Jurnal Riset Statistika (JRS)
e-ISSN 2798-6578 | p-ISSN 2808-3148
https://journals.unisba.ac.id/index.php/JRS

Tersedia secara online di
Unisba Press
https://publikasi.unisba.ac.id/

Penerapan Model Komposit Weibull-Pareto pada Data Klaim Asuransi Harta Benda

Raisha Shahelia Nastiti, Aceng Komarudin Mutaqin*

Prodi Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Islam Bandung, Indonesia.

A R T I C L E   I N F O

Article history :
Received : 5/4/2022
Revised : 30/6/2022
Published : 16/7/2022

Volume : 2
No. : 1
Halaman : 43-50
Terbitan : **Juli 2022**

A B S T R A K

Asuransi merupakan salah satu bentuk proteksi terhadap peristiwa kerugian tidak terduga. Dalam memodelkan data klaim asuransi yang memuat nilai klaim yang besar atau ekstrim, dapat menggunakan distribusi komposit. Salah satu distribusi komposit tersebut adalah distribusi Weibull-Pareto. Dalam artikel ini akan dibahas penerapan model komposit Weibull-Pareto dengan estimasi parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* pada data besar klaim asuransi harta benda di Indonesia. Data yang digunakan adalah data sekunder dari perusahaan asuransi PT. XYZ pada tahun 2016. Data tersebut berisi data besar klaim pemegang polis asuransi harta benda dalam mata uang Rupiah. Uji kecocokan *Kolmogorov-Smirnov* digunakan untuk menguji kecocokan distribusi. Hasil penerapan menunjukkkan bahwa data besar klaim asuransi harta benda PT. XYZ berasal dari populasi yang berdistribusi komposit Weibull-Pareto.

Kata Kunci : Model Komposit; Distribusi Weibull-Pareto; Kolmogorov-Smirnov.

A B S T R A C T

Insurance is a form of protection against unexpected loss events. In modeling insurance claim data that contains large or extreme claim values, composite distributions can be used. One such composite distribution is the Weibull-Pareto distribution. In this article will discuss the application of the composite Weibull-Pareto model with parameter estimation using the Maximum Likelihood Estimation method on data of property insurance claims in Indonesia. The data in this article are secondary data from the insurance company PT. XYZ in 2016. It contains claims of property insurance policy holders in Rupiah data. The Kolmogorov-Smirnov test is used to test distribution matches. The result of the application shows that the data of property insurance claims of PT. XYZ comes from the composite Weibull-Pareto distribution population.

Keywords : Composite Model; Weibull-Pareto Distribution; Kolmogorov-Smirnov.

Corresponding Author : *aceng.k.mutaqin@gmail.com
Indexed : Garuda, Crossref, Google Scholar
DOI : https://doi.org/10.29313/jrs.vi.903

A. Pendahuluan

Asuransi adalah perjanjian antara dua pihak, pihak pertama disebut penanggung atau perusahaan asuransi dan pihak kedua disebut tertanggung sebagai pemegang polis. [1]

Asuransi dapat dikatakan sebagai suatu perjanjian antara pihak penanggung (perusahaan asuransi) dengan pihak tertanggung atau pemegang polis (konsumen), dimana terdapat sejumlah uang premi yang dibayarkan oleh tertanggung dan akan diganti oleh penanggung saat terjadi peristiwa kerugian yang sudah disepakati dengan jumlah klaim yang sudah disepakati pula. Indonesia sebagai negara berkembang yang padat penduduk, cocok untuk menggunakan asuransi harta benda, melihat padatnya pemukiman warga Indonesia dan semakin besarnya risiko yang akan terjadi. Sesuai kebutuhannya, asuransi harta benda merupakan asuransi yang memberi jaminan kerugian pada harta benda terhadap risiko yang telah disepakati. Umumnya risiko tersebut berupa kebakaran, bencana alam atau kerugian lain yang timbul dari kejadian tidak terduga. Pelaksanaan program perasuransian oleh beberapa Badan Usaha Milik Negara berdasarkan peraturan perundang-undangan, berarti bahwa hubungan hukum antara penanggung (perusahaan asuransi) dan tertanggung (peserta asuransi) adalah ketentuan hukum berdasarkan ketentuan peraturan perundang–undangan, bukan berdasarkan pada Kesepakatan antara para pihak (penanggung) dan orang yang diasuransikan.[2] Karena asuransi adalah perjanjian dalam istilah hukum, perjanjian itu sendiri harus dianggap sebagai indikasi makna perjanjian asuransi.[3] Asuransi berarti bahwa penanggung membayar premi kepada tertanggung untuk melindungi tertanggung dari kerugian, kerusakan, atau ketiadaan keuntungan yang diharapkan yang akan dapat diderita olehnya, karena suatu kejadian yang belum pasti.[3]

