

**Modifikasi Faktor Konversi Format dan Faktor Normalisasi  
Reliabilitas dalam Standar ASTM D 5457 untuk Penyempurnaan  
Standar SNI 7973:2013**  
*(Modification of Format Conversion Factor and Reliability  
Normalization Factor in the ASTM D 5457 Standard Applicable for SNI  
7973:2013 Standard)*

Leonard D Liliefna<sup>1,2</sup>, Naresworo Nugroho<sup>2\*</sup>, Lina Karlinasari<sup>2</sup>, Sucahyo Sadiyo<sup>2</sup>.

<sup>1</sup>Program Studi Kehutanan, Fakultas Pertanian, Universitas Pattimura, Ambon

<sup>2</sup>Departemen Hasil Hutan, Fakultas Kehutanan, Institut Pertanian Bogor, Bogor

\*Penulis korespondensi: naresworo@yahoo.com

**Abstract**

The Indonesian SNI 7973:2013 standard for wood design specification was an adopted standard from the USA national design specification (NDS) 2012. However, due to the climate differences between USA and Indonesia, the SNI 7973:2013 standard should be further modified in order to meet the climate condition in Indonesia. Format conversion factor ( $K_F$ ) and reliability normalization factor ( $K_R$ ) specified in the ASTM D 5457 standard contained the snow load for the duration of load factor. Therefore, the objectives of this study were (1) to replace snow load with occupancy live load to revise  $K_F$ , (2) to use the revised  $K_F$  and safety factors for softwood and hardwood to perform the reliability analysis on calculated resistance factors ( $\phi_c$ ), (3) calculate the new  $K_R$  values using the revised  $\phi_c$ . The result of FORM reliability analysis showed that there were, on the average, 15 and 26% increases of the calculated  $K_R$  values, respectively, for softwood and hardwood, over the calculated  $K_R$  values according to the ASTM D 5457 standard for each given coefficient of variation of material resistance distribution.

**Keyword:** format conversion, reliability, reliability normalization, resistance

**Abstrak**

Standar SNI 7973:2013 adalah sebuah adopsi dari spesifikasi desain NDS 2012 milik negara Amerika Serikat yang berbeda iklim dengan Indonesia sehingga perlu penyesuaian. Faktor konversi format ( $K_F$ ) dan faktor normalisasi reliabilitas ( $K_R$ ) dalam standar ASTM D 5457 menggunakan beban salju untuk faktor durasi pembebanan. Oleh sebab itu, tujuan penelitian ini adalah (1) menggantikan beban salju dengan beban hidup hunian untuk merevisi nilai  $K_F$ , (2) menggunakan revisi nilai  $K_F$  dan faktor keamanan kayu daun jarum dan kayu daun lebar untuk melakukan analisis reliabilitas terhadap faktor tahanan terhitung ( $\phi_c$ ), (3) menggunakan revisi nilai  $\phi_c$  untuk menghitung nilai  $K_R$  penyesuaian. Hasil analisis reliabilitas metode FORM menunjukkan bahwa ada kenaikan nilai  $K_R$  untuk kayu daun jarum dan kayu daun lebar, berturut-turut, sebesar 15 dan 26% terhadap nilai  $K_R$  yang dihitung sesuai standar ASTM D 5457 untuk setiap nilai koefisien variasi sebaran tahanan bahan yang diberikan.

**Kata kunci:** konversi format, normalisasi reliabilitas, reliabilitas, tahanan

**Pendahuluan**

Standar SNI 7973:2013 (BSN 2013) bukan murni hasil kajian dalam negeri melainkan hasil adopsi spesifikasi desain

NDS (*National Design Specification*) 2012 milik Amerika Serikat yang berbeda iklim dengan Indonesia. Standar SNI 7973:2013 masih perlu

disempurnakan lagi agar sesuai dengan kondisi di Indonesia (Tjondro 2014).

Penyempurnaan di atas dapat dimulai dari persamaan tegangan ijin lentur untuk metode Desain Tegangan Ijin (DTI) yakni:

$$F_b = R_{0,05}/C_a \quad (1)$$

dengan:

$F_b$  = tegangan ijin,

$R_{0,05}$  = 5-persentil nilai karakteristik kekuatan lentur,

$C_a$  = faktor penyesuaian untuk lama pembebanan normal (10 tahun) dan keamanan.

Nilai  $C_a$  bergantung pada tipe beban dan jenis kayu (ASTM D 245). Untuk beban lentur bahan dari jenis kayu daun jarum,  $C_a = 2,1$  (ASTM D 245 dan ASTM D 5456), sedangkan  $C_a = 2,3$  (ASTM D 245) untuk bahan dari jenis kayu daun lebar. Kayu bangunan struktural di Indonesia pada dasarnya didominasi oleh jenis kayu daun lebar. Oleh sebab itu, nilai  $C_a = 2,3$  pada Persamaan (1) untuk kayu daun lebar seharusnya digunakan.

