

# Pemodelan Statistik Total Klaim BPJS Kesehatan Berbasis Distribusi Pareto dan Weibull: Pendekatan *Non-Homogeneous Poisson Process*

Irma Fauziah, Mahmudi Mahmudi, dan Nur Izzati Safitri



Volume 13, Issue 2, Pages 278–285, Aug. 2025

Diterima 21 Juni 2025, Direvisi 6 Agustus 2025, Disetujui 8 Agustus 2025, Diterbitkan 10 Agustus 2025

To Cite this Article : I. Fauziah, M. Mahmudi, dan N. I. Safitri, "Pemodelan Statistik Total Klaim BPJS Kesehatan Berbasis Distribusi Pareto dan Weibull: Pendekatan *Non-Homogeneous Poisson Process*", *Euler J. Ilm. Mat. Sains dan Teknol.*, vol. 13, no. 2, pp. 278–285, 2025, <https://doi.org/10.37905/euler.v13i2.33562>

© 2025 by author(s)

## JOURNAL INFO • EULER : JURNAL ILMIAH MATEMATIKA, SAINS DAN TEKNOLOGI



🏠	Homepage	:	<a href="http://ejournal.ung.ac.id/index.php/euler/index">http://ejournal.ung.ac.id/index.php/euler/index</a>
📄	Journal Abbreviation	:	Euler J. Ilm. Mat. Sains dan Teknol.
📅	Frequency	:	Three times a year
🗣️	Publication Language	:	English (preferable), Indonesia
🔗	DOI	:	<a href="https://doi.org/10.37905/euler">https://doi.org/10.37905/euler</a>
📖	Online ISSN	:	2776-3706
📄	License	:	Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License
🏢	Publisher	:	Department of Mathematics, Universitas Negeri Gorontalo
🌍	Country	:	Indonesia
🌐	OAI Address	:	<a href="http://ejournal.ung.ac.id/index.php/euler/oai">http://ejournal.ung.ac.id/index.php/euler/oai</a>
🔍	Google Scholar ID	:	QF_r-gAAAAJ
✉️	Email	:	<a href="mailto:euler@ung.ac.id">euler@ung.ac.id</a>

## JAMBURA JOURNAL • FIND OUR OTHER JOURNALS



Jambura Journal of Biomathematics



Jambura Journal of Mathematics



Jambura Journal of Mathematics Education



Jambura Journal of Probability and Statistics

# Pemodelan Statistik Total Klaim BPJS Kesehatan Berbasis Distribusi Pareto dan Weibull: Pendekatan *Non-Homogeneous Poisson Process*

Irma Fauziah<sup>1</sup>, Mahmudi Mahmudi<sup>1,\*</sup>, dan Nur Izzati Safitri<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Program Studi Matematika, UIN Syarif Hidayatullah Jakarta, Tangerang Selatan 15412, Indonesia

## ARTICLE HISTORY

Diterima 21 Juni 2025  
Direvisi 6 Agustus 2025  
Disetujui 8 Agustus 2025  
Diterbitkan 10 Agustus 2025

## KATA KUNCI

BPJS Kesehatan  
Waktu Antar Kedatangan  
Besar Klaim  
Total Klaim  
Proses Poisson Non-Homogen

## KEYWORDS

BPJS Kesehatan  
Inter-arrival Time  
Claim Severity  
Total Claims  
Non-Homogeneous Poisson Process

**ABSTRAK.** BPJS Kesehatan harus mempersiapkan cadangan dana yang memadai untuk membayar klaim peserta, yang memerlukan analisis dan manajemen keuangan yang cermat. Salah satu aspek dari analisis ini adalah melakukan estimasi waktu antar kedatangan klaim dan besar klaim berdasarkan pola data dari berbagai tipe rumah sakit (A, B, C, dan D). Mengingat intensitas klaim yang bervariasi terhadap waktu, metode yang sesuai untuk penelitian ini adalah Proses Poisson Non-Homogen. Model distribusi terbaik dipilih berdasarkan nilai Kolmogorov-Smirnov terkecil. Hasil penelitian menunjukkan model terbaik untuk data waktu antar kedatangan klaim adalah distribusi Pareto, dengan parameter yang berbeda untuk setiap tipe rumah sakit. Untuk besar klaim, analisis menunjukkan klaim dari rumah sakit tipe A dan D mengikuti distribusi Weibull tiga-parameter, sedangkan klaim dari rumah sakit tipe B dan C mengikuti distribusi Weibull dua-parameter. Berdasarkan hasil tersebut, BPJS Kesehatan perlu mempersiapkan dana cadangan bulanan rata-rata sebesar Rp10–11 triliun, dengan skenario ekstrem yang memerlukan hingga Rp11–12 triliun per bulan.

**ABSTRACT.** BPJS Kesehatan must be prepared with adequate financial reserves to pay participant claims, which requires careful financial analysis and management. One aspect of this analysis is estimating claim inter-arrival times and claim amounts using data patterns from various hospital types (A, B, C, and D). Given the time-varying intensity of claims, the Non-Homogeneous Poisson Process is the suitable method for this study. The best distribution models were selected based on the smallest Kolmogorov-Smirnov value. The findings indicate the best model for inter-arrival time data is a Pareto distribution, with different parameters for each hospital type. For claim amounts, the analysis shows claims from type A and D hospitals follow a three-parameter Weibull distribution, while claims from type B and C hospitals follow a two-parameter Weibull. Based on these results, BPJS Kesehatan needs to prepare average monthly reserve funds of IDR 10–11 trillion, with extreme scenarios requiring up to IDR 11–12 trillion per month.



This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License. **Editorial of EULER:** Department of Mathematics, Universitas Negeri Gorontalo, Jln. Prof. Dr. Ing. B. J. Habibie, Bone Bolango 96554, Indonesia.

