MUST: ***Journal of Mathematics Education, Science and Technology***
Vol. 10, No. 1, Juli 2025 Hal 120-138
DOI: http://doi.org/10.30651/must.v10i1.26148

ESTIMASI CADANGAN KLAIM IBNR: PENDEKATAN METODE BORNHUETTER FERGUSON DAN METODE MUNICH CHAIN LADDER

Azizah[1], Ardia Fatma Sari[2], Meidy Indhira Putri[3]
[1,2]Universitas Negeri Malang
[3]Universitas Brawijaya
azizah.fmipa@ac.id[1], ardiafatmasarii01@gmail.com, meidy_indhira@students.ub.ac.id[3]

Received 29 April 2025; revised 19 Juni 2025; accepted 29 Juni 2025..

ABSTRAK

Estimasi cadangan klaim pada suatu perusahaan asuransi menjadi hal yang krusial. Ketidakakuratan hasil estimasi dapat mempengaruhi kondisi suatu perusahaan asuransi. Sehingga, hasil estimasi diharapkan dapat mendekati klaim aktual dari suatu perusahaan. Tujuan dari penelitian ini adalah membandingkan estimasi cadangan klaim dengan menggunakan metode Bornhuetter Ferguson dan Munich Chain Ladder. Metode Bornhuetter Ferguson memanfaatkan informasi internal berupa data klaim dan informasi eksternal berupa *earned premium* (pendapatan perusahaan yang berasal dari premi yang dibayar oleh tertanggung). Metode Munich Chain Ladder merupakan perkembangan dari metode Chain Ladder yang mempertimbangkan unsur korelasi antara data klaim *incurred* dengan data klaim *paid.* Metode Munich Clain Ladder dikembangkan untuk meminimalkan gap antara klaim *incurred* dengan klaim *paid.* Pada penelitian ini, kedua metode diterapkan untuk menghitung cadangan klaim suatu perusahaan asuransi di Malaysia. Hasil estimasi yang diperoleh adalah Metode Bornhuetter-Ferguson mengahsilkan estimasi cadangan klaim sebesar RM2668458000 pada data paid dan sebesar RM3026005600 pada data incurred sedangkan, Metode Munich Chain Ladder menghasilkan estimasi cadangan klaim sebesar RM2938886000 pada data paid dan RM2134746600 pada data incurred.

Kata kunci: Cadangan klaim, Bornhuetter-Ferguson, Munich Chain Ladder.

ABSTRACT

Estimating claim reserves in an insurance company is crucial. Inaccuracy of the estimation results can affect the condition of an insurance company. Thus, the estimation results are expected to be close to the actual claims of a company. The purpose of this study is to compare the estimation of claim reserves using the Bornhuetter Ferguson and Munich Chain Ladder methods. The Bornhuetter Ferguson method utilizes internal information in the form of claim data and external information in the form of earned premium (company income derived from premiums paid by the insured). The Munich Chain Ladder method is a development of the Chain Ladder method that considers the correlation element between incurred claim data and paid claim data. In this study, both methods are applied to calculate the claim reserves of an insurance company in Malaysia. The estimation results obtained are the Bornhuetter-Ferguson method produces an estimate of claim reserves of RM2668458000 in paid data and RM3026005600 in incurred data, while the Munich Chain Ladder method produces an estimate of claim reserves of RM2938886000 in paid data and RM2134746600 in incurred data.

Keywords: Claim reserve, Bornhuetter-Ferguson, Munich Chain Ladder.

PENDAHULUAN

Prediksi ketidakpastian diterapkan di dunia asuransi untuk mengestimasi banyak klaim maupun besar klaim. Hal ini, untuk selanjutnya digunakan sebagai dasar estimasi cadangan klaim suatu perusahaan (Azizah, 2021). Pencadangan klaim asuransi merupakan salah satu aspek penting dalam manajemen risiko di industri asuransi umum. Perusahaan asuransi dihadapkan pada tantangan untuk memprediksi jumlah klaim yang terjadi tetapi belum dilaporkan atau *Incurred But No Reported* (IBNR). Salah satu pendekatan yang sering digunakan untuk pencadangan klaim adalah melalui penggunaan metode yang berbasis data historis klaim, seperti metode Bornhuetter-Ferguson (BF) dan Munich Chain Ladder (MCL).

Metode Bornhuetter-Ferguson dikenal karena kemampuannya dalam menggabungkan ekspektasi awal yang tidak bergantung sepenuhnya pada data historis klaim, sehingga lebih tahan terhadap volatilitas data klaim yang terbatas atau berfluktuasi. Metode ini cocok untuk situasi di mana informasi historis terbatas atau terdapat perubahan signifikan dalam ekspektasi klaim di masa depan (Saluz, 2014). Di sisi lain, metode Munich Chain Ladder (MCL) adalah pengembangan dari metode Chain Ladder klasik yang digunakan untuk memperbaiki prediksi klaim berbasis metode pembayaran aktual. MCL mempertimbangkan perbedaan antara klaim yang sudah dilaporkan dan klaim yang belum dilaporkan, memberikan hasil yang lebih akurat dalam memproyeksikan klaim yang belum diselesaikan (Phulara, 2023).

Selain itu, metode Bornhuetter-Ferguson dan Munich Chain Ladder juga berbeda dalam cara menangani klaim yang sudah dilaporkan dan klaim yang belum dilaporkan. Bornhuetter-Ferguson (BF) secara eksplisit menggunakan informasi tentang ekspektasi awal klaim yang didasarkan pada rasio pencadangan yang telah ditentukan sebelumnya, sehingga memungkinkan metode ini lebih fleksibel dalam menangani situasi di mana data historis klaim terbatas (Mack, 2006). Dengan memisahkan klaim yang sudah dilaporkan dari klaim yang belum dilaporkan, BF memberikan hasil yang lebih stabil dan mengurangi ketergantungan pada asumsi kuat mengenai masa lalu.

Metode Munich Chain Ladder merupakan perkembangan dari metode Chain Ladder yang mempertimbangkan unsur korelasi antara data klaim *incurred* dengan data klaim *paid*. Metode Munich Clain Ladder dikembangkan untuk meminimalkan gap antara klaim *incurred* dengan klaim *paid*. Hal ini diharapkan dapat memberikan estimasi cadangan yang lebih baik dalam kondisi di mana tren klaim dapat bervariasi secara signifikan antara klaim yang sudah dilaporkan dan yang belum dilaporkan (Ogungbenle & Phulara, 2023).