Modifikasi agar sesuai dengan kondisi di Indonesia telah dilakukan terhadap standar SNI 7973:2013, yang mana menurut Tjondro (2014), Tabel 4.2.1 dalam standar ini, yang menyajikan nilai desain acuan produk kayu gergajian struktural Indonesia dalam bentuk kelas tegangan berbasis modulus elastisitas, telah didasarkan pada data penelitian di Indonesia. Namun, dalam tabel tersebut tidak disertai keterangan besaran faktor keamanan,  $C_a$ , yang digunakan untuk memperoleh tegangan ijin seperti pada Persamaan (1).

Rumus desain untuk nilai tahanan menurut metode Desain Faktor Beban Ketahanan (DFBK) (ASCE 1996) dinyatakan dalam bentuk:

$$R_u \leq \lambda \phi R'_n \quad (2)$$

dengan:

$R_u$  = tahanan akibat beban terfaktor,

$\lambda$  = faktor efek waktu,

$\phi$  = faktor tahanan,

$R'_n$  = nilai desain tahanan nominal acuan terkoreksi terhadap layan basah, temperatur, ukuran, perlakuan pengawetan, dan lain-lain.

Penentuan nilai tahanan acuan metode DFBK dapat dilakukan melalui konversi format atau konversi berbasis reliabilitas seperti yang dapat dilihat dalam standar ASTM D 5457. Faktor konversi format ( $K_F$ ) diturunkan dari metode DTI menggunakan beban salju untuk faktor durasi pembebanan yakni  $C_D = 1,15$  sehingga hal ini tentunya tidak sesuai jika diadopsi di Indonesia. Selain itu,  $K_F$  juga dilibatkan dalam proses analisis faktor normalisasi reliabilitas ( $K_R$ ) sehingga faktor inipun mengandung beban salju.

Jelas bahwa nilai-nilai  $K_F$  dan  $K_R$  dalam standar ASTM D 5457 tidak dapat begitu saja diadopsi di Indonesia. Oleh sebab itu, tujuan penelitian ini adalah (1) Menggantikan beban salju dengan beban hidup hunian untuk merevisi nilai  $K_F$ , (2) Menggunakan revisi nilai  $K_F$  dan faktor keamanan kayu daun jarum dan kayu daun lebar untuk melakukan analisis reliabilitas terhadap faktor tahanan terhitung ( $\phi_c$ ), (3) Menggunakan revisi nilai  $\phi_c$  untuk menghitung nilai  $K_R$  penyesuaian.

## Bahan dan Metode

Data sebaran beban dan tahanan dibutuhkan untuk menghitung nilai  $\phi_c$ , yang kemudian digunakan untuk menghitung nilai  $K_R$ . Data statistis sebaran beban yang digunakan dalam penghitungan nilai  $K_R$  disajikan pada Tabel 1 dalam bentuk rasio nilai rata-rata

terhadap nominalnya (Ellingwood *et al.* 1980, Rosowsky *et al.* 2005, Gromala *et al.* 2017). Menurut Gromala *et al.* (2017), data statistik tahanan diturunkan secara analitis berdasarkan asumsi sebaran Weibull dua parameter (2p-Weibull). Alat-alat yang digunakan adalah perangkat lunak Microsoft Excel dan Matlab R2015a. Excel digunakan pada analisis tahap awal kemudian dilanjutkan secara lengkap dengan Matlab.

### Konversi format

Guna memanfaatkan data kekuatan bahan yang sedang dipakai oleh DTI dalam metode DFBK, maka nilai tegangan ijin,  $F_b$ , dapat dipakai untuk memperoleh nilai tahanan nominal acuan,  $R_n$ , melalui proses konversi format. Rumus desain umum kedua metode dapat ditulis sebagai berikut (Persamaan XI.1 ASTM D 5457-15):

Metode DFBK:

$$\sum \gamma_i Q_i \leq \lambda \phi C_p R_n \quad (3)$$

dan metode DTI:

$$\sum Q_i \leq C_D C_k F_b \quad (4)$$

dengan:

- $\gamma_i$  = faktor beban tipe beban ke-i,
- $Q_i$  = efek beban tipe beban ke-i,
- $\lambda$  = faktor efek waktu,
- $\phi$  = faktor tahanan,
- $C_D$  = faktor durasi pembebanan,
- $C_p$  = hasil kali semua faktor koreksi untuk DFBK,
- $C_k$  = hasil kali semua faktor koreksi untuk DTI,
- $R_n$  = nilai tahanan nominal acuan,

Tabel 1 Data statistik beban

Beban ( <i>Load</i> )	Rasio nilai rata-rata terhadap nominal, ( $\mu_Q/Q_n$ )	Koefisien variasi, CV	Tipe distribusi
Mati ( <i>Dead</i> )	1,05	0,10	Normal
Hidup ( <i>Live</i> )*	1,00	0,25	Gumbel

\* 50-year maximum total (sustained + extraordinary occupancy live load)

$F_b$  = tegangan ijin DTI.

