P-ISSN: 2502-6526 E-ISSN: 2656-0615

MODEL BIAYA GARANSI DENGAN PEUBAH ACAK SKALA KOMPOSIT SEDERHANA SEBAGAI MODEL REDUKSI BIAYA GARANSI DUA DIMENSI DENGAN STRATEGI PENGGANTIAN

Nirmala Ayu Andika Fitri, Leopoldus Ricky Sasongko, Hanna Arini Parhusip
Program Studi Matematika, Fakultas Sains dan Matematika,
Universitas Kristen Satya Wacana
Jl. Diponegoro 52-60, Salatiga 50711, Jawa Tengah
e-mail: leopoldus.sasongko@staff.uksw.edu

Abstrak

Penelitian ini mempelajari tentang bagaimana memperoleh model biaya garansi dengan peubah acak skala komposit sederhana sebagai reduksi model biaya garansi dua dimensi. Peubah acak skala komposit sederhana dapat mereduksi model biaya garansi dua dimensi menjadi model biaya garansi satu dimensi yang selanjutnya estimasi biaya garansi dapat diperoleh berdasarkan ekspektasi banyak kegagalan model yang dihitung melalui metode MeVTI (Mean Value Theorem for Integrals). Data yang dibahas dalam penelitian ini adalah data penggantian komponen spark plug pada produk mobil, dimana data didapatkan dari rekaman data servis mobil. Hasil penelitian, yang berdasarkan penghitungan taksiran parameter distribusi melalui MLE (Maximum Log Likelihood) dan tes uji kecocokan Kolmogorov-Smirnov untuk beberapa model distribusi, menunjukkan bahwa model distribusi Burr memiliki p-value terbesar sehingga dapat dikatakan model distribusi Burr terbaik dari model distribusi yang lainnya. Model distribusi Burr sebagai bentuk dari perilaku data, sedangkan nilai MSE (Mean Square Error) dari ekspektasi banyak kegagalan yang diperoleh melalui model distribusi Lognormal adalah yang terkecil.

Kata Kunci: *Model Biaya Garansi, MeVTI, MSE, Penggantian ,Reduksi, Skala Komposit*

.

1. PENDAHULUAN

Biaya garansi adalah biaya yang ditambahkan pada biaya produksi satu produk guna menjadi harga jual produk (Blischke dkk; Sasongko dkk; Greselda dkk; Baik dkk). Dalam pemberian garansi, produsen harus memperhatikan faktor-faktor penting seperti polis dan masa garansi, strategi pembetulan (*rectification*) yang dikenakan pada produk, ekspektasi banyak kegagalan, dan biaya yang dikeluarkan guna pembetulan tiap terjadi kegagalan pada produk agar tidak terjadi kerugian. Pada pembahasan ini pemberian garansi dibahas untuk produk transportasi yaitu mobil. Dari beberapa macam polis, polis garansi yang digunakan dalam garansi mobil adalah polis n*on renewing free replacement warranty* (polis FRW).

Model biaya garansi yang digunakan adalah model biaya garansi dua dimensi, (masa garansi ada di bidang dua dimensi, sumbu-sumbunya menyatakan umur dan penggunaan).Model biaya garansi dua dimensi melibatkan fungsi distribusi bivariat yang mana rumit untuk ditentukan (Blischke dkk, 2011; Sasongko dkk, 2014; Baik dkk 2003, ; Rohman dkk, 2018). Pendekatan yang dapat digunakan untuk model biaya garansi dua dimensi adalah dengan cara mereduksinya menjadi satu dimensi dengan membentuk peubah acak univariat melalui skala komposit (*composite scale*) dari peubah acak bivariat pada model biaya garansi dua dimensi yang selanjutnya analisis model biaya garansi ditentukan berdasarkan peubah acak skala komposit tersebut. Pada penelitian ini data yang digunakan adalah data rekaman servis mobil komponen *spark plug* dari salah satu *dealer* resmi di Salatiga. Selain itu penelitian ini juga menggunakan data penelitian terdahulu milik Rohman dkk sebagai pendekatan hasil.