## 1. Pendahuluan

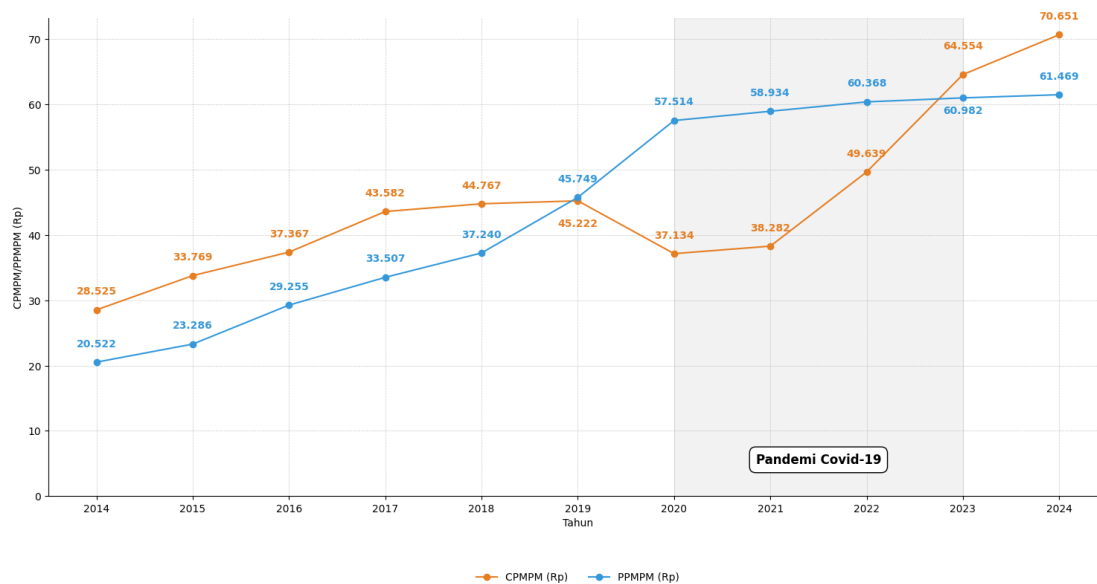
Badan Penyelenggara Jaminan Sosial (BPJS) Kesehatan merupakan wujud komitmen pemerintah Indonesia untuk meningkatkan derajat kesehatan masyarakat. Namun, sejak awal penyelenggaraannya, BPJS Kesehatan menghadapi tantangan besar dalam menjaga kesinambungan finansial. Salah satu indikator utama untuk mengukur kesehatan keuangannya adalah perbandingan antara biaya yang dikeluarkan per peserta setiap bulan (*Cost Per Member Per Month/CPMPM*) dengan pendapatan iuran yang diterima per peserta per bulan (*Premium Per Member Per Month/PPMPM*). Terjadinya defisit yang berkelanjutan menjadi isu krusial ketika CPMPM melampaui PPMPM. Tren historis dari kedua indikator ini sejak 2014 hingga proyeksi 2024 disajikan pada **Gambar 1**.

Berdasarkan **Gambar 1**, terlihat jelas bahwa dari tahun 2014 hingga 2018, nilai CPMPM secara konsisten melampaui PPMPM, yang menandakan periode defisit. Titik balik terjadi pada tahun 2019, saat kedua indikator bertemu di titik impas pada angka

Rp45.222. Memasuki masa pandemi COVID-19, BPJS Kesehatan untuk pertama kalinya mengalami surplus sesaat, yang dipicu oleh kombinasi penurunan klaim akibat pembatasan layanan kesehatan dan adanya penyesuaian tarif oleh pemerintah [2]. Meskipun tren surplus berlanjut hingga 2022, tantangan defisit diproyeksikan kembali muncul pada periode 2023–2024. Pada tahun 2024, CPMPM diperkirakan melonjak hingga Rp70.651, jauh melampaui PPMPM yang hanya Rp61.469, bahkan setelah pemerintah melakukan intervensi kebijakan tarif.

Sebuah studi merumuskan strategi keuangan Jaminan Kesehatan Nasional (JKN) yang paling efektif, yakni dengan mengombinasikan pengendalian biaya manfaat dan kenaikan tarif iuran untuk menjaga kesinambungan finansial [3]. Salah satu tantangan utama lainnya adalah kesenjangan pemanfaatan layanan kesehatan yang dipengaruhi perbedaan pendapatan. Penelitian oleh Nugroho dkk. [4] menunjukkan bahwa peserta mandiri lebih sering mengakses fasilitas kesehatan rujukan (FKRTL), sementara peserta subsidi cenderung menunda hingga kondisi parah, yang justru dapat meningkatkan beban biaya secara keseluruhan.

\*Penulis Korespondensi.



**Gambar 1.** Tren CPMPM dan PMPM tahun 2014-2024 [1]

Sebagai solusi, Asante dkk. [5] merekomendasikan alokasi dana lebih besar untuk layanan primer guna meningkatkan akses bagi kelompok berpenghasilan rendah. Di sisi lain, untuk mengatasi rendahnya kepatuhan pembayaran premi yang mengancam stabilitas finansial, Nurhasana dkk. [6] mengusulkan intervensi kebijakan seperti perluasan opsi pembayaran, pemberian insentif, serta peningkatan literasi asuransi dan mutu layanan. Lebih jauh, penelitian lain oleh Putri dkk. [7] menggarisbawahi pentingnya faktor sosio-ekonomi seperti pendidikan dan pekerjaan sebagai prediktor keanggotaan JKN di kalangan masyarakat miskin.

Dalam penelitian ini, penulis mengusulkan evaluasi kondisi keuangan BPJS Kesehatan melalui estimasi total klaim sebagai pendekatan manajemen risiko prospektif. Pendekatan pemodelan klaim ini didasarkan pada asumsi bahwa setiap klaim bersifat independen, sehingga proses Poisson dinilai sebagai metode yang tepat. Namun, karena laju klaim yang masuk bervariasi setiap bulannya, model yang lebih spesifik, yaitu Proses Poisson Non-Homogen (NHPP), dipilih untuk digunakan. Keunggulan utama NHPP terletak pada fleksibilitasnya untuk mencerminkan laju kejadian yang tidak konstan, sehingga mampu menangkap fluktuasi dan tren secara lebih akurat. Beberapa penelitian terdahulu telah menerapkan model NHPP dalam berbagai bidang. Contohnya, penerapan NHPP pada analisis kecelakaan di jalan raya [8], pemodelan kejadian gempa bumi [9, 10], curah hujan ekstrem musiman [11], hingga estimasi penyakit musiman [12], dan pandemi [13, 14].

Pada penelitian sebelumnya, Chadidjah dkk. [15] yang menggunakan data BPJS Kesehatan di Bandung menerapkan NHPP Majemuk Terpancung, dengan asumsi waktu antar kedatangan terdistribusi *Generalized Pareto Distribution* (GPD) dan besar klaim terdistribusi Weibull, dan memperoleh estimasi total klaim asuransi kesehatan yang cukup akurat pada data mereka. Sementara itu, Sumarni dkk. [16] menemukan bahwa kombinasi jumlah klaim berdistribusi Poisson dan besar klaim berdistribusi Rayleigh pada kasus Jaminan Kecelakaan Kerja (JKK) menghasilkan estimasi iuran murni dan risiko maksimum total yang sesuai

untuk BPJS Ketenagakerjaan Cabang Langsa. Meskipun keduanya menunjukkan hasil yang baik, kedua penelitian tersebut langsung menetapkan asumsi distribusi tertentu untuk seluruh komponen model tanpa melalui proses pemilihan distribusi berbasis kriteria kecocokan, serta menggunakan cakupan data terbatas pada satu wilayah tertentu.