Hasil bagi  $R_n$  dan  $F_b$  pada Persamaan (3) dan (4) mengikuti standar ASTM D 5457 adalah:

$$\frac{R_n}{F_b} = K_F = \left( \frac{\sum \gamma_i Q_i}{\sum Q_i} \right) \left( \frac{1}{\phi} \right) \left( \frac{C_D}{\lambda} \right) \left( \frac{C_k}{C_p} \right) \quad (5)$$

Standar ASTM D 5457 menggunakan kombinasi beban mati dan beban hidup untuk mencari nilai  $K_F$ , dan jika diambil rasio beban hidup nominal terhadap beban mati nominal  $\rho = L_n/D_n$ , Persamaan (5) menjadi:

$$K_F = \left( \frac{1,2 + 1,6\rho}{1 + \rho} \right) \left( \frac{1}{\phi} \right) \left( \frac{C_D}{\lambda} \right) \left( \frac{C_k}{C_p} \right) \quad (6)$$

Hasil bagi faktor koreksi  $C_k/C_p = 1$ , jika kondisi acuan terpenuhi. Sesuai dengan kombinasi pembebanan,  $C_D = 1,15$ ,  $\lambda = 0,8$ , dan untuk  $\rho = 3$ , maka:

$$K_F = 2,16/\phi \quad (7)$$

(Persamaan X1.10 ASTM D 5457-15).

Dalam standar ASTM D 5457-15, nilai  $\phi$  ditabulasikan dalam Tabel 2 *Specified LRFD Resistance Factors*,  $\phi_s$ , sedangkan nilai  $K_F$  ditabulasikan dalam Tabel 4 *Format Conversion Factor*,  $K_F$ .  $K_F$  digunakan untuk mengkonversi tabulasi tegangan ijin DTI untuk digunakan pada metode DFBK.

Nilai  $K_F$  pada Persamaan (7) yang diturunkan dari penggunaan durasi beban salju untuk DTI ( $C_D = 1,15$ ) tidak sesuai dengan kondisi di Indonesia karena Indonesia tidak bersalju. Hal ini jelas terlihat pada Tabel 2.3.2.-Faktor Durasi Beban ( $C_D$ ), SNI 7973:2013, di mana beban salju tidak disertakan.

Namun demikian, Tabel 4.3.1-kayu gergajian struktural dan Tabel 8.3.1-kayu komposit struktural, SNI 7973:2013, menggunakan nilai  $K_F$  pada Persamaan (7).  $K_F = 2,54$  untuk beban lentur dengan nilai  $\phi_s = 0,85$ .

Jika durasi beban salju digantikan dengan durasi beban hidup hunian,  $C_D = 1,0$ , (Tabel 2.3.2 Faktor Durasi Beban yang Sering Digunakan,  $C_D$ , SNI 7973:2013), Persamaan (7) menjadi:

$$K_F = 1,875/\phi \quad (8)$$

$K_F = 2,21$  untuk beban lentur dengan nilai  $\phi_s = 0,85$ . Perbedaan ini diperlihatkan pada Gambar X1.1 dalam standar ASTM D 5457-15 (ASTM 2015). Selain itu, merujuk ke standar ASTM D 245, faktor durasi pembebanan dan keamanan  $C_a = 2,3$ , jika bahan dari jenis kayu daun lebar.

### Konversi berbasis reliabilitas

Menurut standar ASTM D 5457, metode DFBK adalah metode desain struktur yang menggunakan konsep dari teori reliabilitas dan menggabungkannya ke dalam sebuah prosedur desain yang dapat digunakan oleh masyarakat pelaku desain struktur.

### Tahanan nominal acuan, $R_n$

Penentuan tahanan nominal acuan (*reference resistance*),  $R_n$ , terkait material konstruksi untuk DFBK dimuat dalam standar ASTM D 5457 dengan beberapa parameter yang dibutuhkan yakni: distribusi persentil, koefisien variasi, faktor kepercayaan data, dan  $K_R$  sebagai berikut:

$$R_n = R_p \times \Omega \times K_R \quad (9)$$

dengan:

$R_p$  = taksiran sebaran persentil,

$\Omega$  = faktor kepercayaan data,

$K_R$  = faktor normalisasi reliabilitas.