2. METODE PENELITIAN

II.1. Model Biaya Garansi Satu Dimensi

Biaya garansi satu dimensi dinyatakan sebagai peubah acak kerugian *aggregate* yang dapat dituliskan :

$$K(v) = \sum_{i=1}^{N} K_i = K_1 + K_2 + \cdots + K_{N(v)} \tag{2.1}$$

dengan , ekspektasi biaya garansi diperoleh dari:

$$E[K(v)] = k\, E[N(v)] \tag{2.2}$$

dari persamaan (2.2) juga didapatkan ekspetasi banyak kegagalan komponen pada interval $[0, v)$ dapat dihitung melalui:

$$E[N(v)] = M(v) \tag{2.3}$$

dengan $M(v)$ adalah persamaan integral pembaruan

$$M(v) = F(v) + \int_0^v M(v-z)dF(z) \tag{2.4}$$

dengan $F(v)$ adalah fungsi kepadatan probabilitas (f.k.p.) dari suatu peubah acak kontinu tak negatif V. Selanjutnya menggunsks *modified MeVTI* (Sasongko dkk, 2016).

II.2. Menghitung $M(v)$ dengan *Metode Mean Value Theorem for Integral* (MeVTI)

Dari rujukan (Sasongko dkk, 2014) *Metode Mean Value Theorem for Integral* (MeVTI) yaitu:

$$M(v_i) = \sum_{j=1}^{i} \left[\left[1 + M\left(v_{j-1}\right)\right] \left[F\left(v_i - v_{j-1}\right) - F\left(v_i - v_j\right)\right] \right] \tag{2.5}$$

IV.3 Maximum Likelihood Estimation (MLE)

Estimator maksimum *likelihood* (MLE) diperoleh dari memaksimalkan fungsi *likelihood*, yang didefinisikan sebagai distribusi gabungan dari masing-masing sampel acak. Fungsi *likelihood* untuk *complete data* didefinisikan oleh

$$L(Y_1, Y_2, \dots, Y_n; \boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^{n} f(Y_i; \boldsymbol{\theta}) \tag{2.6}$$

IV.4 Uji *Kolmogorov-Smirnov*

Uji *Kolmogorov-Smirnov* merupakan salah satu uji *goodness of fit* yang menguji hipotesis yaitu

$$D_n = \max\{D_n^-, D_n^+\} \tag{2.7}$$

dengan,

$$D_n^- = \max_{i=1,\dots,n} \left[\frac{i}{n} - \widehat{F}(y_i; \boldsymbol{\Omega})\right] \text{ dan } D_n^+ = \max_{i=1,\dots,n} \left[\widehat{F}(y_i; \boldsymbol{\Omega}) - \frac{i-1}{n}\right] \tag{2.8}$$

dan $y_i, i = 1,2, \dots n$ (*ordered statistic*) Pengambilan kesimpulan uji ini adalah H_0 ditolak jika D_n melebihi batas $D = d_\alpha\left(n^{-1/2} + 0.11n^{-1/2} + 0.12\right)^{-1}$, atau H_0 ditolak jika $\Pr[D_n \le D] < \alpha$. (Blischke 2011)

II. 5 Reduksi Model Biaya Garansi Dua Dimensi menjadi Satu Dimensi

Kasus garansi dua dimensi, proses titik ada di bidang dua dimensi sehingga peubah acak N pada model kegagalan satu dimensi di model kegagalan dua dimensi menjadi $N_2(x, y)$ yang menyatakan banyak kegagalan di masa garansi $[0, x) \times [0, y)$ dengan sumbu-sumbu umur dan penggunaan yang mana modelnya dipengaruhi oleh proses pembaruan dua dimensi dengan

$$E[N_2(x, y)] = M(x, y) \tag{2.9}$$

untuk

$$M(x, y) = H(x, y) + \int_0^x \int_0^y M(x - t, y - s) dH(t, s) \tag{2.10}$$

(Blischke,2011; Sasongko, 2014; Baik, 2015; Rohman, 2018) Persamaan (2.10) melibatkan fungsi distribusi bivariat $H(x, y)$, dari peubah acak bivariat (X_1, Y_1)

yang menyatakan umur dan penggunaan saat kegagalan komponen pertama kali. Untuk mengestimasi $H(x,y)$ bukanlah perkara mudah, menurut (Blischke dkk, 2011; Gertsbakh dkk, 2000; Gertsbakh dkk, 1993; Gertsbakh dkk, 1998; Duchesne dkk, 2000) memberikan pendekatan yang dapat dilakukan untuk model biaya garansi dua dimensi yaitu dengan mereduksinya menjadi satu dimensi melalui peubah acak skala komposit, kombinasi linier dari peubah acak bivariat (X_1, Y_1). Secara umum peubah acak. skala komposit dapat dituliskan sebagai