Menurut (Hürlimann, 2015), kedua metode ini memiliki kelebihan masing-masing, tergantung pada karakteristik data yang dihadapi. Pada satu sisi, metode Bornhuetter-Ferguson memberikan stabilitas yang lebih baik dalam menghadapi volatilitas data dan ketidakpastian klaim yang belum dilaporkan. Di sisi lain, Munich Chain Ladder memberikan prediksi yang lebih akurat dalam skenario di mana terdapat perbedaan signifikan antara klaim yang telah dilaporkan dan klaim yang belum teridentifikasi, membuat metode ini lebih cocok untuk portofolio dengan dinamika klaim yang kompleks. Berdasarkan latar belakang tersebut, penelitian ini bertujuan untuk membandingkan penerapan metode Munich Chain Ladder dan metode Bornhuetter-Ferguson dalam estimasi cadangan klaim perusahaan asuransi umum.

METODE PENELITIAN

Run Off Triangle

Dalam melakukan estimasi cadangan klaim pada suatu produk asuransi, data-data klaim yang digunakan umumnya dikelompokkan ke dalam bentuk *run-off triangle*. Data yang tersaji dalam *run-off triangle* dapat disajikan dalam bentuk inkremental ataupun kumulatif (R.Hardy, 2022). Misalkan $D_{i,j}$ menyatakan notasi peubah acak besarnya klaim inkremental untuk klaim-klaim yang terjadi pada periode kejadian ke-i dan dibayarkan pada periode penundaan ke-j. $C_{i,j}$ menyatakan notasi peubah acak besarnya klaim kumulatif yang terbentuk berdasarkan akumulasi data klaim incremental $(D_{i,j})$ melalui hubungan berikut.

$$C_{i,j} = \sum_{l=1}^{j} D_{i,l} \tag{1}$$

Tabel 1. *Data run-off triangle* dan *future triangle* dalam bentuk inkremental

Periode Kejadian ke-i	**Penundaan ke-j**					
	1	...	j	...	$(n-1)$	n
1	$D_{1,1}$	...	$D_{1,j}$	...	$D_{1,n-1}$	$D_{1,n}$
...	...	...	...	...	...	
i	$D_{i,1}$	$\ddots$	$D_{i,j}$	...		
...	...	...	...			
$(n-1)$	$D_{n-1,1}$	...				
n	$D_{n,1}$					

Tabel 2. Data *run-off triangle* dan *future triangle* dalam bentuk kumulatif

Periode Kejadian ke-i	**Penundaan ke-j**					
	1	...	j	...	$(n-1)$	n
1	$C_{1,1}$	...	$C_{1,j}$	...	$C_{1,n-1}$	$C_{1,n}$
...	...	...	...	...	...	
i	$C_{i,1}$	$\ddots$	$C_{i,j}$	...		
...	...	...	...			
$(n-1)$	$C_{n-1,1}$	...				
n	$C_{n,1}$					

Tabel 1 dan 2 di atas mengilustrasikan struktur dari data klaim di mana baris menunjukkan tahun kejadian, kolom menunjukkan tahun penundaan, segitiga atas menunjukkan klaim yang diketahui (*paid* atau *incurred*) dan segitiga bawah yang berwarna silver merupakan *future triangle* yang menunjukkan hasil estimasi cadangan klaim. Dalam implementasinya, cadangan klaim perlu diprediksi terlebih dahulu dengan memprediksi *outstanding claims* dalam future triangle menggunakan informasi yang ada dari data klaim *run-off triangle*. Maka *outstanding claims* untuk tahun kejadian ke-i (R_i) didefinisikan sebagai berikut (Mack, 1993).

$$R_i = C_{i,n} - C_{i,n+1-i}\ ,\ i = 2,3,,\dots,n \tag{2}$$

Bornhuetter-Ferguson Method

Metode Bornhuetter-Ferguson (BF) merupakan salah satu metode pencadangan klaim yang menggunakan *run-off triangle* untuk estimasi persentase dari *outstanding claims* dan menggunakan *earned premium* serta *expected loss ratio* untuk estimasi *expected ultimate loss* (Schmidt, 2008). Terdapat dua parameter pada metode BF yaitu parameter kerugian utama dan parameter penundaan kuota yang dibutuhkan untuk mendapatkan estimasi *Ultimate Loss Amount (ULA).* Secara lebih rinci, berikut adalah asumsi pada model BF (Alai et al., 2009).

1. Parameter kerugian utama (U_i) digunakan untuk mengukur besarnya kerugian utama yang harus dibayarkan, di mana $U_0, U_1, \dots, U_I > 0$ dan parameter penundaan kuota (β_j) untuk mengukur tingkat proporsi pembayaran klaim yang sudah diselesaikan, di mana $\beta_0, \dots, \beta_J > 0$ dengan $\beta_J = 1$ untuk semua $1 \leq i \leq I, 1 \leq j \leq J\ dan\ 1 \leq k \leq J - j$
$$E\left(C_{i,0}, \dots, C_{i,j}\right) = C_{i,j} + \left(\beta_{j+k} - \beta_j\right)U_i$$
2. Klaim $C_{i,j}$ dari kejadian yang berbeda di tahun i adalah independen. Asumsi ini menyiratkan bahwa
$$E\left(C_{i,j}\right) = \beta_j U_i \text{ dan } E\left(C_{i,J}\right) = U_i$$
3. Terdapat proporsi konstanta s_j^2 dengan $var\left(D_{i,j}\right) = U_i s_j^2$.

Langkah awal dari metode BF adalah penentuan nilai *Current Loss Amount* (CLA) dan *Incremental Loss Amount* (ILA) berdasarkan data historis yang ada di *run-off triangle*. CLA dan ILA memberikan informasi mengenai total kerugian yang terjadi berdasarkan periode terjadinya klaim dan berdasarkan periode penundaan klaim sesuapersamaan sebagai berikut.

$$CLA_i = \sum_{j=1}^{n+1-i} D_{i,j} \tag{3}$$

$$ILA_j = \sum_{i=1}^{n+1-j} D_{i,j} \tag{4}$$

Setelah didapatkan CLA dan ILA, langkah selanjutnya adalah menentukan *incremental loss ratio* (ILR) yang merupakan perbandingan antara total ILA dengan total *earned premium* pada tahun penundaan ke-j yang dinyatakan dengan rumus berikut.

$$\widehat{m}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n+1-j} D_{i,j}}{\sum_{i=1}^{n+1-j} v_i}, \qquad j = 1,2,3,\dots,n \tag{5}$$