Sebaran persentil, koefisien variasi, dan

faktor kepercayaan data merupakan data terkait bahan yang dianalisis secara statis, sedangkan  $K_R$  merupakan data hasil analisis reliabilitas menggunakan data statis bahan.

### Faktor normalisasi reliabilitas, $K_R$

$K_R$  digunakan untuk menyesuaikan nilai estimasi sebaran  $R_p$ , misalnya  $R_{0.05}$ , untuk mendapatkan target indeks reliabilitas,  $\beta$ , yang diinginkan.  $K_R$  adalah rasio faktor tahanan yang dihitung,  $\phi_c$ , terhadap faktor tahanan yang dispesifikasikan,  $\phi_s$ .  $K_R$  adalah fungsi dari koefisien variasi distribusi 2p-Weibull ( $CV_w$ ) dan dibangun untuk indeks reliabilitas target,  $\beta_T$ .

Hubungan antara  $K_R$ ,  $\phi_s$ , dan  $\phi_c$  untuk kondisi acuan dapat dirumuskan dengan mempertimbangkan persamaan desain DFBK yang diberlakukan pada tahanan konversi format (Persamaan XI.2 ASTM D 5457-15), dengan catatan bahwa kondisi acuan terpenuhi, sebagai berikut:

$$\sum \gamma_i Q_i \leq \lambda \phi_s R_n \quad (10)$$

dengan  $\phi_s$  adalah faktor tahanan yang dispesifikasikan dalam standar. Untuk hubungan yang sama dengan Persamaan (10), di mana target reliabilitas,  $\beta_T$ , terpenuhi dengan nilai faktor tahanan yang dihitung adalah  $\phi_c$ , maka Persamaan (10) dapat disusun kembali menjadi:

$$\sum \gamma_i Q_i \leq \lambda \phi_c R_n \quad (11)$$

(Persamaan XI.3 ASTM D 5457-15). Rasio antara suku kanan Persamaan (10) dan (11) adalah:

$$K_R = \phi_c / \phi_s \quad (12)$$

(Persamaan XI.5 ASTM D 5457-15), sehingga untuk memperoleh target level reliabilitas,  $\beta_T$ , yang sama dengan Persamaan (11), Persamaan (10) menjadi:

$$\sum \gamma_i Q_i \leq \lambda K_R \phi_s R_n \quad (13)$$

$K_R$  dalam Persamaan (13) disebut faktor normalisasi reliabilitas (ASTM D 5457).

## Prosedur penghitungan nilai $K_R$

Sesuai panduan dalam standar ASTM D 5457, nilai  $K_R$  diperoleh melalui metode reliabilitas *first-order, second-moment, Level 2* dengan menggunakan algoritme Rackwitz-Fiessler (Thoft-Christensen dan Baker 1982). Menurut standar ASTM D 5457-15 (ASTM 2015), langkah-langkah dalam penghitungan nilai  $K_R$  adalah sebagai berikut: (1) Tetapkan target indeks reliabilitas,  $\beta$ , (2) Lakukan analisis reliabilitas terhadap faktor tahanan,  $\phi$ , untuk sebuah kisaran nilai  $CV_w$ , (3) Gambarkan (*plot*) kurva hasil perhitungan  $\phi_c$  terhadap  $CV_w$ , dan diperiksa konsistensinya, (4) Tabulasikan nilai  $\phi_c$  sebagai fungsi dari  $CV_w$ .

Data sebaran beban untuk penghitungan nilai faktor normalisasi reliabilitas,  $K_R$ , diambil dari Tabel 1, sedangkan sebaran tahanan diturunkan secara analitis (Gromala *et al.* 2017). Sesuai sebaran 2p-Weibull, secara analitis (Gromala *et al.* 2017), rasio antara nilai tahanan rata-rata,  $R_m$ , dan tahanan nominal acuan,  $R_n$ , dapat dinyatakan sebagai:

$$\frac{R_m}{R_n} = \frac{\Gamma(1+\frac{1}{\alpha})}{[-\ln(0.95)]^{1/\alpha}} \times \frac{2,1\phi}{2,16} \quad (14)$$

Menurut standar ASTM D 5457, faktor parameter bentuk (*shape*),  $\alpha$ , dan koefisien variasi,  $CV_w$  dapat didekati dengan persamaan:

$$CV_w = \alpha^{-k} \quad (15)$$

dengan  $k = 0,92$ . Jika  $\alpha$  dinyatakan sebagai fungsi dari  $CV_w$  maka:

$$\alpha = (1/CV_w)^{1/k} \quad (16)$$

Nilai  $CV_w$  diketahui sehingga Persamaan (14) dapat digunakan untuk mewakili sebaran tahanan independen terhadap bahan.