Untuk mengatasi keterbatasan tersebut, penelitian ini tidak menetapkan asumsi distribusi tertentu di awal, melainkan memilih model distribusi terbaik berdasarkan nilai Kolmogorov–Smirnov (K–S) terkecil. Pemilihan ini dilakukan agar model yang digunakan benar-benar sesuai dengan karakteristik data aktual, sehingga diharapkan menghasilkan estimasi yang lebih akurat. Selain itu, penelitian ini menggunakan cakupan data yang lebih luas dengan mengestimasi banyak dan besar klaim dari seluruh tipe rumah sakit (A, B, C, dan D) di seluruh Indonesia [17]. Dengan demikian, pendekatan ini diharapkan dapat memberikan hasil estimasi yang lebih komprehensif dan representatif terhadap kondisi nasional, sehingga dapat digunakan secara lebih luas dalam pengambilan keputusan.

## 2. Metode

### 2.1. Pengujian Distribusi dan Kecocokan Model

Menguji distribusi atau menilai kecocokan model merupakan langkah penting dalam menentukan model matematika yang sesuai, terutama untuk memastikan bahwa model yang dibangun sesuai untuk analisis atau prediksi. Beberapa teknik dapat digunakan untuk pengujian kecocokan model, salah satunya adalah uji Kolmogorov-Smirnov (K-S) [18]. Uji K-S digunakan untuk menguji hipotesis tentang keseragaman atau homogenitas dua buah sampel, menentukan apakah suatu data mengikuti suatu distribusi atau tidak. Uji ini juga dapat digunakan untuk membandingkan distribusi sampel dengan distribusi teoritis. Dalam praktiknya, uji K-S melibatkan penghitungan statistik uji  $D$  sebagai berikut:

$$D = \max |f_1(x) - f_2(x)|, \quad (1)$$

di mana  $f_1(x)$  dan  $f_2(x)$  adalah fungsi distribusi empiris dari masing-masing sampel atau fungsi teoritis. Kemudian, diban-

dingkan dengan nilai kritis dari Tabel K-S untuk menentukan secara statistik apakah kedua sampel mengikuti suatu distribusi atau tidak. Hasil dari uji K-S adalah nilai  $D$ , yang menunjukkan seberapa dekat data mengikuti distribusi yang diuji. Semakin kecil nilai  $D$ , semakin baik data sesuai dengan distribusi yang diuji. Metode ini sering digunakan dalam analisis data dan pembuatan model statistik. Uji K-S dapat memberikan informasi mengenai seberapa baik data memenuhi asumsi yang digunakan dalam analisis selanjutnya [18].

### 2.2. Proses Poisson

Variabel acak  $N_t$  merepresentasikan banyak klaim pada waktu  $t$  untuk setiap nilai  $t \geq 0$ , dan mengikuti distribusi Poisson dengan fungsi massa peluang. Namun, karena data klaim yang diamati dalam konteks asuransi selalu lebih besar dari nol, maka pendekatan yang lebih sesuai adalah proses Poisson terpancung. Berdasarkan pendekatan ini, rata-rata banyak klaim dengan menggunakan pendekatan distribusi Poisson terpancung dapat dihitung dengan menggunakan pers. (2) sebagai berikut:

$$E[N(t)] = \frac{\lambda(t)e^{\lambda(t)}}{e^{\lambda(t)} - 1}, \tag{2}$$

sedangkan, variansinya adalah:

$$Var[N(t)] = \frac{\lambda(t)e^{\lambda(t)}}{e^{\lambda(t)} - 1} \left[ 1 - \frac{\lambda(t)}{e^{\lambda(t)} - 1} \right]. \tag{3}$$

Selanjutnya, karena pada kenyataannya intensitas atau laju klaim yang masuk dari faskes bervariasi setiap bulannya, model ini dikembangkan menjadi NHPP. Estimasi parameter  $\lambda(t)$  dapat diperoleh dengan mentransformasi prosesnya menjadi Poisson Homogen. Hal ini membutuhkan fungsi intensitas dari parameter  $\lambda(t)$ , yang berasal dari hasil kali rata-rata populasi yang mungkin mengajukan klaim  $N_p$  dan fungsi hazard  $h(t)$  dari distribusi waktu antar kedatangan klaim, dinyatakan sebagai berikut [19]:

$$\bar{\lambda}(t) = \int_{t_1}^{t_2} N_p(t)h(t) dt, \tag{4}$$

di mana  $t_1$  adalah hari kerja pertama pada bulan tertentu, dan  $t_2$  adalah hari kerja terakhir pada bulan tertentu. pers. (5) berikut ini menunjukkan fungsi hazard:

$$h(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = -\frac{d}{ds} \ln|1 - F(t)|. \tag{5}$$

### 2.3. Distribusi Besar Klaim

Besar klaim merupakan nilai moneter kontinu dan positif yang wajib dibayarkan oleh BPJS Kesehatan, dimodelkan menggunakan distribusi Weibull. Distribusi ini dipilih karena memiliki nilai K-S yang paling kecil dibandingkan dengan distribusi lainnya. Dua model utama yang diuji dalam penelitian ini adalah Weibull dua-parameter yaitu bentuk ( $\alpha$ ) dan skala ( $\beta$ ) serta Weibull tiga-parameter, yang menambahkan parameter lokasi ( $\gamma$ ) untuk mengakomodasi nilai klaim dengan ambang batas minimum tidak dari nol. Secara matematis, model Weibull tiga-parameter yang lebih umum memiliki nilai rata-rata dapat dihitung dengan menggunakan pers. (6) sebagai berikut:

$$E[X_i] = \gamma + \beta\Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right). \tag{6}$$

Sementara itu, variansinya ditentukan oleh pers. (7):

$$Var[X_i] = \beta^2 \left\{ \Gamma\left(1 + \frac{2}{\alpha}\right) - \left[ \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) \right]^2 \right\}. \tag{7}$$

Formulasi untuk model Weibull dua-parameter didapatkan dengan menetapkan nilai parameter lokasi  $\gamma = 0$ .

### 2.4. Distribusi Total Klaim

Berdasarkan distribusi banyak klaim dan besar klaim, proses total klaim  $\{S(t), t \geq 0\}$  disebut Proses Poisson Majemuk, yang dinyatakan sebagai penjumlahan besar klaim, dengan  $N(t)$  dan  $X_i$  saling independen, dapat dilihat pada pers. (8):

$$S(t) = X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_{N(t)}, t \geq 0. \tag{8}$$

Dari persamaan pers. (8), dapat dilihat bahwa  $S(t)$  adalah jumlah dari variabel acak yang merepresentasikan besar klaim.  $\{N(t), t \geq 0\}$  adalah non-homogen dengan parameter  $\lambda(t)$ . Variabel acak  $X_1, X_2, \dots, X_{N(t)}$  yang saling bebas dan juga tidak bergantung pada variabel acak  $N(t)$ . Dalam asuransi,  $\{N(t), t \geq 0\}$  adalah banyak klaim yang terjadi selama interval waktu  $(0, t]$  dan  $X_i$  yang merepresentasikan besar klaim ke- $i$ .  $S(t)$  terdiri dari dua variabel acak yaitu,  $N(t)$  dan  $X_i$ .  $S(t)$  merepresentasikan model risiko kolektif dengan asumsi-asumsi sebagai berikut [20]:

- a.  $X_i$  adalah variabel acak yang saling bebas dan berdistribusi identik,
- b.  $\{N(t), t \geq 0\}$  adalah proses Poisson,
- c.  $X_i$  dan  $N(t)$  adalah independen, dan
- d.  $S(t) = 0$  ketika  $N(t) = 0$ .