$\widehat{m}_j$ menyatakan persentase rasio kerugian pada waktu yang akan datang berdasarkan waktu penundaan ke-j dan v_i merupakan besarnya *earned premium* pada tahun kejadian ke-i. Langkah selanjutnya yaitu menentukan faktor tingkat premi (r_i) yang digunakan dalam menentukan rata-rata estimasi ILR. Faktor tingkat premi dihitung menggunakan persamaan berikut.

$$r_i = \frac{\sum_{j=1}^{n+1-i} D_{i,j}}{v_i \sum_{j=1}^{n+1-i} \widehat{m}_j}, \qquad i = 1,2,3,\dots,n \tag{6}$$

Setelah didapatkan faktor tingkat premi, nilai tersebut digunakan untuk mendapatkan rata-rata *incremental lost ratio* (ILR). Rata-rata ILR dirumuskan dengan persamaan sebagai berikut.

$$\widehat{\widehat{m}}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n+1-j} D_{i,j}}{\sum_{i=1}^{n+1-j} v_i\, r_i}, \quad j = 1,2,3,\dots,n \tag{7}$$

$\widehat{m}^*{}_j$ merupakan nilai rata-rata ILR *selected* yang dapat diperoleh dengan menggunakan persamaan di bawah ini.

$$\widehat{m}^*{}_j = \sqrt[j]{\widehat{\widehat{m}}_1 + \widehat{\widehat{m}}_2 + \cdots + \widehat{\widehat{m}}_n}, \qquad j = 1,2,3,\dots,n \tag{8}$$

Setelah didapatkan ILR *selected*, dapat dicari estimasi parameter penundaan kuota yang dinotasikan dengan $\hat{\beta}_j$. Parameter tersebut menggambarkan besarnya persentase estimasi *Ultimate Loss Amount* pada periode tahun penundaan ke-j. Formula $\hat{\beta}_j$ dirumuskan sebagai berikut.

$$\widehat{\beta}_j = \frac{\widehat{m}^*{}_1 + \cdots + \widehat{m}^*{}_j}{\widehat{m}^*{}_1 + \cdots + \widehat{m}^*{}_n}, \quad j = 1,2,3,\dots,n \tag{9}$$

Pola penundaan kuota juga dinotasikan dengan $\hat{\beta}_{n+1-i}$ yang didasarkan dengan periode kejadian ke-i. Tahun penundaan ke-j diasumsikan sama dengan tahun kejadian ke- $n+1-i$. Sehingga didapatkan persamaan sebagai berikut.

.

$$\widehat{\beta}_{n+1-i} = \hat{\beta}_j \tag{10}$$

Langkah berikutnya adalah menentukan rasio kerugian di waktu mendatang yang didasarkan pada tahun kejadian ke-i ($\hat{q}_i$). Estimasi ULR merupakan perkalian antara total ILR *selected* dengan faktor tingkat premi, sehingga estimasinya dirumuskan menjadi persamaan di bawah ini.

$$\hat{q}_i = r_i(\widehat{m}^*{}_1 + \cdots + \widehat{m}^*{}_n)\,, \quad i = 1,2,3,\ldots,n \tag{11}$$

Setelah didapatkan persentase $\hat{q}_i$, langkah selanjutnya adalah melakukan perhitungan estimasi parameter kerugian utama ($\widehat{U}_i$).

$$\widehat{\square}_{\square} = \square_{\square}\widehat{\square}_{\square}\,, \quad \square = 1,2,3,\ldots,\square \tag{12}$$

Setelah mendapatkan dua parameter yang dibutuhkan dalam metode Bornhuetter-Ferguson, maka cadangan klaim pada periode kejadian ke-i dapat diestimasi dengan persamaan berikut.

$$\hat{C}_{i,j}^{BF} = \widehat{U}_i\left(\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_{n+1-i}\right) + C_{i,n+1-i} \tag{13}$$

$$\widehat{D}_{i,j}^{BF} = \hat{C}_{i,j}^{BF} - C_{i,j-1} \tag{14}$$

$$\hat{R}_i^{BF} = \widehat{U}_i\left(1 - \hat{\beta}_{n+1-i}\right), \quad i = 2,3,\ldots,n \tag{15}$$

Persamaan (13) merupakan formula untuk menentukan cadangan klaim kumulatif periode kejadian ke-i dan tahun penundaan ke-j, setelah *future triangle* sudah terpenuhi, maka dapat dicari nilai klaim inkremental menggunakan persamaan (14). Kemudian total cadangan klaim periode kejadian ke-i dapat dicari dengan menggunakan formula (15) (Mack, 2006).

Metode Munich Chain Ladder

Metode lain yang dapat digunakan untuk mengestimasi cadangan klaim IBNR adalah metode Munich Chain Ladder. Metode ini merupakan perluasan dari metode Mack Chain Ladder yang bertujuan untuk yang memperkecil nilai perbedaan (*gap*) antara proyeksi IBNR dari kerugian yang dibayarkan dengan kerugian yang terjadi. Pada metode Munich Chain Ladder, pengestimasian cadangan klaim didasarkan pada korelasi antara tabel data besar klaim yang dibayarkan (*paid*) dan tabel data besar klaim yang terjadi (*incurred*) dalam bentuk parameter λ.

Metode MCL merupakan perluasan dari metode Mack Chain Ladder yang bertujuan untuk yang memperkecil nilai perbedaan (*gap*) antara proyeksi IBNR dari kerugian yang dibayarkan dengan kerugian yang terjadi. Metode ini memperluas asumsi kebebasan dari metode Mack Chain Ladder dengan menambahkan asumsi kebebasan dari tahun kerugian yang terjadi dan tahun kerugian yang dibayarkan (PIU). Himpunan kebebasan stokastik untuk asumsi kebebasan PIU adalah $\{t \in T\}, \{t \in T\}, \dots, \{t \in T\}$. Untuk rasio (P/I) dan rasio (I/P) didefinisikan sebagai berikut (Quarg & Mack, 2004):

$$Q_i = \frac{P_i}{I_i} = \left(\frac{P_{i,t}}{I_{i,t}}\right)_{t \in T} \text{dan } Q_i^{-1} = \frac{I_i}{P_i} = \left(\frac{I_{i,t}}{P_{i,t}}\right)_{t \in T}$$