Nilai  $K_R$  untuk kisaran nilai  $CV_w$  10-30% dalam standar ASTM D 5457 dianalisis dengan menggunakan Persamaan (14) dan (16) dengan memanfaatkan sebaran

beban pada Tabel 1 (Gromala *et al.* 2017).

Persamaan (14) merupakan hasil substitusi dari Persamaan (7) yang masih mengandung durasi beban salju ( $C_D = 1,15$ ), oleh sebab itu, jika durasi beban salju digantikan dengan durasi beban hidup hunian,  $C_D = 1,0$ , nilai  $K_F$  diberikan oleh Persamaan (8). Dengan demikian, analisis reliabilitas harus dilakukan untuk menghitung nilai  $K_R$  dengan memodifikasi Persamaan (14) menggunakan Persamaan (8) pada faktor konversi format  $K_F$ , dan menggunakan nilai  $C_a = 2,3$  untuk kayu daun lebar yang mendominasi jenis kayu bangunan struktural di Indoensia.

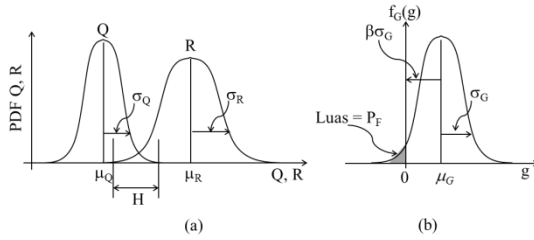
## Metode reliabilitas orde pertama (FORM)

Metode analisis reliabilitas struktur berikut diambil dari beberapa sumber yakni Elingwood *et al.* (1980), Ang dan Tang (1990), Rosowsky (1999), Nowak dan Collins (2000), Haldar dan Mahadevan (2000), Haldar (2004), Choi *et al.* (2007), Cremona (2011), dan Melchers dan Beck (2018).

Metode yang digunakan oleh standar ASTM D 5457 untuk analisis faktor tahanan tergolong dalam metode FORM (*first-order reliability method*). Metode desain DFBK memperhitungkan faktor kemungkinan kegagalan suatu komponen struktur dalam memikul beban yang diberikan. Ukuran beban dan kekuatan bahan merupakan variabel acak dengan bentuk distribusi tertentu. Komponen struktur akan mengalami kegagalan (*failure*), jika secara acak beban yang terjadi (*demand*),  $Q$ , melebihi kapasitas bahan (*supply*),  $R$ . Peluang kegagalan (*probability of failure*) dapat dirumuskan sebagai:

$$P_F = P_r[R < Q] \quad (17)$$

Fungsi padat peluang (*probability density function* (PDF)) sebaran R dan Q diperlihatkan pada gambar berikut.



Gambar 1 (a) PDF variabel tahanan, R dan beban, Q. (b) PDF variabel batas keamanan, G.

Pada Gambar 1(a), peluang kegagalan sebanding dengan luas daerah yang bertindihan antara R dan Q, yang mana lebar daerah tersebut, H, bergantung pada posisi relatif antara keduanya. Jika diambil  $G = R - Q$  sebagai bentuk fungsi batas keamanan (*safety margin*), maka ada tiga kemungkinan yang dapat terjadi, yakni: (1) Terjadi kegagalan, jika  $G < 0$ , (2) Tidak terjadi kegagalan, jika  $G > 0$ , dan (3) Terjadi keadaan batas (*limit state*), jika  $G = 0$ . Karena R dan Q adalah variabel acak maka G juga adalah sebuah variabel acak dengan PDF:  $f_G(g)$ . Karena terjadi kegagalan jika  $G < 0$ , maka peluang kegagalan adalah sebesar luas daerah yang diarsir pada Gambar 1(b), yakni:

$$P_F = \int_{-\infty}^0 f_G(g) dg = F_G(0) \quad (18)$$

Jika Q adalah variabel acak Normal,  $N(\mu_Q, \sigma_Q)$ , demikian juga R,  $N(\mu_R, \sigma_R)$ , distribusi peluang G adalah juga Normal,  $N(\mu_G, \sigma_G)$ , dengan  $\mu_G = \mu_R - \mu_Q$ , dan  $\sigma_G^2 = \sigma_R^2 + \sigma_Q^2$ , yakni jika R dan Q bersifat independen. Jika dibuat transformasi ke bentuk variabel acak Normal standar  $Z_G = (G - \mu_G)/\sigma_G$ , jadi sebaran  $Z_G$  adalah  $N(0,1)$ , Persamaan (18) dapat dinyatakan sebagai:

$$P_F = F_G(0) = \Phi(Z_G) = \Phi\left(\frac{0 - \mu_G}{\sigma_G}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{\mu_G}{\sigma_G}\right) \quad (19)$$

dengan  $\Phi(\cdot)$  adalah fungsi distribusi kumulatif (CDF) variabel Normal standar.