$$V = bX_1 + cY_1 \tag{2.11}$$

untuk bilangan a dan b real non-negatif. Bentuk lain dari (2.16) diberikan oleh (Blischke dkk, 2011; Gertsbakh dkk, 2000; Gertsbakh dkk, 1993; Gertsbakh dkk, 1998; Duchesne dkk, 2000) yang secara khusus disebut peubah acak skala komposit sederhana yang didefinisikan oleh

$$V = (1-a)X_1 + aY_1 \tag{2.12}$$

untuk $0 \le a \le 1$. Itu berarti peubah acak V merupakan rata-rata berbobot dari peubah acak bivariat (X_1, Y_1). Parameter a diestimasi berdasarkan nilainya yang meminimumkan koefisien variasi (*coefficient of variation*; c.v.) dari peubah acak V. Koefisien variasi (*coefficient of variation*; c.v.) atau kuadrat c.v dinyatakan oleh:

$$\widehat{CV}^2[V] = \frac{\widehat{Var}[V]}{\widehat{E^2[V]}} \tag{2.13}$$

(Gertsbakh dkk, 2000; Gertsbakh dkk, 1993; Gertsbakh dkk, 1998;Duchesne dkk, 2000) menjelaskan estimasi parameter a dapat dilakukan secara teoritik melalui distribusi marginal (parametrik) dari peubah acak X_1 dan Y_1 yaitu melalui perolehan

$$\hat{a} = \frac{d_1}{d_1 + d_2} \tag{2.14}$$

dengan

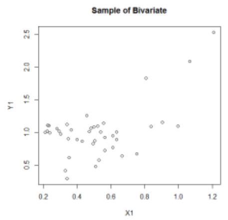
$$\frac{d_1}{d_2} = \frac{\mathrm{E}[Y_1]\mathrm{Var}[X_1] - \mathrm{E}[X_1]\mathrm{Cov}[X_1, Y_1]}{\mathrm{E}[X_2]\mathrm{Var}[Y_2] - \mathrm{E}[Y_2]\mathrm{Cov}[X_2, Y_2]} \tag{2.15}$$

dimana $E[X_1]$adalah mean atau rataan pada data dan untuk mencari $Var[X_1]$ dihitung dengan $\sigma^2 = E[(X_1 - \mu^2)]$,berlaku juga untuk variable X_2, Y_1, Y_2. Sedangkan perhitungan $Cov[X_1, Y_1]$ adalah $\sigma_{X_1Y_1} = E[X_1Y_1] - \mu_{X_1Y_1}$. Sehingga diperoleh suatu variable untuk perhitungan reduksi.

3. HASIL PENELITIAN DAN PEMBAHASAN

. IV.1.Data Penelitian (Rohman dkk, 2018)

Dalam penelitian ini juga menggunakan data penelitian (Rohman dkk,2018) sebagai pembanding. Menurut data penelitian pada (Rohman dkk, 2018), diperoleh informasi $X_1 \sim \text{Weibull}\left(\widehat{\alpha_1} = 2.6446, \widehat{\beta_1} = 0.5663\right)$ dan $Y_1 \sim \text{Lognormal}\left(\widehat{\mu_2} = -0.0636, \widehat{\sigma_2} = 0.3761\right)$. Dari data penelitian (Rohman dkk, 2018) diperoleh *Scatterplot* data X_1dan Y_1 tersebut ada pada Gambar IV.1.

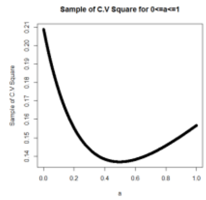


Gambar IV.1. *Scatterplot* Data X_1 dan Y_1 pada Data (Rohman 2018).

Gambar IV.1 merupakan *scatterplot* data X_1 dan Y_1, dimana X_1menerangkan umur dalam tahun sedangkan Y_1 adalah penggunaan dalam satuan 10000 km

IV.2.Parameter a yang Meminimumkan CV^2 pada Data (Rohman dkk, 2018)

Parameter a diestimasi berdasarkan nilainya yang meminimumkan koefisien variasi (*coefficient of variation*; c.v.) dari peubah acak V.Kuadrat koefisien varias peubah acak V dari data $\{V_1, V_2, V_3, \dots V_n\}$ dengan $V_i = (1 - a_i)X_1 + a_i Y_1$; $i = 1,2,3, \dots, n$ untuk $0 \le a \le 1$ didapatkan pada Tabel IV.1 dan untuk nilai CV^2dengan $0 \le a \le 1$ pada Gambar IV.2.