Proses pemodelan data klaim asuransi tentunya melibatkan berbagai macam distribusi. Berdasarkan berbagai penelitian, data klaim yang memuat nilai klaim yang besar atau ekstrim lebih cocok salah satunya menggunakan distribusi komposit. Dalam distribusi komposit, data dengan nilai klaim yang kecil dan menengah dimodelkan oleh distribusi standar seperti lognormal atau Weibull, sedangkan data dengan nilai klaim yang besar dimodelkan oleh distribusi jenis Pareto [4]. Salah satu distribusi komposit tersebut adalah distribusi Weibull-Pareto.

Berdasarkan latar belakang yang telah diuraikan, maka tujuan penelitian ini adalah menerapkan distribusi komposit Weibull-Pareto pada data besar klaim asuransi harta benda di Indonesia.

B. Metode Penelitian

Model Komposit Pareto

Cooray dan Amanda [5] dan Cooray [6], Scollnik [7] dan Scollnik dan Sun [8] mengusulkan beberapa model *composite* untuk data besar klaim asuransi. Diasumsikan besar klaim memiliki fungsi densitas peluang:

$$f(x) = \begin{cases} \dfrac{wf_1(x)}{F_1(\theta)}, & 0 < x \leq \theta \\ (1-w)f_2(x), & x > \theta \end{cases} \tag{1}$$

dimana w $(0 \leq w \leq 1)$ merupakan bobot, f_1 dan F_1 adalah fungsi densitas peluang dan fungsi distribusi kumulatif khususnya untuk distribusi klaim yang kecil dan sedang. Sedangkan f_2 adalah fungsi densitas peluang untuk distribusi klaim yang besar. Fungsi distribusi kumulatif dan fungsi kuantilnya adalah sebagai berikut:

$$F(x) = \begin{cases} \dfrac{wF_1(x)}{F_1(\theta)}, & 0 < x \leq \theta \\ w + (1-w)F_2(x), & x > \theta \end{cases} \tag{2}$$

$$F^{-1}(u) = \begin{cases} {F_1}^{-1}\left(\dfrac{uF_1(x)}{w}\right), & 0 < u \leq w \\ {F_2}^{-1}\left(\dfrac{u-w}{1-w}\right), & u > w \end{cases} \tag{3}$$

Karakteristik yang menarik dari model di atas adalah bahwa ambang batas (*threshold*), θ, dianggap sebagai suatu parameter yang tidak diketahui, sehingga memungkinkan data untuk menentukan klaim mana yang kecil, sedang, dan besar.