Fungsi dari rasio  $\mu_G/\sigma_G$  adalah ukuran reliabilitas yakni batas keamanan dinyatakan dalam satuan dari  $\sigma_G$  dan disebut indeks reliabilitas atau indeks keamanan ( $\beta$ ), seperti yang digambarkan pada Gambar 1b, yakni  $\mu_G = \beta\sigma_G$ . Jadi  $\beta$  dapat dirumuskan sebagai:

$$\beta = \frac{\mu_G}{\sigma_G} = \frac{\mu_R - \mu_Q}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_Q^2}} \quad (20)$$

Peluang kegagalan pada Persamaan (19) dapat dirumuskan kembali sebagai:

$$P_F = 1 - \Phi(\beta) \quad (21)$$

Fungsi batas keamanan (*limit state function*) atau fungsi kinerja (*performance function*), G, dapat terdiri atas lebih dari dua variabel dalam bentuk:

$$g(\mathbf{X}) = g(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (22)$$

dengan  $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$  adalah vektor variabel-variabel desain daripada sistem dan fungsi  $g(\mathbf{X})$  menentukan kinerja sistem (Ang dan Tang 1990). Sama seperti sebelumnya, terjadi keadaan batas jika  $g(\mathbf{X}) = 0$ . Untuk penyederhaan maka semua variabel  $X_i$  diasumsikan tidak berkorelasi satu sama lain serta berdistribusi Normal,  $N(\mu_{X_i}, \sigma_{X_i})$ .

Untuk fungsi keadaan batas yang linier dalam bentuk:

$$g(X_1, X_2, \dots, X_n) = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i \quad (23)$$

dengan  $a_i$  adalah konstanta dan  $X_i$  adalah variabel-variabel acak tidak berkorelasi, maka fungsi keadaan batas dalam bentuk variabel tereduksi adalah:

$$g(Z_1, Z_2, \dots, Z_n) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i (\sigma_{X_i} Z_i + \mu_{X_i}) = 0 \quad (24)$$

untuk  $i = 0, 1, 2, \dots, n$ . Dengan menarik nilai harapan untuk nilai tengah dan ragam pada Persamaan (23), yakni:

$$\mu_g = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \mu_{X_i}, \text{ dan}$$

$$\sigma_g = \sqrt{\sum_{i=1}^n (a_i \sigma_{X_i})^2},$$

maka indeks reliabilitas yang merupakan jarak terpendek dari titik pusat ke permukaan bidang kegagalan (*failure surface*) dalam ruang variabel-variabel tereduksi adalah (Ang dan Tang 1990):

$$\beta = \frac{\mu_g}{\sigma_g} = \frac{a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \mu_{X_i}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (a_i \sigma_{X_i})^2}} \quad (24)$$

Asumsi distribusi Normal dilanggar jika sebaliknya ada variabel yang tidak berdistribusi Normal. Dalam desain struktur, variabel beban mati dapat didekati dengan bentuk distribusi Normal, sedangkan beban hidup seperti hunian, angin, dan gempa didekati dengan bentuk distribusi Log-Normal atau distribusi *Extreme-Type I* maksimum (Gumbel), sedangkan kekuatan bahan didekati dengan bentuk distribusi Normal, Log-Normal atau *Extreme-Type III* minimum (Weibull).

Dalam prosedur Rackwitz-Fiessler yang dirujuk oleh standar ASTM D 5457, sebuah variabel yang tidak berdistribusi Normal dicarikan distribusi Normal yang ekuivalen dengannya. Hal ini dilakukan dengan pendekatan bahwa CDF dan PDF dari distribusi Normal ekuivalen adalah sama dengan CDF dan PDF dari distribusi aslinya pada titik yang bersesuaian,  $x_i^*$ , di daerah permukaan bidang kegagalan (Ang dan Tang 1990, Nowak dan Collins 2000, Melchers dan Beck 2018). Hal ini disebut pendekatan *Normal-tail* (Choi *et al.* 2007, Melchers dan Beck 2018).