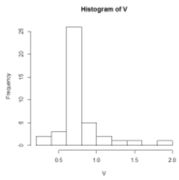


Gambar IV.2. Kuadrat C.V. dari V untuk $0 \le a \le 1$ pada Data (Rohman.2018)

Dengan perhitungan $\hat{a}$ yang meminumumkan CV^2 diperoleh nilai $\hat{a}$ adalah 0.4965 dan minimum CV^2 adalah 0.1369.

IV.3.Parameter dan Uji Kecocokan Distribusi Marginal X_1 dan Y_1 pada Data (Rohman dkk, 2018)

Diperoleh histogram untuk sampel V pada Gambar IV.3.



Gambar IV.3. Histogram nilai V untuk Data (Rohman 2018)

Selanjutnya diperoleh taksiran parameter distribusi melalui MLE dan tes uji kecocokan *Kolmogorov Smirnov* (*p-value*) ditampilkan pada Tabel IV.1.

Tabel IV.1. Nilai Parameter dan *p-value*

Distribusi Parametrik	V	
	$Parameter$	$pvalue$
$Burr$	$k = 0.6076;\ a = 8.0785;\ b = 0.6468$	0.5905
$Weibull$	$a = 3.8185\ ;\ b = 0.81277$	0.2136
$Lognormal$	$a = 0.31409\ ;\ b = -0.32593$	0.2125
$Gamma$	$a = 7.3021\ ;\ b = 0.10422$	0.0803

Dapat dilihat dari Tabel IV.2 perolehan *p-value* dari model *Burr, Weibull, Lognormal* dan *Gamma* tertinggi adalah model *Burr*.

IV.4.Mereduksi dan Menghitung Ekspetasi Banyak Kegagalan untuk Data (Rohman dkk, 2018)

Berikut adalah ekspetasi banyak kegagalan yang diperoleh oleh (Rohman dkk, 2018) dalam penelitiannya, ditunjukkan pada Tabel IV.2

Tabel IV.2..Ekspektasi Banyak Kegagalan pada Penelitian (Rohman 2018)

Eksp.Kegagalan		Batas Penggunaan (10000 KM)					
		0.5	1	1.5	2	2.5	3
Batas Umur (Tahun)	0.5	0.0322	0.3114	0.4744	0.5245	0.5391	0.5431
	1	0.0468	0.5662	0.9827	1.2612	1.4276	1.5064
	1.5	0.0471	0.5735	1.0548	1.5180	1.9063	2.1850
	2	0.0471	0.5736	1.0610	1.5541	2.0317	2.4715
	2.5	0.0471	0.5736	1.0610	1.5563	2.0490	2.5361

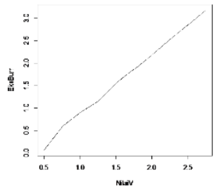
Perolehan ekspetasi banyak kegagalan, selanjutnya menghitung nilai V dengan batas umur dan batas penggunaan yang sama diperoleh hasil pada tabel 1V.3

Tabel IV.3. Nilai V dan Ekspetasi Banyak Kegagalan Menggunakan Distribusi *Burr*

x	y	v	$E[N(v]$
0.5	0.5	0.5	0.0691
1.0	0.5	0.7517	0.5905
1.5	0.5	1.0035	0.9039
2.0	0.5	1.2552	1.1646
2.5	0.5	1.5070	1.5629
0.5	1.0	0.7483	0.5843
1.0	1.0	1.0000	0.9017
1.5	1.0	1.2518	1.1588
2.0	1.0	1.5035	1.5571
2.5	1.0	1.7553	1.8700
0.5	1.5	0.9965	0.8985
1.0	1.5	1.2483	1.1545
1.5	1.5	1.5000	1.5527
2.0	1.5	1.7518	1.8654