Distribusi Komposit Weibull-Pareto

Distribusi Komposit Weibull-Pareto terdiri dari distribusi Weibull sebagai f_1 dan distribusi Pareto sebagai f_2. Distribusi Weibull memiliki fungsi densitas peluang, dan fungsi distribusi kumulatif sebagai berikut:

$$f_1(x) = \left(\frac{\tau}{\phi}\right)\left(\frac{x}{\phi}\right)^{\tau-1} \exp\left\{-\left(\frac{x}{\phi}\right)^{\tau}\right\}, \quad x > 0 \tag{4}$$

$$F_1(x) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{x}{\phi}\right)^{\tau}\right\}, x > 0 \tag{5}$$

Adapun fungsi densitas peluang, dan fungsi distribusi kumulatif untuk distribusi Pareto adalah :

$$f_2(x) = \frac{\alpha\theta^{\alpha}}{x^{\alpha+1}}, \quad x > \theta. \tag{6}$$

$$F_2(x) = 1 - \left(\frac{\theta}{x}\right)^{\alpha}, x > \theta \tag{7}$$

Fungsi densitas peluang dari distribusi Komposit Weibull-Pareto diperoleh dengan cara memasukkan fungsi densitas peluang distribusi Weibull, f_1 dan fungsi densitas peluang distribusi Pareto, f_2 ke Persamaan (1). Dengan demikian fungsi densitas peluang dari distribusi Komposit Weibull-Pareto adalah:

$$f(x) = \begin{cases} \dfrac{w\left(\frac{\tau}{\phi}\right)\left(\frac{x}{\phi}\right)^{\tau-1} \exp\left\{-\left(\frac{x}{\phi}\right)^{\tau}\right\}}{1 - \exp\left\{-\left(\frac{\theta}{\phi}\right)^{\tau}\right\}}, & 0 < x \leq \theta \\ (1-w)\dfrac{\alpha\theta^{\alpha}}{x^{\alpha+1}}, & x > \theta \end{cases} \tag{8}$$

Dimana $\theta > 0$ menyatakan nilai ambang batas (*threshold*) yang memotong dua distribusi yang ada, $\alpha > 0$ menyatakan parameter bentuk yang mengontrol keberatan ekor dan $\tau > 0$ merupakan parameter bentuk untuk klaim kerugian yang bernilai kecil dan sedang. Adapun dua parameter lainnya, untuk $\phi > 0$ dan $0 \leq w \leq 1$ ialah sebagai berikut:

$$\phi = \theta\left(\frac{\alpha}{\tau} + 1\right)^{-\frac{1}{\tau}} \tag{9}$$

$$w = \frac{\exp\left\{\frac{\alpha}{\tau} + 1\right\} - 1}{\exp\left\{\frac{\alpha}{\tau} + 1\right\} + \frac{\tau}{\alpha}} \tag{10}$$

Untuk membentuk fungsi distribusi kumulatif distribusi Komposit Weibull-Pareto diperoleh dengan memasukkan fungsi distribusi kumulatif distribusi Weibull F_1 dan fungsi distribusi kumulatif distribusi Pareto, F_2 ke Persamaan (2.2). Dengan demikian fungsi distribusi kumulatif dari distribusi Komposit Weibull-Pareto adalah:

$$F(x) = \begin{cases} \dfrac{w\left\{1 - \exp\left\{-\left(\frac{x}{\phi}\right)^{\tau}\right\}\right\}}{1 - \exp\left\{-\left(\frac{\theta}{\phi}\right)^{\tau}\right\}}, & 0 < x \leq \theta \\ w + (1-w)\left\{1 - \left(\dfrac{\theta}{x}\right)^{\alpha}\right\}, & x > \theta \end{cases} \tag{11}$$

Penaksiran Parameter Distribusi Komposit Weibull-Pareto

Misalkan $X_1, \ldots, X_n$ merupakan suatu sampel acak dari distribusi komposit Weibull Pareto. Misalkan $x_1, \ldots, x_n$ adalah realisasi dari sampel acak di atas. Fungsi log-*likelihood* untuk distribusi tersebut adalah:

$$\begin{aligned} l(w,\theta,\alpha,\varphi,\tau) &= \sum_{i=1}^{n} \ln f(x_i) \\ &= \sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta) \ln f_1(x_i) + \sum_{i=1}^{n} I(x_i > \theta) \ln f_2(x_i) + \ln\left(\frac{w}{F_1(\theta)}\right) \sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta) \\ &\quad + \ln(1-w) \sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta) \end{aligned} \tag{12}$$