Selanjutnya, menambahkan nilai residual bersyarat dengan asumsi jika X adalah peubah acak dengan syarat C, maka:

$$\sigma(C) = \sqrt{var(X|C)}$$

dengan $\sigma(C)$ menjelaskan standar deviasi bersyarat dari X oleh C, dan

$$res(C) = \frac{X - E(X|C)}{\sigma(C)}$$

di mana $res(C)$ menjelaskan residual bersyarat X oleh C yang diasumsikan berdistribusi normal, berkaitan dengan nilai harapan dan ragam bersyarat, dengan

$$E(C) = 0 \text{ dan } var(C) = 1$$

Merujuk pada asumsi model Mack, analisis tambahan dilakukan untuk menghitung faktor nilai harapan bersyarat dari faktor penundaan kerugian yang dibayarkan (dibayarkan) dan kerugian yang terjadi. Hasilnya adalah nilai residual dari masing-masing faktor penundaan, yang didefinisikan sebagai berikut.:

$$res\big(P_i(s)\big) \text{ dan } res\big(I_i(s)\big)$$

Selanjutnya, pendefinisian rasio (I/P) dan rasio (P/I) ditunjukkan sebagai berikut:

$$res\big(P_i(s)\big) \text{ atau } res\big(P_i(s)\big)$$

Parameter Munich Chain Ladder harus diestimasikan terlebih dahulu sebelum melakukan perhitungan menggunakan metode Munich Chain Ladder. Untuk setiap $t = s + 1$, *development factor* $\hat{f}^P_{s \to t}$ dan $\hat{f}^I_{s \to t}$ untuk $s = 1, 2, \dots, n - 1$ dan $t = 1, 2, \dots, n - 2$ didefinisikan sebagai berikut:

$$\hat{f}^P_{s \to t} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n-s} P_{i,s}} \sum_{i=1}^{n-s} P_{i,s} \frac{P_{i,t}}{P_{i,s}} = \frac{\sum_{i=1}^{n-s} P_{i,t}}{\sum_{i=1}^{n-s} P_{i,s}} \qquad (16)$$

$$\hat{f}^I_{s \to t} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n-s} I_{i,s}} \sum_{i=1}^{n-s} I_{i,s} \frac{I_{i,t}}{I_{i,s}} = \frac{\sum_{i=1}^{n-s} I_{i,t}}{\sum_{i=1}^{n-s} I_{i,s}} \qquad (17)$$

Untuk parameter σ diestimasikan sebagai berikut:

$$\left(\widehat{\sigma_{s\to t}^{P}}\right)^2 = \frac{1}{n-s-1}\sum_{i=1}^{n-s} P_{i,s}\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,s}} - \widehat{f_{s\to t}^{P}}\right)^2 \tag{18}$$

$$\left(\widehat{\sigma_{s\to t}^{I}}\right)^2 = \frac{1}{n-s-1}\sum_{i=1}^{n-s} I_{i,s}\left(\frac{I_{i,t}}{I_{i,s}} - \widehat{f_{s\to t}^{I}}\right)^2 \tag{19}$$

dengan standar deviasi nya $\widehat{\sigma_{s\to t}^{P}} = \sqrt{\left(\widehat{\sigma_{s\to t}^{P}}\right)^2}$ dan $\widehat{\sigma_{s\to t}^{I}} = \sqrt{\left(\widehat{\sigma_{s\to t}^{I}}\right)^2}$

Pendugaan diperlukan untuk parameter nilai harapan $E\big(I_i(s)\big)$ dan $E\big(P_i(s)\big)$, serta standar deviasi bersyarat $\sigma\big(I_i(s)\big)$ dan $\sigma\big(P_i(s)\big)$ dengan $s = 1, 2, \dots, n$ untuk menghitung residual bersyarat rasio (P/I) dan rasio (I/P). Penduga nilai harapan bersyarat $E\big(I_i(s)\big)$ adalah sebagai berikut:

$$\widehat{q_s} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n-s+1} I_{i,s}}\sum_{i=1}^{n-s+1} I_{i,s}Q_{i,s} = \frac{\sum_{i=1}^{n-s+1} P_{i,s}}{\sum_{i=1}^{n-s+1} I_{i,s}} \tag{20}$$

Estimasi untuk $\sigma\big(I_i(s)\big)$ yaitu:

$$\frac{\widehat{\rho_s^I}}{\sqrt{I_{i,s}}}$$

dengan $\widehat{\rho_s^I}$ didefinisikan sebagai berikut:

$$\widehat{\rho_s^I}^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n-s+1} I_{i,s}\left(Q_{i,s} - \widehat{q_s}\right)^2 \tag{21}$$

Kemudian nilai harapan bersyarat $E\big(P_i(s)\big)$ diasumsikan berlaku serupa dengan estimasi rasio (P/I) dan ragam dari rasio (I/P). Estimasi nilai harapan bersyarat $E\big(P_i(s)\big)$ adalah sebagai berikut:

$$\widehat{q_s^{-1}} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n-s+1} P_{i,s}}\sum_{i=1}^{n-s+1} P_{i,s}Q_{i,s}^{-1} = \frac{\sum_{i=1}^{n-s+1} I_{i,s}}{\sum_{i=1}^{n-s+1} P_{i,s}} \tag{22}$$

Kemudian mengestimasikan $\sigma\big(P_i(s)\big)$ sebagai berikut:

$$\frac{\widehat{\rho_s^P}}{\sqrt{P_{i,s}}}$$

dengan $\widehat{\rho_s^P}$ didefinisikan sebagai berikut:

$$\widehat{\rho_s^P}^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n-s+1} P_{i,s}\left(Q_{i,s}^{-1} - \widehat{q_s^{-1}}\right)^2 \tag{23}$$

Akan diestimasikan nilai residual bersyarat dari $res(P_i(s))$, $res(I_i(s))$, $res(P_i(s))$, dan $res\big(I_i(s)\big)$ dengan penyederhanaan notasi $\widehat{res}\big(P_{i,t}\big)$, $\widehat{res}\big(I_{i,t}\big)$, $\widehat{res}\big(Q_{i,s}^{-1}\big)$, dan $\widehat{res}\big(Q_{i,s}\big)$, sehingga:

$$\widehat{res}\big(P_{i,t}\big) = \frac{\frac{P_{i,t}}{P_{i,s}} - f_{s\to t}^{P}}{\widehat{\sigma_{s\to t}^{P}}}\sqrt{P_{i,s}} \tag{24}$$

$$\widehat{res}(I_{i,t}) = \frac{\frac{I_{i,t}}{I_{i,s}} - f^{I}_{s\to t}}{\widehat{\sigma^{I}_{s\to t}}} \sqrt{I_{i,s}} \quad (25)$$

$$\widehat{res}(Q^{-1}_{i,s}) = \frac{Q^{-1}_{i,s} - \widehat{q^{-1}_{s}}}{\widehat{\rho^{P}_{s}}} \sqrt{P_{i,s}} \quad (26)$$

$$\widehat{res}(Q_{i,s}) = \frac{Q_{i,s} - \widehat{q_s}}{\widehat{\rho^{I}_{s}}} \sqrt{I_{i,s}} \quad (27)$$