### 2.5. Estimasi Titik dan Simpangan Baku Total Klaim

Dengan variabel  $N(t)$  dan  $X_i$  diasumsikan saling independen, menggunakan estimasi maximum-likelihood, maka rata-rata total klaim dapat dihitung dengan menggunakan pers. (9):

$$\widehat{E}[S(t)] = (\widehat{E}[X_i]) (\widehat{E}[N(t)]), \tag{9}$$

sedangkan variansi dinyatakan sebagai berikut:

$$Var[\widehat{S}(t)] = (Var[\widehat{X}_i]) (\widehat{E}[N(t)]) + (\widehat{E}[X_i])^2 (Var[\widehat{N}(t)]). \tag{10}$$

### 2.6. Estimasi Interval Total Klaim

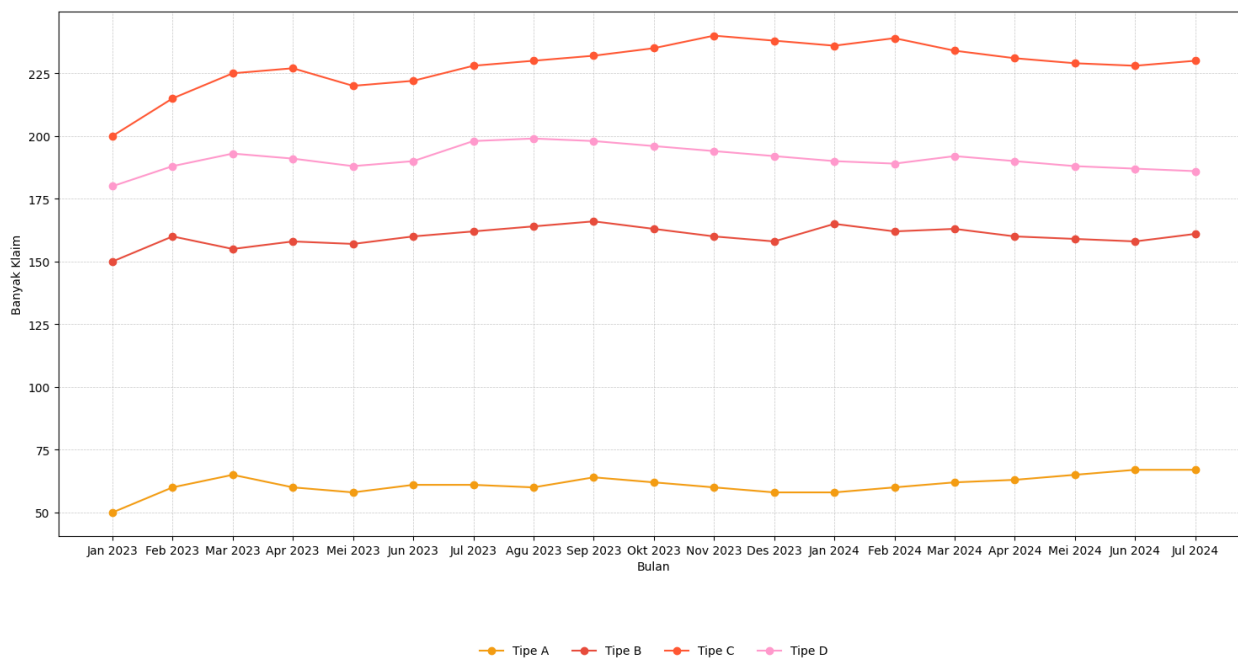
Untuk mendapatkan interval dengan tingkat signifikansi 1%, diperlukan pendekatan pertidaksamaan Chebyshev. Dalam penelitian ini, hanya batas atas dari total klaim yang akan dihitung, hal ini dikarenakan total klaim selalu bernilai positif. Batas atas ini diturunkan dari pertidaksamaan Chebyshev umum, yang memberikan bentuk khusus seperti pada Persamaan pers. (11):

$$\mu = \bar{\mu} + k\sqrt{\hat{\sigma}^2}. \tag{11}$$

## 3. Hasil dan Pembahasan

### 3.1. Sumber Data

Data yang digunakan dalam pemodelan terdiri dari data klaim dari Januari 2023 hingga Juni 2024. Data klaim dari rumah



**Gambar 2.** Banyak klaim per bulan untuk setiap tipe rumah sakit

sakit tipe A, B, C, dan D masing-masing sebanyak 1.852, 3.737, 4.553, dan 3.887 catatan klaim. Data dari bulan Juli 2024 digunakan untuk validasi. Data tersebut meliputi: jenis rumah sakit, tanggal pengajuan klaim, lama pengajuan klaim, dan besar klaim. **Gambar 2** menyajikan grafik banyak klaim dari Januari 2023 hingga Juli 2024.

Berdasarkan **Gambar 2**, rumah sakit tipe C mengajukan banyak klaim tertinggi pada periode tersebut dibandingkan dengan tipe lainnya, sedangkan tipe A mengajukan klaim terendah. Hal ini mengindikasikan bahwa mayoritas klaim diajukan oleh pasien dengan kondisi risiko sedang, yang dapat ditangani di rumah sakit tipe C tanpa perlu dirujuk ke rumah sakit yang lebih besar. Menurut **Gambar 3**, besar klaim yang diajukan oleh rumah sakit tipe C adalah yang tertinggi di antara semua tipe, sedangkan rumah sakit tipe D memiliki besar klaim yang terendah.

### 3.2. Pemodelan Data Banyak Klaim

Pemodelan data banyaknya klaim untuk setiap tipe rumah sakit diawali dengan melakukan *fitting* distribusi pada data waktu antar kedatangan. Distribusi yang dilakukan pada pemodelan waktu antar kedatangan adalah distribusi Pareto. Distribusi ini dipilih karena memiliki nilai K-S yang lebih kecil jika dibandingkan dengan distribusi lainnya, yang diperoleh dari **pers. (1)**. Parameter model untuk data waktu antar kedatangan tiap jenis rumah sakit disajikan pada **Tabel 1**.