$$\begin{aligned} l(w,\theta,\alpha,\varphi,\tau) &= \sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta) \ln\left\{\left(\frac{\tau}{\phi}\right)\left(\frac{x_i}{\phi}\right)^{\tau-1} \exp\left[-\left(\frac{x_i}{\phi}\right)^{\tau}\right]\right\} + \sum_{i=1}^{n} I(x_i > \theta) \ln\left\{\frac{\alpha\theta^{\alpha}}{{x_i}^{\alpha+1}}\right\} \\ &\quad + \ln\left\{\frac{w}{1 - \exp\left[-\left(\frac{\theta}{\phi}\right)^{\tau}\right]}\right\} \sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta) + \ln(1-w) \sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta) \end{aligned}$$

Dengan mensubstitusikan Persamaan (9) dan Persamaan (10) pada Persamaan (12), maka diperoleh:

$$\begin{aligned} (\theta,\alpha,\tau) &= \sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta) \ln\left\{\left(\frac{\tau}{x_i}\right)\left(\frac{x_i}{\theta\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)^{-\frac{1}{\tau}}}\right)^{\tau} \exp\left[-\left(\frac{x_i}{\theta\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)^{-\frac{1}{\tau}}}\right)^{\tau}\right]\right\} \\ &\quad + \sum_{i=1}^{n} I(x_i > \theta) \ln\left\{\frac{\alpha\theta^{\alpha}}{{x_i}^{\alpha+1}}\right\} + \ln\left\{\frac{\dfrac{\exp\left\{\frac{\alpha}{\tau}+1\right\} - 1}{\exp\left\{\frac{\alpha}{\tau}+1\right\} + \frac{\tau}{\alpha}}}{1 - \exp\left[-\left(\dfrac{\theta}{\theta\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)^{-\frac{1}{\tau}}}\right)^{\tau}\right]}\right\} \sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta) \\ &\quad + \ln\left(1 - \frac{\exp\left\{\frac{\alpha}{\tau}+1\right\} - 1}{\exp\left\{\frac{\alpha}{\tau}+1\right\} + \frac{\tau}{\alpha}}\right) \sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta) \end{aligned} \tag{13}$$

$$l(\theta,\alpha,\tau)=\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)\ln\left\{\left(\frac{\tau}{x_i}\right)\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)\left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\tau}\exp\left[-\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)\left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\tau}\right]\right\}$$
$$+\sum_{i=1}^{n} I(x_i>\theta)\ln\left\{\frac{\alpha\theta^{\alpha}}{{x_i}^{\alpha+1}}\right\}+\ln\left\{\frac{\exp\left\{\frac{\alpha}{\tau}+1\right\}-1}{\exp\left\{\frac{\alpha}{\tau}+1\right\}+\frac{\tau}{\alpha}}\right\}\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)$$
$$+\ln\left(1-\frac{\frac{\alpha}{\tau}+1}{\exp\left\{\frac{\alpha}{\tau}+1\right\}+\frac{\tau}{\alpha}}\right)\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)$$

$$l(\theta,\alpha,\tau)=\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)\left\{\ln x_i+\ln(\alpha+\tau)+\tau\ln x_i-\tau\ln\theta-\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)\left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\tau}\right\}$$
$$+\sum_{i=1}^{n} I(x_i>\theta)\{\ln\alpha+\alpha\ln\theta-(\alpha+1)\ln x_i\}$$
$$+\left\{\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)-\ln\left[\exp\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)+\frac{\tau}{\alpha}\right]\right\}\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)$$
$$+\left\{\ln\left(\frac{\tau}{\alpha}+1\right)-\ln\left[\exp\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)+\frac{\tau}{\alpha}\right]\right\}\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)$$

$$l(\theta,\alpha,\tau)=-\sum_{i=1}^{n}\ln x_i+n\ln(\alpha+\tau)+\tau\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)\ln x_i-\tau\ln\theta\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)$$
$$-\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)\left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\tau}+\alpha\ln\theta\sum_{i=1}^{n} I(x_i>\theta)-\alpha\sum_{i=1}^{n} I(x_i>\theta)\ln x_i$$
$$+\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)-n\ln\left[\exp\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)+\frac{\tau}{\alpha}\right]$$