Untuk menduga nilai parameter korelasi λ^P dan λ^I digunakan pendekatan menggunakan garis regresi pada plot residual dari data tabel-tabel segitiga residual di atas. Parameter korelasi $\widehat{\lambda^P}$ dan $\widehat{\lambda^I}$ juga dapat dihitung menggunakan rumus berikut:

$$\widehat{\lambda^P} = \frac{1}{\sum_{i,s} \widehat{res}(Q^{-1}_{i,s})^2} \sum_{i,s} \widehat{res}(Q^{-1}_{i,s})^2 \frac{\widehat{res}(P_{i,t})}{\widehat{res}(Q^{-1}_{i,s})} = \frac{\sum_{i,s} \widehat{res}(Q^{-1}_{i,s}) \widehat{res}(P_{i,t})}{\sum_{i,s} \widehat{res}(Q^{-1}_{i,s})^2} \quad (28)$$

dan

$$\widehat{\lambda^I} = \frac{1}{\sum_{i,s} \widehat{res}(Q_{i,s})^2} \sum_{i,s} \widehat{res}(Q_{i,s})^2 \frac{\widehat{res}(I)}{\widehat{res}(Q_{i,s})} = \frac{\sum_{i,s} \widehat{res}(Q_{i,s}) \widehat{res}(I_{i,t})}{\sum_{i,s} \widehat{res}(Q_{i,s})^2} \quad (29)$$

Kemiringan garis regresi dari plot residual masing-masing proses diwakili oleh parameter λ^P dan λ^I. Kedua parameter menunjukkan hubungan antara *run-off triangle* kerugian yang terjadi dan yang dibayarkan. Nilai dari parameter λ (berkisar antara 0 dan 1) mengukur hubungan rasio (P/I) atau (I/P) dengan *developments factor* nya. Kemudian, formula untuk menduga $P_{i,t}$ dan $I_{i,t}$ didefinisikan sebagai berikut:

$$\widehat{P_{i,t}} = \widehat{P_{i,s}} \left(f^{P}_{s\to t} + \widehat{\lambda^P} \, \frac{\widehat{\sigma^{P}_{s\to t}}}{\widehat{\rho^{P}_{s}}} \left(\frac{\widehat{I_{i,s}}}{\widehat{P_{i,s}}} - \widehat{q^{-1}_{s}} \right) \right) \quad (30)$$

dan

$$\widehat{I_{i,t}} = \widehat{I_{i,s}} \left(f^{I}_{s\to t} + \widehat{\lambda^I} \, \frac{\widehat{\sigma^{I}_{s\to t}}}{\widehat{\rho^{I}_{s}}} \left(\frac{\widehat{P_{i,s}}}{\widehat{I_{i,s}}} - \widehat{q_s} \right) \right) \quad (31)$$

dengan $s \geq n - i + 1$ serta nilai $\widehat{P_{i,s}} = P_{i,s}$ dan $\widehat{I_{i,s}} = I_{i,s}$.

HASIL PENELITIAN DAN PEMBAHASAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari *annual report* 2022 perusahaan asuransi umum QBE Malaysia dengan periode 7 tahun kejadian mulai dari tahun 2016 – 2022 dan 7 tahun waktu penundaan. Perusahaan QBE Malaysia merupakan bagian dari *QBE Insurance*

Group sebagai pasar asuransi dan reasuransi untuk asuransi umum. Perusahaan QBE Malaysia bergerak dalam bidang kelautan, penerbangan, transportasi, dan lain sebagainya. Data klaim yang diperoleh merupakan data klaim *gross* (*incurred* dan *paid*) yang disajikan secara inkremental dalam satuan ribu dan data premi yang merupakan pendapatan kotor bagi perusahaan (*gross earned premium*) mulai dari tahun 2016-2022 dalam mata uang Ringgit Malaysia (MYR). Berikut disajikan data premi dan data klaim dalam bentuk inkremental.

Tabel 3. *Gross Earned Premium* perusahaan QBE

Tahun	**2016**	**2017**	**2018**	**2019**	**2020**	**2021**	**2022**
Besarnya premi (RM)	332971073	360197790	335797536	273085129	235663497	219209847	210628861

Tabel 4. *Run-off triangle* besarnya klaim yang terjadi (*incurred*) dalam bentuk inkremental dari data QBE dalam satuan ribu ringgit malaysia

Periode Kejadian ke-i	**Penundaan ke-j**						
	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**
2016	153306	144840	262359	180901	220273	139792	135204
2017	146455	142151	180901	176999	215128	128100	
2018	141555	141354	220273	174958	200019		
2019	143639	136209	139792	179399			
2020	139067	135721	135204				
2021	137425	135791					
2022	135920						

Tabel 5. *Run-off triangle* besarnya klaim yang dibayarkan *(paid)* dalam bentuk inkremental dari data QBE satuan ribu ringgit malaysia

Periode Kejadian ke-i	**Penundaan ke-j**						
	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**
2016	93762	91043	166880	104172	125908	59627	43092
2017	119597	113630	202520	128739	132015	69575	
2018	125981	123073	217449	140772	69575		
2019	131350	124715	225831	145134			
2020	132036	127890	237977				
2021	132606	129053					
2022	133027						

Dari Tabel 4 dan 5, terlihat bahwa data besarnya klaim yang terjadi (*incurred*) *dan* klaim yang dibayarkan (*paid*) berfluktuasi secara acak. Selain itu, besarnya klaim *incurred* lebih besar daripada besarnya klaim *paid*. Bagian warna ungu pada Tabel 4 dan 5 merupakan besarnya klaim yang belum diketahui di masa yang akan datang.