Transformasi Normal standar dari  $x_i^*$

adalah:

$$z_i^* = \frac{x_i^* - \mu_{X_i^N}}{\sigma_{X_i^N}} \quad (25)$$

maka CDF pada titik  $x_i^*$  dapat dirumuskan sebagai:

$$F_{X_i}(x_i^*) = \Phi(z_i^*) = \Phi\left(\frac{x_i^* - \mu_{X_i^N}}{\sigma_{X_i^N}}\right) \quad (26)$$

sehingga  $z_i^*$  dapat ditulis kembali sebagai:

$$z_i^* = \frac{x_i^* - \mu_{X_i^N}}{\sigma_{X_i^N}} = \Phi^{-1}[F_{X_i}(x_i^*)] \quad (27)$$

dengan:

$\mu_{X_i^N}$  = nilai tengah distribusi Normal ekuivalen dari  $X_i$ ,

$\sigma_{X_i^N}$  = standar deviasi distribusi Normal ekuivalen dari  $X_i$ ,

$F_{X_i}(x_i^*)$  = CDF asli dari  $X_i$ , yang dievaluasi di titik  $x_i^*$ ,

$\Phi(-)$  = CDF distribusi Normal standar (Ang dan Tang 1990, Melchers dan Beck 2018).

Dari Persamaan (26) diperoleh:

$$\mu_{X_i^N} = x_i^* - \sigma_{X_i^N} [\Phi^{-1}\{F_{X_i}(x_i^*)\}] \quad (28)$$

dan dengan menarik harga diferensial pada Persamaan (26) terhadap  $x_i^*$ , diperoleh:

$$f_{X_i}(x_i^*) = \phi\left(\frac{x_i^* - \mu_{X_i^N}}{\sigma_{X_i^N}}\right) \left(\frac{1}{\sigma_{X_i^N}}\right) \quad (29)$$

dengan  $\phi(-)$  = PDF dari distribusi Normal standar,  $f_z(z_i)$ , dan  $f_{X_i}(x_i^*)$  adalah PDF asli dari  $X_i$ , yang dievaluasi di titik  $x_i^*$ , dan dengan menggabungkan persamaan (27) dan (29) maka:

$$\sigma_{X_i^N} = \frac{\phi[\Phi^{-1}\{F_{X_i}(x_i^*)\}]}{f_{X_i}(x_i^*)} \quad (30)$$

dengan:

$$\phi(z_i^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}(z_i^*)^2\right] = f_z(z_i^*) \quad (31)$$

Untuk fungsi kinerja berbentuk linier, maka arah kosinus  $\alpha_i$  diberikan oleh (Ang dan Tang 1990, Cremona 2011):

$$\alpha_i = \frac{a_i \sigma_{X_i^N}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (a_i \sigma_{X_i^N})^2}} \quad (32)$$

dan menurut Persamaan (24), indeks reliabilitas menjadi:

$$\beta = \frac{\mu_g}{\sigma_g} = \frac{a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \mu_{X_i^N}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (a_i \sigma_{X_i^N})^2}} \quad (33)$$

Dengan *superscript N* dimaksudkan untuk menyatakan variabel distribusi Normal ekuivalen. Titik kegagalan (*failure point*),  $x_i^*$ , diberikan oleh:

$$x_i^* = \sigma_{X_i^N} Z_i^* + \mu_{X_i^N} = -\alpha_i \beta \sigma_{X_i^N} + \mu_{X_i^N} \quad (34)$$

### Teknik analisis indeks reliabilitas

Teknik analisis reliabilitas untuk menghitung indeks reliabilitas  $\beta$  dan faktor tahanan  $\phi_c$  dapat ditemui dalam Elingwood *et al.* (1980), Ang dan Tang (1990), Rosowsky (1999), Nowak dan Collins (2000), Haldar dan Mahadevan (2000), dan Haldar (2004).

Nilai desain acuan dinyatakan dalam besaran nominalnya, sehingga, secara umum, persamaan desain untuk DFBK adalah dalam bentuk (Ang dan Tang 1990, Nowak dan Collins 2000, ASTM D 5457-15 (ASTM 2015):

$$\text{Tahanan nominal terfaktor} \geq$$

$$\text{Total beban nominal terfaktor}$$

Jika dijabarkan dalam bentuk persamaan, menjadi:

$$\lambda \phi R_n \geq \sum_{i=1}^m \gamma_i Q_{n,i} \quad (35)$$

dengan  $Q_{n,i}$  = nilai desain beban nominal untuk tipe beban ke-i.

Pada kasus komponen struktur lentur sederhana, menurut Gromala *et al.* (1990), kombinasi beban hidup dan beban mati digunakan, sehingga Persamaan (35) dapat dirumuskan kembali menjadi:

$$\lambda \phi R_n \geq \gamma_D D_n + \gamma_L L_n \quad (36)$$

dengan  $D_n$  = ukuran beban mati nominal,

$L_n$  = ukuran beban hidup nominal,  $\gamma_D = 1,2$ , dan  $\gamma_L = 1,6$  (Persamaan XI.1 ASTM D 5457-15).