Taksiran parameter dari distribusi komposit Weibull-Pareto, θ, α, dan τ, adalah solusi dari 3 persamaan berikut:

$$\frac{\partial l}{\partial\theta}=-\frac{\tau}{\theta}\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)+\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)\frac{\tau}{\theta^2}\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)\left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\tau-1}+\frac{\alpha}{\theta}\sum_{i=1}^{n} I(x_i>\theta)=0 \quad (14)$$

$$\frac{\partial l}{\partial\alpha}=\frac{n}{\alpha+\tau}-\frac{1}{\tau}\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)\left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\tau}+\ln\theta\sum_{i=1}^{n} I(x_i>\theta)-\sum_{i=1}^{n} I(x_i>\theta)\ln x_i+\frac{1}{\tau}\sum_{i=1}^{n} I(x_i\leq\theta)$$
$$-n\left\{\frac{\frac{1}{\tau}\exp\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)-\frac{\tau}{\alpha^2}}{\exp\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)+\frac{\tau}{\alpha}}\right\}=0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial l}{\partial \tau} = \frac{n}{\alpha+\tau} + \sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta) \ln x_i - \ln\theta \sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta) - \left(-\frac{\alpha}{\tau^2}+1\right)\sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta)\left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\tau} - \left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)\sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta)\left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\tau}\ln\left(\frac{x_i}{\theta}\right) + \left(-\frac{\alpha}{\tau^2}+1\right)\sum_{i=1}^{n} I(x_i \leq \theta) - n\left\{\frac{\left(-\frac{\alpha}{\tau^2}\right)\exp\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)+\frac{1}{\alpha}}{\exp\left(\frac{\alpha}{\tau}+1\right)+\frac{\tau}{\alpha}}\right\} = 0 \tag{16}$$

Taksiran parameter τ, α, dan θ dapat diperoleh secara numerik dengan menggunakan metode iterasi Newton-Raphson. Nilai awal untuk parameter τ diperoleh dari pencocokan distribusi Weibull standar pada data. Sedangkan nilai awal untuk parameter α dan θ diperoleh dari pencocokan distribusi Pareto standar pada data.

Uji *Kolmogorov-Smirnov*

Uji *Kolmogorov-Smirnov* merupakan salah satu uji kecocokan model untuk peubah acak kontinnu dan data merupakan data individu. Hipotesis untuk uji *Kolmogorov-Smirnov* adalah:

H_0 : Data berasal dari suatu populasi berdistribusi tertentu
H_1 : Data bukan berasal dari suatu populasi yang berdistribusi tertentu.

Misalkan sampel acak berukuran n, yaitu $X_1, X_2, \dots, X_n$, dimana realisasi dari sampel acak tersebut adalah $x_1, x_2, \dots, x_n$. Statistik uji Kolmogorv-Smirnov untuk hipotesis di atas adalah:

$$D = \max_{0\leq x\leq 1} |F_n(x_i) - F^*(x_i)| \tag{17}$$

dimana $F_n(x_i)$ adalah fungsi distribusi empiris untuk data pengamatan ke-*i*, sedangkan $F^*(x_i)$ adalah fungsi distribusi kumulatif dari model yang diuji untuk sata pengamatan ke-*i*. Hipotesis nol diterima apabila statistic uji D lebih kecil dari nilai kritisnya, maka nilai kritis untuk uji hipotesis di atas dapat dilakukan dengan nilai pendekatan *n* yang disajikan dalam Tabel 1.