Perhitungan Estimasi Cadangan Klaim dengan Metode Bornhuetter-Ferguson

Langkah awal yang harus dilakukan adalah membentuk run-off triangle incremental, setelah itu menentukan ILA dan CLA. Setelah mendapatkan ILA dan CLA, langkah selanjutnya adalah menentukan ILR dengan menggunakan persamaan (5). Persentase ILR yang didapatkan akan digunakan untuk mendapatkan ILR *selected* dengan menggunakan persamaan (6)-(8). Langkah selanjutnya adalah melakukan estimasi parameter penundaan kuota dengan notasi $\hat{\beta}_j$ yang dirumuskan pada persamaan (9) untuk tahun penundaan ke-j dan persamaan (10) untuk periode kejadian i. Langkah selanjutnya mengestimasi rasio kerugian di waktu mendatang (ULR) dengan menggunakan persamaan (11). Setelah diperoleh ULR, perusahaan menentukan cadangan klaim kumulatif dari data klaim menggunakan persamaan (13). Langkah selanjutnya adalah menghitung besarnya klaim inkremental dari data QBE baik data *incurred* dan *paid* dengan menggunakan persamaan (14). Tabel 6 dan 7 merupakan hasil perhitungan cadangan besarnya klaim inkremental.

Tabel 6.Hasil perhitungan cadangan klaim incremental data incurred dari data QBE dengan metode Bornhuetter-Ferguson dalam satuan ribu ringgit malaysia

Periode Kejadian ke-i	**Penundaan ke-j**						
	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**
2016	153306	144840	262359	180901	220273	139792	135204
2017	146455	142151	180901	176999	215128	128100	157811.7
2018	141555	141354	220273	174958	200019	166600.64	159644.5
2019	143639	136209	139792	179399	154211	146439.74	140325.4
2020	139067	135721	135204	136182.6	141785.2	134640.14	129018.4
2021	137425	135791	143965	147111	153163.3	145444.79	139372
2022	135920	127114	138854.6	141889	147726.4	140281.88	134424.6

.

Tabel 7.Hasil perhitungan cadangan klaim incremental data paid dari data QBE dengan metode Bornhuetter-Ferguson dalam satuan ribu ringgit malaysia

Periode Kejadian ke-i	Penundaan ke-j						
	1	2	3	4	5	6	7
2016	93762	91043	166880	104172	125908	59627	43092
2017	119597	113630	202520	128739	132015	69575	109325
2018	125981	123073	217449	140772	69575	118866.6	104611
2019	131350	124715	225831	145134	143943.6	128306.7	112919
2020	132036	127890	237977	150622.4	144099.9	128446.1	113042
2021	132606	129053	146763.6	143150.9	136952	122074.6	107434
2022	133027	118902	142878.1	139361.1	133326.3	118842.8	104590

Setelah diperoleh data klaim inkremental, baik data *incurred* atau data *paid*, maka dapat dihitung hasil total cadangan klaim dengan formula (15) untuk setiap periode kejadian ke-i.

Tabel 8. Hasil perhitungan cadangan klaim per periode kejadian dengan metode BF dalam satuan ribu ringgit malaysia

Periode kejadian ke-i	$\hat{R}_i^{BF}$ $incurred$	$\hat{R}_i^{BF}$ $paid$
2017	157811.7	109325.1
2018	326245.1	223477.6
2019	440976.1	385169.4
2020	541626.4	536210
2021	729056	656375.4
2022	830290.3	757900.6
Total	3026005.6	2668458

Berdasarkan Tabel 8 di atas, total dana yang perlu disiapkan oleh perusahaan berdasarkan klaim *incurred* dan *paid* setiap tahun kejadiannya semakin meningkat. Cadangan klaim yang perlu disiapkan oleh perusahaan berdasarkan klaim *incurred* sebesar RM3,026,005,600 dan berdasarkan klaim *paid* sebesar $RM2{,}668{,}458{,}000$.

Estimasi Cadangan Klaim Menggunakan Metode Munich Chain Ladder

Langkah pertama dalam mengestimasi cadangan klaim IBNR menggunakan metode Munich Chain Ladder adalah menghitung *development factor* $\widehat{f_{s\to t}^{P}}$ dan $\widehat{f_{s\to t}^{I}}$ menggunakan persamaan (16) dan (17) serta mengestimasi parameter $\widehat{\sigma_{s\to t}^{P}}$ dan $\widehat{\sigma_{s\to t}^{I}}$ menggunakan persamaan (18) dan (19). Tabel 9 menunjukkan hasil estimasi *development factor* dan parameter σ untuk seluruh periode *development year*.

Tabel 9 Estimasi Parameter $\widehat{f_{s\to t}^{P}}$, $\widehat{f_{s\to t}^{I}}$ $\widehat{\sigma_{s\to t}^{P}}$ dan $\widehat{\sigma_{s\to t}^{I}}$ dari Data QBE

Development Year	$1 \to 2$	$2 \to 3$	$3 \to 4$	$4 \to 5$	$5 \to 6$	$6 \to 7$
$\widehat{f_{s\to t}^{P}}$	0.965	1.810	0.638	0.876	0.501	0.723
$\widehat{f_{s\to t}^{I}}$	0.971	1.340	0.887	1.192	0.615	0.967
$\widehat{\sigma_{s\to t}^{P}}$	4.243	13.179	4.345	132.135	13.568	0.1
$\widehat{\sigma_{s\to t}^{I}}$	8.133	131.35	108.928	17.775	12.923	0.1

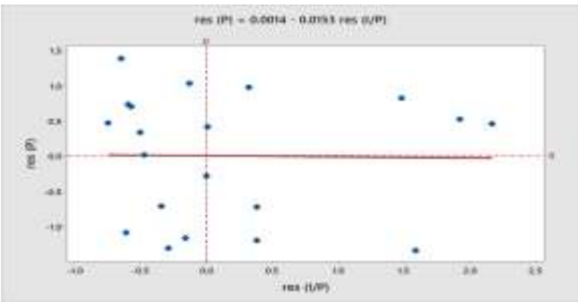
Selanjutnya mengestimasi nilai harapan bersyarat rasio (P/I) atau $\widehat{q_s}$ menggunakan persamaan (20) dan rasio (I/P) atau $\widehat{q_s^{-1}}$ menggunakan persamaan (22) serta parameter ρ menggunakan persamaan (21) dan (23). Tabel 10 menunjukkan hasil perhitungan estimasi nilai harapan bersyarat (rasio (P/I) atau $\widehat{q_s}$ dan rasio (I/P) atau $\widehat{q_s^{-1}}$) dan parameter ρ untuk data besar kerugian yang dibayarkan dan kerugian yang terjadi untuk setiap periode *development year*.