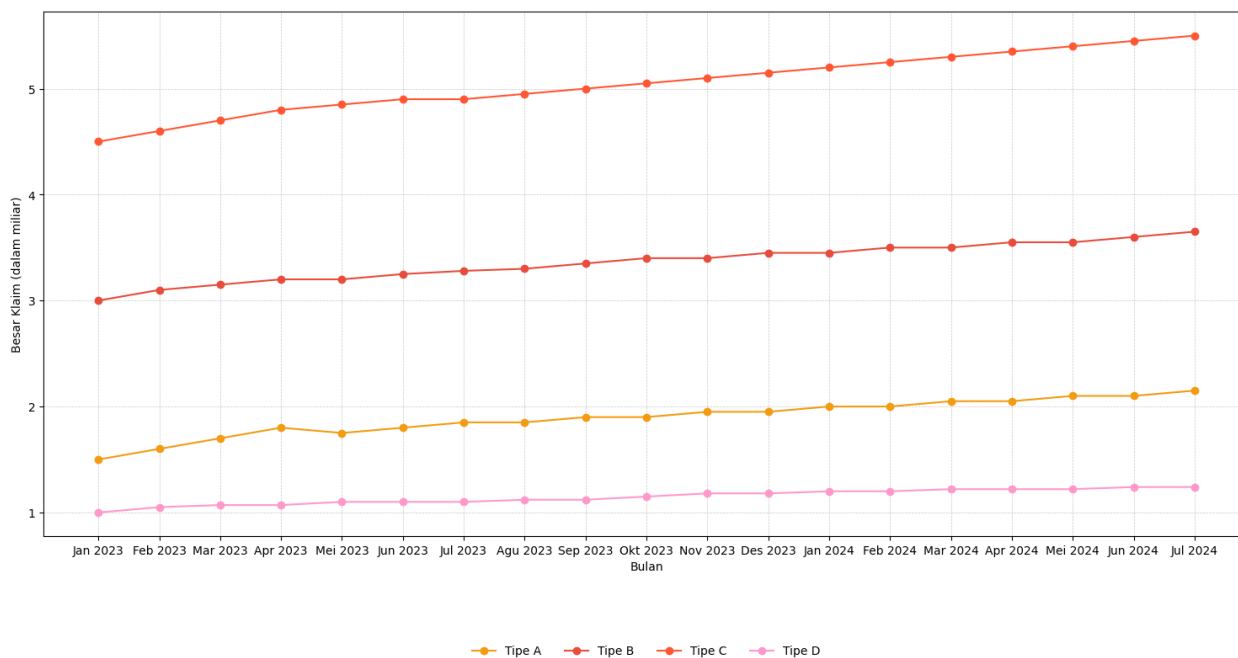
**Tabel 1.** Hasil estimasi parameter distribusi Pareto pada data waktu antar kedatangan

Tipe RS	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$
A	0.65691	1
B	0.66021	1
C	0.65905	1
D	0.68854	1

**Tabel 2.** Intensitas waktu antar kedatangan, rata-rata, dan simpangan baku banyak klaim untuk Juli hingga Desember 2024 dari setiap tipe rumah sakit

		Tahun 2024		
Tipe RS	Bulan	$\lambda(t)$	Rata-rata	Simpangan Baku
A	Juli	91,68618	91,68618	9,575290116
	Agustus	86,82288	86,82288	9,317879483
	September	78,66548	78,66548	8,869355983
	Oktober	91,17314	91,17314	9,548462896
	November	82,57151	82,57151	9,086886508
	Desember	78,41941	78,41941	8,855473544
B	Juli	184,2935	184,2935	13,57547554
	Agustus	175,0115	175,0115	13,22918955
	September	157,4857	157,4857	12,54932959
	Oktober	181,9961	181,9961	13,49059419
	November	165,2517	165,2517	12,85502797
	Desember	157,1023	157,1023	12,53404694
C	Juli	224,196	224,196	14,97317617
	Agustus	212,8743	212,8743	14,59021162
	September	191,5937	191,5937	13,84173792
	Oktober	221,6904	221,6904	14,88927120
	November	200,7975	200,7975	14,17030476
	Desember	190,746	190,746	13,81108281
D	Juli	198,7364	198,7364	14,09738891
	Agustus	188,1814	188,1814	13,71792425
	September	169,1048	169,1048	13,00403034
	Oktober	195,748	195,748	13,99099639
	November	177,6355	177,6355	13,32799575
	Desember	168,9296	168,9296	12,99729286

Selanjutnya pada **Tabel 2**, disajikan ringkasan statistik intensitas kedatangan klaim, rata-rata (*mean*), dan simpangan baku untuk setiap tipe rumah sakit selama periode Juli hingga Desember 2024. Perhitungan intensitas kedatangan klaim mengacu pada **pers. (4)**, yang memuat fungsi hazard ( $h(t)$ ) pada **pers. (5)**. Nilai



Gambar 3. Besar klaim per bulan untuk setiap tipe rumah sakit

Tabel 3. Hasil estimasi parameter pada data besar klaim

Tipe RS	Distribusi	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$
A	Weibull tiga-parameter	0,49465	$9,7955 \times 10^9$	$2,412 \times 10^5$
B	Weibull dua-parameter	0,61542	$1,1906 \times 10^{10}$	—
C	Weibull dua-parameter	0,63236	$1,3322 \times 10^{10}$	—
D	Weibull tiga-parameter	0,65163	$3,5442 \times 10^9$	$1,976 \times 10^5$

Tabel 4. Rata-rata dan simpangan baku besar klaim untuk setiap tipe rumah sakit

Tipe RS	Rata-rata (Rp)	Simpangan Baku (Rp)
A	19.988.071.157,99	45.374.943.181,25
B	17.345.010.752,61	29.551.552.312,11
C	18.782.466.127,92	30.959.144.551,59
D	4.829.132.665,77	7.678.034.615,35

rata-rata ditentukan berdasarkan pers. (2), sedangkan simpangan baku diperoleh dari akar kuadrat variansi pada pers. (3). Analisis menunjukkan bahwa rumah sakit tipe C memiliki intensitas klaim tertinggi, dengan puncaknya mencapai 224,196 pada bulan Juli. Sebaliknya, tipe A menunjukkan intensitas terendah, dengan nilai yang berkisar antara 78,41941 hingga 91,68618. Nilai rata-rata banyak klaim dalam tabel ini ekuivalen dengan parameter intensitas ( $\lambda(t)$ ), didasarkan pada asumsi bahwa laju kedatangan klaim relatif stabil dalam rentang satu bulan untuk setiap tipe rumah sakit.