Tabel 1. Nilai Uji *Kolmogorov-Smirnov* dengan nilai pendekatan *n*

Tingkat Signifikansi (α)	0,10	0,05	0,01
Nilai Kritis	$\frac{1,22}{\sqrt{n}}$	$\frac{1,36}{\sqrt{n}}$	$\frac{1,63}{\sqrt{n}}$

Sumber: [9]

Langkah-langkah Penerapan Model Komposit Weibull-Pareto

Bagian ini akan diuraikan langkah-langkah dari metode untuk menguji kecocokan distribusi komposit Weibull-Pareto menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov* pada data besar klaim asuransi harta benda. Langkah-langkah yang akan dilakukan adalah: (1) Menyatakan hipotesis pengujiannya.

H_0 : Data besar klaim asuransi harta benda PT. XYZ berasal dari populasi yang berdistribusi komposit Weibull-Pareto.
H_1 : Data besar klaim asuransi harta benda PT. XYZ bukan berasal dari populasi yang berdistribusi komposit Weibull-Pareto.

; (2) Menaksir parameter model komposit Weibull-Pareto, yaitu θ, α, dan τ, yang merupakan solusi dari Persamaan (14), Persamaan (15), dan Persamaan (16); (3) Menaksir parameter model komposit Weibull-Pareto, yaitu ϕ, dan w, menggunakanPersamaan (9) dan (10); (4) Menghitung nilai statistik uji *Kolmogorov-Smirnov* menggunakan Persamaan (17); (5) Menghitung nilai kritis uji *Kolmogorov-Smirnov* untuk tingkat signifikansi, α, dan ukuran sampel, n, berdasarkan Tabel 1.; (5) Memutuskan hasil pengujian kecocokan distribusi menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov*. Jika nilai statistik uji lebih kecil dari nilai kritis, maka hipotesis nol diterima, lainnya hipotesis nol ditolak.

C. Hasil dan Pembahasan

Data yang digunakan pada penelitian ini berupa data sekunder hasil pencatatan yang diperoleh dari perusahaan asuransi umum PT. XYZ tahun 2016. Data tersebut berisi besar klaim pemegang polis untuk produk asuransi harta benda terhadap perusahaan asuransi PT. XYZ sebanyak $n = 134$.

Untuk menguji kecocokan distribusi komposit Weibull-Pareto pada data besar klaim asuransi harta benda PT. XYZ, diperlukan hipotesis pengujian. Hipotesis untuk pengujian tersebut adalah:

H_0 : Data besar klaim asuransi harta benda PT. XYZ berasal dari populasi yang berdistribusi komposit Weibull-Pareto.

H_1 : Data besar klaim asuransi harta benda PT. XYZ bukan berasal dari populasi yang berdistribusi komposit Weibull-Pareto.

Perhitungan statistik uji untuk hipotesis di atas memerlukan taksiran parameter distribusi komposit Weibull-Pareto berdasarkan data besar klaim asuransi harta benda PT. XYZ. Untuk menaksir parameter distribusi komposit Weibull-Pareto diperlukan nilai awal karena menggunakan metode numerik. Nilai awal untuk parameter τ diperoleh dari pencocokan distribusi Weibull standar pada data besar klaim asuransi harta benda PT. XYZ. Sedangkan nilai awal untuk parameter α dan θ diperoleh dari pencocokan distribusi Pareto standar pada data besar klaim asuransi harta benda PT. XYZ. Dengan menggunakan perangkat lunak *EasyFit* 5.6, diperoleh nilai awal untuk parameter τ = 0,4577, α = 0,2963, dan θ = 210.000.

