loglogistic | 0.05068 | 0.06348 | terima $H_0$ |
| Paralogistic | 0.03498 | 0.06348 | terima $H_0$ |

### Melihat Kesan Inflasi Terhadap Model Taburan Yang Tersuai

Bagi melihat kesan inflasi, taburan Inverse Burr dengan parameter τ=0.48, θ=8,415.15 dan γ=4.58 akan dipertimbangkan kerana taburan ini memberikan nilai –ln L(θ), $\chi_{kira}^2$ dan $D_n$ yang paling minimum berbanding dengan taburan lain. Fungsi ketumpatan yang diinginkan untuk mengetahui kesan inflasi adalah fungsi ketumpatan taburan Z. Oleh itu, rumusnya adalah,

$$f_Z(z)=f_X\left(\frac{z}{1+r}\right)\frac{1}{1+r}=\frac{\tau\gamma\left(\frac{z}{\theta(1+r)}\right)^{\gamma\tau}}{\frac{z}{1+r}\left[1+\left(\frac{z}{\theta(1+r)}\right)^{\gamma}\right]^{\tau+1}}\frac{1}{1+r}=\frac{\tau\gamma\left(\frac{z}{\theta(1+r)}\right)^{\gamma\tau}}{z\left[1+\left(\frac{z}{\theta(1+r)}\right)^{\gamma}\right]^{\tau+1}},x>0$$

Berdasarkan fungsi ketumpatan Z di atas, Z masih lagi bertaburan Inverse Burr, tetapi parameternya bernilai θ(1+r), τ dan γ. Jika kadar inflasi adalah 6% setahun bagi tahun 2000, taburan yang patut diguna untuk tahun 2001 adalah taburan **Inverse Burr** dengan parameter $\theta_Z$=**8,920.065**, $\tau_Z$=**0.48** dan $\gamma_Z$=**4.58**.

## Mengguna Persentil Untuk Meramal Kebarangkalian Terjadinya Suatu Amaun Tuntutan

Sekarang, kebarangkalian terjadinya suatu amaun tuntutan akan diramal. Jika kebarangkalian kerugian melebihi RM20,000 bagi tahun 2000 ingin diketahui, kebarangkaliannya adalah,

$$\hat{kb}(X > 20,000) = 1 - \hat{F}_X(20,000) = 1 - \left( \frac{\left(\frac{20,000}{\hat{\theta}}\right)^{\hat{\gamma}}}{1 + \left(\frac{20,000}{\hat{\theta}}\right)^{\hat{\gamma}}} \right)^{\hat{\tau}} = 0.0089797$$

Oleh kerana parameter $\tau$, $\theta$ dan $\gamma$ dianggar dengan kaedah kebolehjadian maksimum, kebarangkalian yang dianggar di atas juga adalah penganggar kebolehjadian maksimum.

## Menjangka Selang Masa Terjadinya Suatu Amaun Tuntutan Tertentu

Katakan nilai jangkaan selang masa (dalam hari), E(W), untuk kerugian melebihi RM20,000 ingin dijangka. Berdasarkan skop kajian, terdapat 459 bilangan sampel data tuntutan kemalangan kenderaan dalam selang masa 366 hari. Anggaran nilai jangkaan N, E(N), adalah,

$$\hat{E}(N) = \frac{459}{366} = 1.254098 = \hat{\lambda}$$

Oleh itu, anggaran nilai jangkaan selang masa, E(W), untuk kerugian sekurang-kurangnya RM20,000 ialah,

$$E(W) = \frac{1}{\hat{\lambda}\hat{kb}(X > 20,000)} = 88.80 \text{ hari}$$

## KESIMPULAN

Berdasarkan nilai $-\ln L(\theta)$, taburan Inverse Burr memberikan nilai yang paling minimum dan ini diikuti oleh taburan Burr, Paralogistic dan Loglogistic. Berdasarkan ujian kebagusan Pearson pula, hanya taburan Burr, Inverse Burr dan Paralogistic sahaja yang diterima sebagai model. Taburan Inverse Burr sekali lagi memberikan nilai $\chi_{kira}^2$ yang paling minimum dan ini diikuti oleh taburan Paralogistic dan Burr. Akhir sekali, berdasarkan ujian Kolmogorov-Smirnov, keempat-empat taburan Burr, Inverse Burr, Loglogistic dan Paralogistic diterima sebagai model. Taburan Inverse Burr sekali lagi memberikan nilai $D_n$ yang paling minimum dan ini diikuti oleh taburan Burr, Paralogistic dan Logistic.

Taburan Inverse Burr ($\tau$=0.48, $\theta$=8,415.15, $\gamma$=4.58) boleh dianggap sebagai model taburan kerugian yang terbaik untuk mewakili sampel data kerana ianya terletak paling atas dalam senarai berdasarkan penganggaraan kebolehjadian maksimum dan kedua-dua ujian yang dilakukan.

## RUJUKAN


Bowers, N.L., Gerber, H.U., Hickman, J.C., Jones, D.A. & Nesbitt, C.J. (1997). *Actuarial Mathematics*. Schaumburg, Illinois: The Society of Actuaries.

Brockett, P.L., Cox, S.H., Golany, B., Phillips, F.Y. & Song, Y. (1995). Actuarial usage of group data: an approach to incorporating secondary data. *Society of Actuaries: Transations*, 47, 89-113.

Hewitt, C.C & Lefkowitz, B. (1979). Methods for fitting distributions to insurance loss data. *Proc. Casualty Actuarial Society*, 66(125), 139-160.

Hogg, R.V., Klugman, S.A. (1984). *Loss Distribution*. Canada: John Wiley & Sons.

Klugman, S.A., Panjer, H.H., Willmot, G.E. (1998). *Loss Models: From Data to Decision*. Canada: John Wiley & Sons.

Klugman, S.A. & Parsa, A.R. (1993). Minimum distance estimation of loss distributions. *Proc. Casualty Actuarial Society*, 80(152), 250 269.

Noriszura Ismail & Lu Jenn Gio (2001). Penyesuaian taburan kerugian: Kajian awal terhadap tuntutan insurans kenderaan di Malaysia. *Prosiding Simposium Kebangsaan Sains Matematik ke-9* (Belum terbit).

Taylor, G.C. (1994). Modelling mortgage insurance claims experience: a case study. *ASTIN Bulletins,* 24(1), 97-129.