Dari segi variabilitas, rumah sakit tipe C juga mencatat simpangan baku tertinggi yaitu 14,97317617, yang mengindikasikan fluktuasi banyak klaim yang paling besar. Di sisi lain, tipe A memiliki simpangan baku terendah, yang menunjukkan bahwa banyak klaimnya cenderung lebih stabil dan dapat diprediksi. Meskipun semua tipe rumah sakit menunjukkan fluktuasi bulanan, perubahannya relatif kecil. Namun, teramati adanya pola penurunan intensitas klaim yang konsisten pada bulan Desember di semua tipe rumah sakit, yang mengisyaratkan kemungkinan adanya pengaruh faktor musiman.

### 3.3. Pemodelan Data Besar Klaim

Langkah awal dalam memodelkan data besar klaim untuk setiap tipe rumah sakit adalah dengan melakukan *fitting* terhadap distribusi pada data besar klaim. Model yang optimal adalah distribusi yang memiliki nilai K-S yang paling kecil dibandingkan dengan distribusi lainnya, yang diperoleh dari pers. (1). Parameter model untuk data besar klaim tiap jenis rumah sakit disajikan pada Tabel 3.

Berdasarkan Tabel 3, besar klaim untuk semua tipe rumah sakit dapat dimodelkan dengan distribusi Weibull yang memiliki parameterisasi berbeda. Rumah sakit tipe A dan D dimodelkan dengan distribusi Weibull tiga-parameter, sedangkan tipe B dan C dengan versi dua-parameter. Nilai rata-rata besar klaim dihitung menggunakan pers. (6) sesuai dengan parameter yang diperoleh dan simpangan baku yang berasal dari akar kuadrat variansi pada pers. (7) disajikan pada Tabel 4.

### 3.4. Estimasi Total Klaim

Perhitungan total klaim pada penelitian ini didasarkan pada model Proses Poisson Majemuk sebagaimana dinyatakan pada

**Tabel 5.** Rata-rata, simpangan baku, dan batas atas total klaim untuk setiap tipe rumah sakit

Tahun 2024				
Tipe RS	Bulan	Rata-rata (Rp)	Simpangan Baku (Rp)	Batas Atas Total Klaim (Rp)
A	Juli	1.832.629.906.088,40	474.765.291.806,97	2.613.618.811.110,86
	Agustus	1.735.421.864.830,20	462.002.270.248,28	2.495.415.599.388,63
	September	1.572.371.122.988,53	439.763.425.483,88	2.295.781.957.909,52
	Oktober	1.822.375.283.593,82	473.435.135.478,70	2.601.176.081.456,28
	November	1.650.445.145.721,65	450.549.097.978,17	2.391.598.411.895,73
	Desember	1.567.452.781.000,88	439.075.101.677,80	2.289.731.323.260,86
B	Juli	3.196.573.366.770,43	465.174.250.991,35	3.961.785.009.651,21
	Agustus	3.035.575.586.535,77	453.308.491.401,61	3.781.268.054.891,41
	September	2.731.590.692.156,47	430.012.559.943,25	3.438.961.353.263,12
	Oktober	3.156.724.857.731,40	462.265.725.179,99	3.917.151.975.652,48
	November	2.866.293.277.815,62	440.487.553.333,80	3.590.895.303.049,72
	Desember	2.724.941.648.408,18	429.488.888.085,89	3.431.450.869.309,46
C	Juli	4.210.953.863.415,05	542.196.399.880,73	5.102.866.941.218,86
	Agustus	3.998.303.859.796,15	528.328.800.874,37	4.867.404.737.234,49
	September	3.598.602.344.701,90	501.225.684.138,50	4.423.118.595.109,74
	Oktober	4.163.892.370.244,36	539.158.101.754,04	5.050.807.447.629,77
	November	3.771.472.937.189,10	513.123.477.499,31	4.615.561.057.675,45
	Desember	3.582.680.444.094,38	500.115.626.445,24	4.405.370.649.596,79
D	Juli	959.724.316.273,24	127.869.408.433,47	1.170.069.493.146,29
	Agustus	908.753.166.710,78	124.427.499.995,22	1.113.436.404.202,91
	September	816.629.538.401,11	117.952.173.795,84	1.010.660.864.295,27
	Oktober	945.292.964.691,20	126.904.382.305,95	1.154.050.673.584,49
	November	857.825.254.252,87	120.890.680.024,73	1.056.690.422.893,55
	Desember	815.783.554.690,48	117.891.061.951,68	1.009.714.351.601,00

pers. (8), sedangkan estimasi titik untuk rata-rata dan variansi total klaim, yang ditentukan oleh banyak dan besar klaim, dihitung menggunakan pers. (9) dan pers. (10). Hasil perhitungan untuk setiap tipe rumah sakit disajikan pada Tabel 5, yang menunjukkan bahwa estimasi rata-rata total klaim untuk rumah sakit tipe A pada Juli 2024 adalah sebesar Rp1.832.629.906.088,40. Nilai ini lebih rendah dibandingkan data aktual pada bulan yang sama, yaitu sebesar Rp2.000.592.764.756,00, yang mengindikasikan adanya galat estimasi (*estimation error*) sebesar 8%. Meskipun demikian, data aktual tersebut masih berada dalam rentang risiko yang dapat diterima karena nilainya tidak melampaui batas atas, yaitu sebesar Rp2.613.618.811.110,86. Batas atas ini merepresentasikan nilai klaim maksimum yang mungkin terjadi dalam skenario ekstrem, sebagaimana dihitung menggunakan pers. (11). Untuk Desember 2024, rata-rata klaim rumah sakit tipe A diproyeksikan sebesar Rp1.567.452.781.000,88, dengan potensi total klaim maksimum mencapai Rp2.289.731.323.260,86, yang berarti BPJS Kesehatan perlu mengantisipasi penyiapan dana dengan nominal tersebut untuk menghadapi skenario ekstrem dari rumah sakit tipe A pada bulan itu.

Untuk rumah sakit Tipe B, estimasi rata-rata total klaim pada Juli 2024 adalah sebesar Rp3.196.573.366.770,43. Serupa dengan tipe A, nilai ini juga lebih rendah dari data aktualnya yang tercatat sebesar Rp3.386.495.453.000,00, menghasilkan galat estimasi sebesar 5,61%. Tren rata-rata klaim rumah sakit tipe B menunjukkan penurunan umum dari Juli hingga Desember 2024, dengan lonjakan signifikan pada bulan Oktober. Total klaim tertinggi tercatat pada Juli 2024 sebesar Rp3.196.573.366.770,43, sedangkan terendah terjadi pada Desember 2024 sebesar Rp2.724.941.648.408,18. Kenaikan substansial pada Oktober 2024, yang mencapai Rp3.155.724.857.731,40, kemungkinan di-

sebabkan oleh peningkatan aktivitas klaim atau faktor musiman.