Dengan menggunakan nilai awal di atas, maka taksiran parameter τ, α dan θ dapat diperoleh. Dengan bantuan perangkat lunak *RStudio* 1.4.1106, diperoleh nilai taksiran untuk parameter $\hat{\tau}$ = 58,0675, $\hat{\alpha}$ = 0,2963, dan $\hat{\theta} = 215.525{,}9$. Adapun hasil nilai taksiran parameter tersebut disubstitusikan pada Persamaan (2.9) dan Persamaan (2.10) sehingga diperoleh nilai taksiran parameter $\hat{\phi} = 215.507$ dan $\hat{w} = 0{,}0087$.

Dengan menggunakan Persamaan (2.16) diperoleh nilai statistik uji *Kolmogorov-Smirnov* $D = 0{,}0877$. Dengan taraf signifikansi sebesar 5% dan $n = 134$ diperoleh nilai kritis sebesar 0,1175. Karena nilai statistik uji *Kolmogorov-Smirnov* lebih kecil dari nilai kritisnya, maka hipotesis nol diterima dan disimpulkan bahwa Data besar klaim asuransi harta benda PT. XYZ berasal dari populasi yang berdistribusi komposit Weibull-Pareto.

D. Kesimpulan

Berdasarkan pembahasan dalam penelitian ini, telah diterapkan model komposit Weibull-Pareto pada data besar klaim asuransi harta benda PT. XYZ pada tahun 2016. Hasil penerapan menunjukkan bahwa data besar klaim asuransi harta benda PT. XYZ berasal dari populasi yang berdistribusi komposit Weibull-Pareto dengan nilai taksiran parameter-parameternya adalah $\hat{\tau}$ = 58,0675, $\hat{\alpha}$ = 0,2963, $\hat{\theta} = 215.525{,}9$, $\hat{\phi} = 215.507$ dan $\hat{w} = 0{,}0087$.

Daftar Pustaka

[1] Ajeng Mega Pratiwi and A. K. Mutaqin, “Penerapan Algoritma Naïve Bayes Classifier dalam Memprediksi Status Keberlanjutan Polis Nasabah Asuransi PT.X,” *J. Ris. Stat.*, vol. 1, no. 2, pp. 117–126, Dec. 2021, doi: 10.29313/jrs.v1i2.435.

[2] Purwanto, “Pembaruan Definisi Asuransi dalam Sistem Hukum di Indonesia (Insurance Definition Renewal in Law System in Indonesia),” *Risal. Huk. Fak. Huk. Unmul*, vol. 2, no. 2, pp. 87–93, 2006, [Online]. Available: https://webcache.googleusercontent.com/search?q=cache:UulmGj3VXHAJ:https://e-journal.fh.unmul.ac.id/index.php/risalah/article/download/130/80/+&cd=11&hl=id&ct=clnk&gl=id

[3] S. R. Hartono, *Hukum Asuransi dan Perusahaan Asuransi*. Jakarta: Sinar Grafika, 2001.

[4] V. Brazauskas and A. Kleefeld, “Folded and log-folded-t distributions as models for insurance loss data,” *Scand. Actuar. J.*, no. 1, pp. 59–74, 2011, doi: 10.1080/03461230903424199.

[5] K. Cooray and M. M. A. Ananda, “Modeling actuarial data with a composite lognormal-Pareto model,” vol. 2005, no. 5, pp. 321–334, 2005.

[6] K. Cooray, “The weibull-pareto composite family with applications to the analysis of unimodal failure rate data,” *Commun. Stat. - Theory Methods*, vol. 38, no. 11, pp. 1901–1915, 2009, doi: 10.1080/03610920802484100.

[7] D. P. M. Scollnik, “On composite lognormal-Pareto models,” vol. 2007, no. 1, pp. 20–33, 2007, doi: https://doi.org/10.1080/03461230601110447.

[8] D. P. M. Scollnik and C. Sun, “Modeling with Weibull-Pareto Models,” vol. 16, no. 2, pp. 260–272, 2012, doi: https://doi.org/10.1080/10920277.2012.10590640.

[9] K. S.A., P. H.H., and W. G.E., “Loss models: from data to decisions,” vol. 715, 2012.