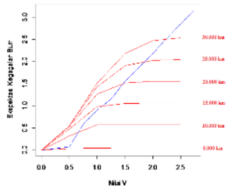
x	y	v	$E[N(v)]$
2.5	1.5	2.0035	2.1839
0.5	2.0	1.2448	1.1487
1.0	2.0	1.4965	1.5468
1.5	2.0	1.7483	1.8620
2.0	2.0	2.0000	2.1797
2.5	2.0	2.2518	2.5303
0.5	2.5	1.4930	1.5424
1.0	2.5	1.74475	1.8574
1.5	2.5	1.9965	2.1742
2.0	2.5	2.24825	2.5263
2.5	2.5	2.500	2.8496
0.5	3.0	1.7412	1.8540
1.0	3.0	1.9930	2.1700
1.5	3.0	2.2447	2.5209
2.0	3.0	2.4965	2.8445
2.5	3.0	2.7482	3.1752

Dari perolehan Tabel IV.4 menunjukkan nilai ekspektasi kegagalan menggunakan Distribusi *Burr* meningkat pada masa garansi tertentu. Terlihat pada gambar IV.4.



Gambar IV. 4. Ekspetasi Banyak Kegagalan Menggunakan Model *Burr* pada Data (Rohman 2018).

Dengan perolehan hasil ekspetasi banyak kegagalan menggunakan distribusi *Burr*, selanjutnya melakukan perbandingan dengan ekspetasi banyak kegagalan penelitian (Rohman dkk,2018) yang belum direduksi. Ditunjukan Gambar IV.5.



Gambar IV.5. Perbandingan Data yang Direduksi Menggunakan Model *Burr* dengan yang Tidak Direduksi

Dari Gambar IV.5 terdapat dua warna garis, warna biru menunjukan data yang sudah direduksi dan warna merah merupakan data yang tidak direduksi. Terdapat perpotongan antara garis pada titik tertentu. Dan ditunjukan bahwa hasil reduksi memilki nilai yang lebih kecil dari yang tidak direduksi.

Untuk hasil yang lebih akurat, pada data juga dihitung MSE *(Mean Square Error)* dan diperoleh hasil untuk distribusi *Lognormal* pada Tabel IV.4. Distribusi Lognormal terihat paling sesuai karena memiliki MSE terkecil jikadibandingkan dengan distribusi yang lain.

Tabel IV.4. MSE untuk Distribusi *Lognormal* pada Data (Rohman 2018)

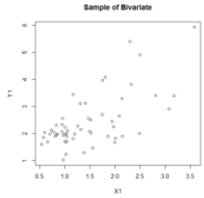
x	y	v	$E[N_2(x,y)]$	$E[N(v)]$	SE

0.5	0.5	0.5	0.0322	0.1211	0.0079
1	1	1	0.5662	0.8906	0.1052
1.5	1.5	1.5	1.0548	1.5298	0.2256
2	2	2	1.5541	2.1862	0.3996
2.5	2.5	2.5	2.0490	2.8473	0.6373
				MSE	0.2751

Setelah melakukan perhitungan pada data penilian Rohman, selanjutnya melakukan perhitungan pada data *Spark Plug*.

IV.5.Data *Spark Plug*

Berdasarkan data penggantian komponen *Spark Plug* mobil saat melakukan reparasi berkala,diperoleh data bivariat umur dan penggunaan (X_1, Y_1) komponen saat kegagalan pertama yang ditampilkan pada Gambar IV.12.

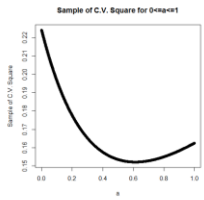


Gambar IV.12. *Scatterplot* Data X_1 dan Y_1 pada Data *Spark Plug*.

Gambar IV.12 merupakan *scatterplot* data X_1 dan Y_1, dimana X_1menerangkan umur dalam tahun sedangkan Y_1 adalah penggunaan dalam 10000 km.

IV.6.Parameter a yang Meminimumkan CV^2 pada Data *Spark Plug*

Parameter a diestimasi berdasarkan nilainya yang meminimumkan koefisien variasi (*coefficient of variation*; c.v.) dari peubah acak V. Kuadrat koefisien variasi peubah acak V untuk $0 \leq a \leq 1$ ditampilkan pada Gambar IV.13.

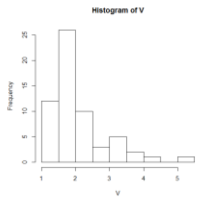


Gambar IV.13. Kuadrat C.V. dari V untuk $0 \leq a \leq 1$ pada Data *Spark Plug.*

Melalui persamaan (2.12), diperoleh $\hat{a}$ 0.6126 dan meminimumkan CV^2 0.1521.