Tabel 10 Estimasi Parameter $\widehat{q_s}$, $\widehat{q_s^{-1}}$, $\widehat{\rho_s^{P}}$, dan $\widehat{\rho_s^{I}}$ dari Data QBE

	1	2	3	4	5	6	7
$\widehat{q_s}$	87.1%	84.9%	111.9%	72.8%	51.5%	48.2%	31.9%
$\widehat{q_s^{-1}}$	114.9%	117.9%	89.3%	137.3%	194.0%	207.3%	313.8%
$\widehat{\rho_s^{P}}$	68.759	64.712	174.763	79.319	197.610	90.180	68.759
$\widehat{\rho_s^{I}}$	49.525	46.120	196.880	46.157	64.763	30.144	49.525

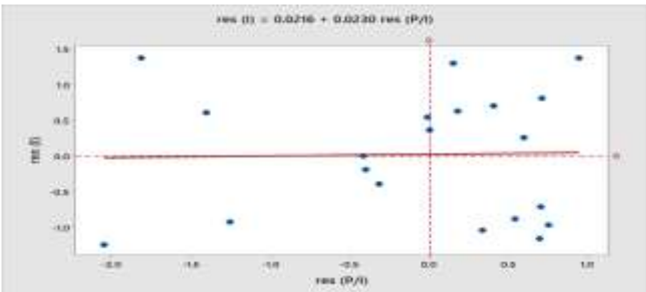
Setelah mengestimasi nilai harapan bersyarat (rasio (P/I) atau $\widehat{q_s}$ dan rasio (I/P) atau $\widehat{q_s^{-1}}$) dan parameter ρ, selanjutnya adalah menghitung nilai residual dari masing-masing $\widehat{res}(P_{i,t})$, $\widehat{res}(I_{i,t})$, $\widehat{res}(Q_{i,s}^{-1})$, dan $\widehat{res}(Q_{i,s})$ menggunakan persamaan (24) sampai dengan persamaan (27).

Kemudian membuat plot grafik seperti pada Gambar 1 menggunakan hasil perhitungan dari $\widehat{res}(P_{i,t})$ dan perhitungan $\widehat{res}(Q_{i,s}^{-1})$. Plot residual dari kerugian yang dibayarkan menunjukkan korelasi sebesar -1.5%. Estimasi slop dari garis regresi yang melalui titik asal adalah $\widehat{\lambda^{P}} = -0.015$, dengan $\widehat{\lambda^{P}}$ adalah parameter korelasi.



Gambar 1 Plot Residual dari Kerugian yang Dibayarkan dari Data QBE

Kemudian, membuat plot grafik seperti Gambar 2 menggunakan hasil perhitungan dari residual $\widehat{res}(I_{i,t})$ dan perhitungan $\widehat{res}(Q_{i,s})$. Plot residual dari kerugian yang terjadi menunjukkan korelasi sebesar 2%. Estimasi slop dari garis regresi yang melalui titik asal adalah $\widehat{\lambda^I} = 0.02$, dengan $\widehat{\lambda^I}$ adalah parameter korelasi. Nilai parameter korelasi $\hat{\lambda}$ yang cenderung kecil, selain disebabkan oleh data yang berfluktuasi, dapat juga disebabkan oleh data yang memiliki rasio (P/I) atau (I/P) *below-average* atau *above-average*. Hal ini menjadi penyebab diperolehnya korelasi yang bernilai kecil di plot residual (Quarg & Mack, 2004).



Gambar 2 Plot Residual dari Kerugian yang Terjadi dari Data QBE

Langkah terakhir dalam mengestimasi cadangan klaim IBNR dengan metode Munich Chain Ladder adalah melakukan proyeksi *future triangle* pada data *run-off triangle* kerugian yang dibayarkan dan *run-off triangle* kerugian yang terjadi menggunakan persamaan (30) dan (31). Berikut proyeksi besar klaim pada bagian *future triangle* tersaji pada Tabel 11 dan Tabel 12 di bawah ini.

Tabel 11 Proyeksi *Run-Off Triangle* Kerugian yang Dibayarkan (P) pada Data QBE menggunakan Metode Munich Chain Ladder

Periode Kejadian ke-i	Penundaan ke-j						
	1	2	3	4	5	6	7
2016	93762	91043	166880	104172	125908	59627	43092
2017	119597	113630	202520	128739	132015	69575	50281
2018	125981	123073	217449	140772	69575	34785	25138
2019	131350	124715	225831	145134	127692	63999	46252
2020	132036	127890	237977	151953	135366	67931	49094
2021	132606	129053	233685	149194	131815	66094	47766
2022	133027	128352	232425	148391	131193	65787	47544

Tabel 12 Proyeksi *Run-Off Triangle* Kerugian yang Terjadi (I) pada QBE Menggunakan Metode Munich Chain Ladder

Periode Kejadian ke-i	Penundaan ke-j						
	1	2	3	4	5	6	7
2016	153306	144840	262359	180901	220273	139792	135204
2017	146455	142151	180901	176999	215128	128100	123896
2018	141555	141354	220273	174958	200019	122933	118897
2019	143639	136209	139792	179399	214040	131763	127439
2020	139067	135721	135204	120835	144585	89203	86277
2021	137425	135791	182779	162380	193872	119412	115494
2022	135920	131964	177795	158009	188678	116224	112411

Tabel 13 Gap Antara Proyeksi Kerugian yang Dibayarkan dan Kerugian yang Terjadi dari Data QBE dengan Metode Munich Chain Ladder

Periode Kejadian ke-i	Penundaan ke-j						
	1	2	3	4	5	6	7
2016	59544	53797	95479	76729	94365	80165	92112
2017	26858	28521	-21619	48260	83113	58525	73615
2018	15574	18281	2824	34186	130444	88148	93759
2019	12289	11494	-86039	34265	86348	67763	81187
2020	7031	7831	-102773	-31119	9219	21272	37183
2021	4819	6738	-50906	13185	62057	53318	67728
2022	2893	3612	-54631	9617	57484	50437	64866

Tabel 21 menjelaskan gap antara antara estimasi cadangan klaim IBNR kerugian yang dibayarkan dengan kerugian yang terjadi. Gap yang dihasilkan memiliki nilai negatif yang mengindikasikan bahwa terdapat nilai besar klaim yang dibayarkan lebih besar daripada nilai besar klaim yang terjadi. Oleh karena itu, berdasarkan Tabel 13, dapat dikatakan bahwa pengestimasian cadangan klaim

IBNR menggunakan metode Munich Chain Ladder menghasilkan nilai estimasi yang kurang baik.