Variabilitas klaim, yang diukur dengan simpangan baku, relatif konsisten, berkisar antara Rp465.174.250.991,35 pada bulan Juli hingga Rp429.488.888.085,89 pada bulan Desember. Stabilitas simpangan baku ini mengindikasikan bahwa variasi klaim tidak terlalu signifikan antarbulan, sehingga memudahkan manajemen risiko. Batas atas total klaim mengikuti pola rata-rata dengan penurunan umum dari Rp3.961.785.009.651,21 pada bulan Juli menjadi Rp3.431.450.869.309,46 pada bulan Desember, dengan puncak pada bulan Oktober sebesar Rp3.917.151.975.652,48. Penurunan rata-rata klaim ini dapat menjadi indikasi adanya peningkatan efisiensi, penurunan kasus-kasus berat, atau penyesuaian kebijakan terkait klaim. Namun, lonjakan pada bulan Oktober memerlukan perhatian lebih lanjut untuk memahami penyebabnya.

Berdasarkan Tabel 5, estimasi rata-rata total klaim rumah sakit tipe C pada Juli 2024 sebesar Rp4.210.953.863.415,05, lebih rendah dari data aktual sebesar Rp5.033.281.849.596,00, yang mengindikasikan galat estimasi di angka 16,38%. Sementara itu, untuk rumah sakit tipe D pada periode yang sama, estimasi rata-rata total klaim adalah sebesar Rp959.724.316.273,24, lebih rendah dari data aktual sebesar Rp1.037.115.125.853,00, yang menunjukkan galat estimasi yaitu 7,46%. Selanjutnya, rincian estimasi rata-rata, simpangan baku, dan batas atas total klaim untuk setiap tipe rumah sakit disajikan pada Tabel 6.

Rata-rata total klaim secara keseluruhan menunjukkan tren penurunan dari Rp10,2 triliun pada bulan Juli menjadi Rp8,69 triliun pada bulan Desember. Penurunan paling signifikan teramati pada periode Juli hingga September, yang mengindikasikan kemungkinan adanya penurunan aktivitas klaim. Perubahan ini dapat disebabkan oleh modifikasi jumlah pasien, jenis layanan yang

**Tabel 6.** Rata-rata, simpangan baku, dan batas atas total klaim untuk setiap tipe rumah sakit

Bulan	Rata-rata (Rp)	Simpangan Baku (Rp)	Batas Atas Total Klaim (Rp)
Juli	10.199.881.452.547,10	867.246.612.992,34	11.626.502.130.919,50
Agustus	9.678.054.477.872,91	844.717.829.029,18	11.067.615.306.625,90
September	8.719.193.698.248,01	802.148.723.021,82	10.038.728.347.618,90
Oktober	10.088.285.476.260,80	862.917.498.441,99	11.507.784.761.197,90
November	9.146.036.614.979,24	821.543.689.653,06	10.497.475.984.458,50
Desember	8.690.858.428.193,92	800.788.106.933,06	10.008.154.864.098,80

diberikan, atau penyesuaian kebijakan terkait klaim.

Meskipun rata-rata klaim berfluktuasi, nilai simpangan bakunya relatif konsisten sepanjang periode, bergerak di antara Rp800 miliar hingga Rp870 miliar. Hal ini menandakan bahwa tingkat sebaran atau variasi nilai klaim dari rata-ratanya tidak mengalami perubahan yang drastis. Berdasarkan hasil estimasi ini, dapat disimpulkan bahwa BPJS Kesehatan perlu mengalokasikan dana sekitar Rp10 triliun hingga Rp11 triliun setiap bulannya untuk menjamin pembayaran klaim.

#### 4. Kesimpulan

Penelitian ini berhasil mengidentifikasi model statistik yang efektif untuk memprediksi risiko keuangan program JKN di Indonesia. Untuk periode data Januari 2023 hingga Juli 2024, dengan distribusi Pareto sebagai model terbaik untuk waktu antar kedatangan klaim. Untuk besar klaim, penelitian ini menemukan bahwa distribusi Weibull tiga-parameter paling sesuai untuk rumah sakit tipe A dan D, sedangkan Weibull dua-parameter cocok untuk tipe B dan C.

Implikasi utama dari pemodelan ini adalah pada aspek manajerial untuk menjamin keberlanjutan finansial BPJS Kesehatan. Berdasarkan hasil estimasi, penelitian ini merekomendasikan penyediaan dana cadangan (*reserve fund*) rata-rata sebesar Rp10 hingga Rp11 triliun per bulan selama tahun 2024. Untuk mengantisipasi skenario ekstrem, alokasi dana yang dibutuhkan dapat mencapai Rp11 hingga Rp12 triliun per bulan.

Berdasarkan temuan ini, penelitian lanjutan disarankan untuk berfokus pada penentuan iuran premi yang sesuai dan berkeadilan. Perhitungan tersebut hendaknya menggunakan metode aktuarial dengan data klaim yang lebih komprehensif untuk meningkatkan akurasi dan menjaga keberlanjutan program JKN di masa depan.

**Kontribusi Penulis.** **Irma Fauziah:** Konseptualisasi, Metodologi, Validasi, Investigasi, Penulisan Awal, Supervisi, Administrasi Proyek, Akuisisi Pendanaan. **Mahmudi Mahmudi:** Metodologi, Perangkat Lunak, Validasi, Analisis Formal, Kurasi Data, Visualisasi, Supervisi. **Nur Izzati Safitri:** Sumber Daya, Validasi, Penulisan Tinjauan dan Penyuntingan. Semua penulis telah membaca dan menyetujui versi manuskrip yang diterbitkan.

**Ucapan Terima Kasih.** Para penulis mengucapkan terima kasih kepada Pusat Penelitian dan Publikasi UIN Syarif Hidayatullah Jakarta atas dukungan finansial yang diberikan untuk penelitian ini. Penulis juga mengucapkan terima kasih dan penghargaan kepada editor dan reviewer atas masukan serta dukungannya dalam menyempurnakan karya ini.

**Pembiayaan.** Penelitian ini didanai oleh Pusat Penelitian dan Publikasi UIN Syarif Hidayatullah Jakarta dengan nomor kontrak

Un.01/KPA/1068/2024.