IV.7.Parameter dan Uji Kecocokan Distribusi Marginal X_1 dan Y_1pada Data *Spark Plug*

Berdasarkan persamaan (2.10) diperoleh skala komposit sederhana dengan perolehan sampel V yang ditampilkan oleh histogram seperti pada Gambar IV.16.



Gambar IV.14. Histogram Sampel V untuk Data *Spark Plug*

Selanjutnya diperoleh taksiran parameter distribusi melalui MLE dan tes uji kecocokan *Kolmogorov Smirnov* (*p-value*) ditampilkan pada Tabel IV.5.

Tabel IV.5 . Nilai Parameter dan *p-value*

Distribusi Parametrik	Peubah Acak V	
	$Parameter$	$pvalue$
$Burr$	$k = 0.2976\,; \alpha = 10.501;\ \beta = 1.4879$	0.9881
$Lognormal$	$\alpha = 0.33809;\ \beta = 0.67819$	0.1581
$Gamma$	$\alpha = 6.5708;\ \beta = 0.3189$	0.1402
$Weibull$	$\alpha = 3.4247;\ \beta = 2.2783$	0.0294

Dari perhitungan pada tabel IV.5 dapat dilihat dari model *Bur*memiliki *p-value* terbesar. Dengan kata lain *p-value* model *Burr* adalah yang terbaik

IV.8 Menghitung Ekspetasi Banyak Kegagalan dan Estimasi Biaya Garansi untuk Data *Spark Plug.*

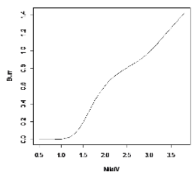
Setelah dilakukan perhitungan dan perbandingan untuk data penelitian Rohman, selanjutnya dilakukan perhitungan untuk data *Spark Plug*. Pertama dilakukan perhitungan nilai V , ekspetasi banyak kegagalan dan estimasi biaya garansi pada distribusi *Burr* yang hasilnya ditunjukan pada tabel IV. 6

Tabel IV.6. Hasil Ekspetasi Banyak Kegagalan dan Estimasi Biaya Garansi menggunkan Distribusi *Burr.*

x	y	v	$E[N(v]$	$Estimasi\ Biaya$
0.5	0.5	0.5000	$3.1646e-06$	0.3165
1.0	0.5	0.6937	$9.7473e-05$	9.7473
1.5	0.5	0.8874	0.0013	130
2.0	0.5	1.0811	0.0102	1020
2.5	0.5	1.2748	0.0519	5190
3.0	0.5	1.4685	0.1697	16970
3.5	0.5	1.6622	0.3474	34740
0.5	1.0	0.8063	$4.7578e-04$	47.578
1.0	1.0	1.0000	0.0045	450
1.5	1.0	1.1937	0.0275	2750
2.0	1.0	1.3874	0.1098	10980
2.5	1.0	1.5811	0.2709	27090
3.0	1.0	1.7748	0.4475	44750
3.5	1.0	1.9685	0.5891	58910
0.5	1.5	1.1126	0.0136	1360
1.0	1.5	1.3063	0.0652	6520
1.5	1.5	1.5000	0.1968	19680
2.0	1.5	1.6937	0.3761	37610
2.5	1.5	1.8874	0.5352	53520
3.5	1.5	2.2748	0.7366	73660
0.5	2.0	1.4189	0.1311	13110
1.0	2.0	1.6126	0.3003	30030
1.5	2.0	1.8063	0.4738	47380
2.0	2.0	2.0000	0.6085	60850
2.5	2.0	2.1937	0.7046	70460
3.0	2.0	2.3874	0.7754	77540
3.5	2.0	2.5811	0.8336	83360
0.5	2.5	1.7252	0.4050	40500
1.0	2.5	1.9189	0.5567	55670
x	y	v	$E[N(v]$	$Estimasi\ Biaya$
1.5	2.5	2.1126	0.6681	66810
2.0	2.5	2.3063	0.7482	74820
2.5	2.5	2.5000	0.8100	81000
3.0	2.5	2.6937	0.8673	86730
3.5	2.5	2.8874	0.9354	93540
0.5	3.0	2.0315	0.6262	62620
1.0	3.0	2.2252	0.7177	71770