Tabel 14 Hasil Perhitungan Cadangan Klaim Per Periode Kejadian dengan Metode BF Dalam Satuan Ribu Ringgit Malaysia

Periode kejadian ke-i	$R_i^M incurred$	$R_i^M paid$
2017	50281.6	123896.3
2018	59923.7	241830.2
2019	237944.5	473242.3
2020	404346.0	440900.4
2021	628556.4	773938.0
2022	753694.3	885079.3
Total	2134746.6	2938886.4

Berdasarkan Tabel 14 di atas, total dana yang perlu disiapkan oleh perusahaan berdasarkan klaim *incurred* dan *paid* setiap tahun kejadiannya semakin meningkat. Cadangan klaim yang perlu disiapkan oleh perusahaan berdasarkan klaim *incurred* sebesar RM 2,134,745,679 dan berdasarkan klaim *paid* sebesar RM 2,939,884,667.

SIMPULAN

Berdasarkan perhitungan cadangan klaim dengan menggunakan metode Bornhuetter Ferguson dan Munich Chain Ladder diperoleh bahwa metode Munich Chain Ladder lebih cocok digunakan pada kondisi di mana tren perkembangan klaim masa lalu dianggap relevan dalam memproyeksikan klaim di masa depan. Metode ini menghasilkan estimasi yang lebih rendah pada data incurred dibandingkan dengan data paid, yang mengindikasikan bahwa data paid dianggap lebih stabil atau representatif. Bornhuetter-Ferguson menggabungkan asumsi perkembangan klaim masa lalu dengan *earned premium*. Pada kasus ini, metode ini menghasilkan estimasi yang lebih tinggi pada data incurred dibandingkan data paid. Ini menunjukkan bahwa Bornhuetter-Ferguson lebih memperhitungkan ekspektasi awal atau informasi eksternal dalam estimasi klaim yang belum dilaporkan.

UCAPAN TERIMA KASIH

DAFTAR PUSTAKA

Alai, D. H., Merz, M., & Wüthrich, M. V. (2009). Mean Square Error of Prediction in the Bornhuetter–Ferguson Claims Reserving Method. *Annals of Actuarial Science*, *4*(1), 7–31. https://doi.org/10.1017/S1748499500000580

Abiyyu, I. (2015). *Proyeksi Cadangan Klaim dengan Metode Munich Chain-Ladder*. Skripsi diterbitkan. Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Institut Pertanian Bogor, Bogor.

Adijuwono, E. (2016). *Estimasi Cadangan Klaim Pada Asuransi Kendaraan Bermotor Menggunakan Model Muncih Chain-Ladder (Studi Kasus: PT. RST)*. Tesis tidak diterbitkan. Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Indonesia, Jakarta.

Azizah. (2021). Pemodelan Klaim Asuransi Menggunakan Pendekatan Bayesian dan Markov Chain Monte Carlo. *Jurnal Kajian Matematika dan Aplikasinnya (JKMA)*, 2(2). 7-13.

D'Agostino, R. B., & Stephens, M. A. (1986). *Goodness-of-Fit-Techniques* (Vol. 68). Marcel Dekker, INC.

F. Seru, Azizah, and A. D. Saputro. (2021). Model Stokastik dengan Pendekatan Generalized Linear Model Untuk Mengestimasi Cadangan Klaim Incurred but Not Reported. *Barekeng*, 15(4), 607-6014.

Hibatullah, M. I. (2016). Prediksi Cadangan Klaim Asuransi dengan Metode Bornhuetter-Ferguson.

Hikmah, Y., & Hikmah, I. R. (2022). Perhitungan Cadangan Klaim dengan Metode Chain Ladder Menggunakan Excel dan Rstudio. *MAP (Mathematics and Applications) Journal*, *4*(2), 122–131. https://doi.org/10.15548/map.v4i2.4837

Hossack, I., Pollar, J., & Zenwirth, B. (1999). Introductory Statistics with Applications in General Insurance. University of Cambridge Press.

J. Vaughan, E., & Vaughan, T. (2008). *Fundamentals of Risk and Insurance* (10th ed.). Wiley.

Krishnamoorthy, K. (2006). *Handbook of Statistical Distributions with Applications*. Chapman & Hall/CRC.

Mack T. (1993). Distribution-free calculation of the standard error of chain-ladder reserve estimates. *Astin Bulletin*. 23(2), 213-225.

Mack, T. (2006). *Parameter Estimation for Bornhuetter/Ferguson*.

Mack, T. (2008). The Prediction Error Of Bornhuetter/Ferguson. *Astin Bulletin*, 87–103. https://doi.org/10.2143/AST.38.1.2030404

Majid, A. B., Puspita, E., & Agustina, F. (2018). Penggunaan Metode Bornhuetter-Ferguson pada Peramalan Besar Cadangan Claims Asuransi. *6*, 54–61.

Olofsson, M. (2006). Stochastic loss reserving testing the new guidelines from the Australian prudential regulation authority (APRA) on Swedish portfolio data using a bootstrap simulation and distribution-free method by Thomas Mack. Tesis diterbitkan. Stockholm University, Stockholm

Pratama, L. B. (2020). Perhitungan Cadangan Klaim dengan Menggunakan Metode Chain-Ladder dan Munich chain-ladder. Skripsi diterbitkan. Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Islam Indonesia, Yogyakarta.

Quarg, G., & Mack, T. (2004). Munich Chain Ladder: A Reserving Method that Reduces the Gap between IBNR Projections Based on Paid Losses and IBNR Projections Based on Incured Losses. *Blätter DGVFM*, 26, 597–630.

Riaman, R., Subartini, B., & Parmikanti, K. (2023). Penggunaan Metode Bornhuetter-Ferguson untuk Estimasi Cadangan Klaim. *Jurnal Lebesgue : Jurnal Ilmiah Pendidikan Matematika, Matematika dan Statistika*, *4*(2), 1328–1343. https://doi.org/10.46306/lb.v4i2.366

Riyadi, A. (2022). Analisis Estimasi Cadangan Klaim IBNR Pada Asuransi Kredit Menggunakan Metode Munich Chain Ladder dan Bornhuetter-Ferguson Pada PT. XYZ. Tesis tidak diterbitkan. Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Univesitas Indonesia, Jakarta.

Saputra, I. G. C. D., Nurrohmah, S., & Sari, S. F. (2021). Claim reserving prediction with Bornhuetter-Ferguson method. *IOP Publicing*, *2*. https://doi.org/10.1088/1742-6596/1725/1/012102

Schmidt, Z. (2008). The Bornhuetter-Ferguson Principle. *Variance, 2*(1), 0085–0110.

Tsai, C. C.-L., & Kim, S. (2022). Model mortality rates using property and casualty insurance reserving methods. *Insurance: Mathematics and Economics*, *106*, 326–340. https://doi.org/10.1016/j.insmatheco.2022.07.007