**Konflik Kepentingan.** Para penulis menyatakan tidak ada konflik kepentingan yang terkait dengan artikel ini.

**Ketersediaan Data.** Tidak tersedia.

#### Referensi

- [1] BPJS Kesehatan, "Laporan Pengelolaan Program dan Keuangan BPJS Kesehatan," [Online]. Available: <https://www.bpjs-kesehatan.go.id/#/informasi-publik-diumumkan-secara-berkala?tab=laporan-keuangan> [Accessed: 21-May-2025].
- [2] Kementerian Kesehatan Republik Indonesia, "Peraturan Menteri Kesehatan Nomor 3 Tahun 2023," 2023, [Online]. Available: <https://peraturan.bpk.go.id/Details/275518/permenkes-no-3-tahun-2023> [Accessed: 21-May-2025].
- [3] D. Kurnianingtyas, B. Santosa, and N. Siswanto, "System dynamics simulation to determine financial strategy for social health insurance in Indonesia," in *Journal of Physics: Conference Series*, vol. 1230, no. 1. Institute of Physics Publishing, sep 2019, doi: 10.1088/1742-6596/1230/1/012047.
- [4] S. T. Nugroho, A. Ahsan, D. Kusuma, N. Adani, D. K. Irawaty, N. Amalia, and S. R. H. Hati, "Income Disparity and Healthcare Utilization: Lessons from Indonesia's National Health Insurance Claim Data," *Asian Pacific Journal of Cancer Prevention*, vol. 24, no. 10, pp. 3397–3402, 2023, doi: 10.31557/APJCP.2023.24.10.3397.
- [5] A. Asante, Q. Cheng, D. Susilo, A. Satrya, M. Haemmerli, R. A. Fattah, S. Kosen, D. Novitasari, G. C. Puteri, E. Adawiyah, A. Hayen, A. Mills, V. Tangcharoensathien, S. Jan, H. Thabrany, and V. Wiseman, "The benefits and burden of health financing in Indonesia: analyses of nationally representative cross-sectional data," *The Lancet Global Health*, vol. 11, no. 5, pp. e770–e780, may 2023, doi: 10.1016/S2214-109X(23)00064-5.
- [6] R. Nurhasana, B. Hidayat, S. Puspita Ratih, R. Kusuma Hartono, and T. Darranto, "The sustainability of premium payment of national health insurance's self-enrolled members in Jakarta Greater Area," *Journal of Public Health Research*, vol. 11, no. 1, 2022, doi: 10.4081/jphr.2021.2392.
- [7] N. K. Putri, A. D. Laksono, and N. Rohmah, "Predictors of national health insurance membership among the poor with different education levels in Indonesia," *BMC Public Health*, vol. 23, no. 1, dec 2023, doi: 10.1186/s12889-023-15292-9.
- [8] F. Grabski, "Nonhomogeneous Poisson Process and Compound Poisson Process in the Modelling of Random Processes Related to Road Accidents," *Journal of KONES*, vol. 26, no. 1, pp. 39–46, 2019, doi: 10.2478/kones-2019-0005.
- [9] N. F. Maqnun, A. K. Jaya, and N. Sunusi, "Estimation of Earthquake Intensity Function as a Form of Nonhomogenous Poisson Process (Estimasi Fungsi Intensitas Terjadinya Gempa Bumi Sebagai Bentuk Proses Poisson Nonhomogen)," *ESTIMASI: Journal of Statistics and Its Application*, vol. 4, no. 2, pp. 185–195, 2023, doi: 10.20956/ejsa.v4i2.18007.
- [10] K. S. Fatah, "Modeling Non-Homogenous Poisson Process and Estimating the Intensity Function for Earthquake Occurrences in Iraq using Simulation," *Research Square*, pp. 1–14, dec 2023, doi: 10.21203/rs.3.rs-3675569/v1.
- [11] T. Ngailo, N. Shaban, J. Reuder, E. Rutalebwa, and I. Mugume, "Non Homogeneous Poisson Process Modelling of Seasonal Extreme Rainfall Events in Tanzania," *International Journal of Science and Research*, vol. 5, pp. 2319–7064, 2013, doi: 10.21275/ART20162322.
- [12] M. V. Cifuentes-Amado and E. Cepeda-Cuervo, "Non-Homogeneous Poisson Process to Model Seasonal Events: Application to the Health Diseases," *International Journal of Statistics in Medical Research*, vol. 4, no. 4, pp. 337–346, 2015, doi: 10.6000/1929-6029.2015.04.04.4.
- [13] A. Al-Dousari, A. Ellahi, and I. Hussain, "Use of non-homogeneous Poisson process for the analysis of new cases, deaths, and recoveries of COVID-19

- patients: A case study of Kuwait,” *Journal of King Saud University - Science*, vol. 33, no. 8, dec 2021, doi: [10.1016/j.jksus.2021.101614](https://doi.org/10.1016/j.jksus.2021.101614).
- [14] V. P. Balqis, M. H. P. Yudha, and B. N. Ruchjana, “Proses Poisson Non Homogen dan Penerapannya pada Data Banyaknya Orang Terkonfirmasi Positif Covid-19 di Jawa Barat,” in *Prosiding Konferensi Nasional Matematika XX Universitas Pattimura*. Ambon: Pattimura Proceeding: Conference of Science and Technology, jul 2021, pp. 359–362, doi: [10.30598/PattimuraSci.2021.KNMXX](https://doi.org/10.30598/PattimuraSci.2021.KNMXX).
- [15] A. Chadidjah, S. Susanti, and A. Z. Soleh, “Proses Poisson dalam Estmasi Total Klaim,” in *Prosiding Seminar Nasional Matematika dan Pendidikan Matematika UMS*, 2015, pp. 840–852.
- [16] Sumarni, F. Muliani, and Amelia, “Jumlah Klaim Berdistribusi Poisson dan Besar Klaim Berdistribusi Reyleigh dengan Model Klaim Agregasi di BPJS Ketenagakerjaan Cabang Langsa,” *Jurnal Matematika Unand (JMUA)*, vol. 11, no. 4, pp. 258–270, oct 2022, doi: [10.25077/jmua.11.4.258-270.2022](https://doi.org/10.25077/jmua.11.4.258-270.2022).
- [17] Kementerian Kesehatan Republik Indonesia, “Peraturan Menteri Kesehatan Republik Indonesia Nomor 340/MENKES/PER/III/2010,” Jakarta, p. 3, 2010, [Online]. Available: <https://peraturan.bpk.go.id/Details/139223/permenkes-no-340menkesperiii2010-tahun-2010> [Accessed: 21-May-2025].
- [18] D. Yusuf and A. Komarudin, “Pemodelan Distribusi Pareto untuk Data Besar Klaim Asuransi Kendaraan Bermotor di Indonesia,” *Prosiding Statistika Unisba*, 2021, doi: [10.29313/v0i0.30788](https://doi.org/10.29313/v0i0.30788).
- [19] A. Chadidjah, L. Noviyanti, and A. Zanbar Soleh, “Optimal reinsurance based on compound Poisson distribution,” in *Journal of Physics: Conference Series*, vol. 1317, no. 1. Institute of Physics Publishing, nov 2019, doi: [10.1088/1742-6596/1317/1/012022](https://doi.org/10.1088/1742-6596/1317/1/012022).
- [20] S. A. Klugman, H. H. Panjer, and G. E. Willmot, *Loss Model: From Data to Decisions*, 4th ed. New Jersey: Wiley, 2012.