1.5	3.0	2.4189	0.7852	78520
2.0	3.0	2.6126	0.8427	84270
2.5	3.0	2.8063	0.9049	90490
3.0	3.0	3.0000	0.9842	98420
3.5	3.0	3.1937	1.0829	108290
0.5	3.5	2.3378	0.7589	75890
1.0	3.5	2.5315	0.8190	81900
1.5	3.5	2.7252	0.8774	87740
2.0	3.5	2.9189	0.9481	94810
2.5	3.5	3.1126	1.0394	103940
3.0	3.5	3.3063	1.1468	114680
3.5	3.5	3.5000	1.2594	125940
0.5	4.0	2.6441	0.8523	85230
1.0	4.0	2.8378	0.9162	91620
1.5	4.0	3.0315	0.9988	99880
2.0	4.0	3.2252	1.1007	110070
2.5	4.0	3.4189	1.2119	121190
3.0	4.0	3.6126	1.3226	132260
3.5	4.0	3.8063	1.4250	142500

Dapat dilihat dari perolehan Tabel IV.14 menunjukkan nilai ekspektasi kegagalan dan estimasi biaya garansi menggunakan Distribusi *Burr* meningkat pada masa garansi tertentu. Apabila di gambarkan dapat dilihat pada Gambar IV.15.



Gambar IV.15 Ekspetasi Banyak Kegagalan menggunakan model *Burr* pada Data *Spark Plug*

Dapat dilihat perolehan ekspektasi banyak kegagalan dan estimasi biaya garansi menggalami peningkatan pada masa garansi tertentu.

4. SIMPULAN

Dapat disimpulkan bahwa, hasil reduksi yang digunakan pada data (Rohman dkk, 2018), menunjukkan bahwa ekspetasi banyak kegagalan yang memiliki pendekatan paling dekat adalah dengan model distribusi *Burr*. Dimana hasil *p-value* pada perhitungan taksiran parameter distribusi melalui MLE dan tes uji kecocokan *Kolmogorov-Smirnov* menunjukan model distribusi *Burr* memiliki p-value tertinggi. Sedangkan dengan menggunakan MSE *(Mean Square Error)* perhitungan ekspektasi kegagalan didapatkan model distribusi terkecil pada model distribusi Lognormal. Sedangkan untuk perhitungan komponen *Spark Plug* memliki hasil yang hampir sama, yaitu ekspektasi banyak kegagalan yang paling dekat juga menggunakan distribusi Burr. Sehingga perhitungan dengan hasil reduksi menghasilkan ekspektasi banyak kegagalan dan biaya garansi yang cukup baik.

5. DAFTAR PUSTAKA

Blischke WR, Karim MR, Murthy DNP. Warranty Data Collection and Analysis. London: Springer; 2011.

Sasongko LR. Copula Untuk Memodelkan Kegagalan Dua Dimensi Pada Produk Bergaransi Dengan Strategi Penggantian. Tesis. ITB, Bandung-Indonesia. 2014.

Greselda E, Sasongko LR, Mahatma T. Model Biaya Garansi Satu Dimensi Polis FRW (*Non-Renewing Free Replacement Warranty*). Prosiding Seminar Nasional Ma-tematika dan Pendidikan Matematika UNY. 2015. Hal: 223-232, ISBN 978-602-73403-0-5.

Baik J, Murthy DNP, Jack N. Two-Dimensional Failure Modeling Minimal Repair. *Nav Res Log*;**51**:345-362.

Rohman N, Mahatma T, Sasongko LR. Pemodelan Biaya Garansi Dua Dimensi Polis FRW dengan Stategi Peng-gantian untuk Oil Filter Mobil, *Cartes 2018*;**7**:1-7.

Gertsbakh IB. Reliability Theory with Applications and Preventive Maintenance. Berlin: Springer; 2000.

Gertsbakh IB, Kordonsky KB. Choice of the Best Time Scale for System Reliability Analysis. *Eur Jour Op Res 1993*;**65**:235-246.

Gertsbakh IB, Kordonsky KB. Parallel Time Scales and Two-Dimensional Manufacturer and Individual Customer Warranties. *IIE Trans 1998*;**30**:1181-1189.

Duchesne T, Lawless J. Alternative Time Scale and Failure Time Models. *Lif Dat Anal 2000*;**6**:157-179.

Sasongko LR, Mahatma T. The Estimation of Renewal Functions Using the Mean Value Theorem for Integrals (MeVTI) Method. *Cartes 2016*;**5**:111-120.

Tse YK. Nonlife Actuarial Models: Theory, Methods & Evaluation. USA: Cambridge University Press; 2009.