Berdasarkan rumusan desain pada Persamaan (36) maka fungsi kinerja dapat dirumuskan sebagai:

$$G = R - D - L \quad (37)$$

Pada kasus komponen lentur sederhana, jika fungsi kinerja pada Persamaan (37) dan rumus desain Persamaan (36) dinyatakan dalam bentuk momen dan digabungkan, fungsi kinerja,  $G$ , dapat dirumuskan kembali dalam bentuk:

$$G = \psi \left( \frac{R}{R_n} \right) - \left( \frac{1}{\gamma_D + \gamma_L \rho} \right) \left( \frac{D}{D_n} + \rho \frac{L}{L_n} \right) \quad (38)$$

dengan:  $\psi = 1/\lambda\phi$  dan  $\rho = L_n/D_n$ . Bentuk Persamaan (38) adalah sama dengan bentuk umum Persamaan (23) dengan konstanta  $a_0 = 0$  dan variabel  $X$  dinyatakan dalam bentuk rasio terhadap besaran nominalnya dan rumusan ini disebut “formulasi normalisasi variabel acak” (Rosowsky 2001).

Telah dibahas di depan bahwa nilai tengah dari  $R/R_n$  diberikan oleh Persamaan (14), dan mengikuti Gromala *et al.* (2017) di mana variabel tahanan dan beban dinormalisasikan ke beban mati nominal,  $D_n$ , maka Persamaan (38) menjadi:

$$G = \psi \left( \frac{R}{D_n} \right) - \left( \frac{R_n}{(\gamma_D + \gamma_L \rho) D_n} \right) \left( \frac{D}{D_n} + \frac{L}{D_n} \right) \quad (39)$$

dengan rasio  $R_n/D_n$  dijabarkan dari Persamaan (36) sebagai berikut:

$$\frac{R_n}{D_n} = \frac{\gamma_D + \gamma_L \rho}{\lambda \phi} \quad (40)$$

untuk  $\gamma_D = 1,2$ ,  $\gamma_L = 1,6$ ,  $\phi = 0,85$ , dan  $\rho = 3$ . Menurut Gromala *et al.* (2017), untuk Persamaan (40), faktor efek waktu,  $\lambda = 1,0$ . Selanjutnya, data hipotetis tahanan pada Persamaan (14) pada kisaran koefisien variasi distribusi 2p-Weibull,  $CV_w = 10-30\%$ , disubstitusikan ke dalam Persamaan (39) untuk



menghitung indeks reliabilitasnya.

Langkah-langkah yang ditempuh dalam menghitung indeks reliabilitas dapat dilihat pada Elingwood *et al.* (1980), Rosowsky (1999), Haldar dan Mahadevan (2000), dan Haldar (2004).

Analisis indeks reliabilitas dapat juga dilakukan melalui metode simulasi Monte Carlo (MC). Menurut Nowak dan Collins (2000), metode ini dapat digunakan untuk memeriksa hasil analisis metode lainnya. Data sebaran beban pada Tabel 1 dan data hipotesis sebaran bahan pada Persamaan (14) yang didasarkan pada asumsi sebaran 2p-Weibull dapat dimasukkan dalam Persamaan (39) untuk menghitung nilai  $G$  pada tiap nilai  $CV_w$  di Persamaan (15). Jumlah peristiwa di mana nilai  $G < 0$  dibagi dengan jumlah putaran simulasi merupakan nilai peluang kegagalan,  $P_F$ , pada Persamaan (17) dan nilai  $\beta$  dapat dihitung menggunakan Persamaan (21).

### Teknik analisis faktor tahanan

Standar ASTM D 5457 menetapkan indeks reliabilitas target,  $\beta_T = 2,4$ . Dengan mengambil kisaran koefisien variasi distribusi 2p-Weibull yang sama seperti diatas ( $CV_w = 10-30\%$ ) dan faktor efek waktu,  $\lambda = 0,8$ , maka Persamaan (36) dapat dianalisis kembali untuk menghitung faktor tahanan,  $\phi_c$ , jika nilai  $CV_w$  berbeda tetapi  $\beta$  tetap yakni  $\beta_T = 2,4$ .

Untuk memastikan bahwa fungsi kinerja,  $G = 0$  (Haldar dan Mahadevan 2000), maka pada setiap tahap iterasi,  $\psi$  pada Persamaan (39) dapat dicari dengan menyelesaikan persamaan:

$$G = \sum_{i=1}^n a_i (\mu_{X_i^N} - \alpha_i \beta_T \sigma_{X_i^N}) = 0 \quad (41)$$

atau

$$G = \psi(\mu_R^N - \alpha_R \beta_T \sigma_R^N) - c(\mu_D - \alpha_D \beta_T \sigma_D) -$$

$$c(\mu_L^N - \alpha_L \beta_T \sigma_L^N) = 0 \quad (42)$$

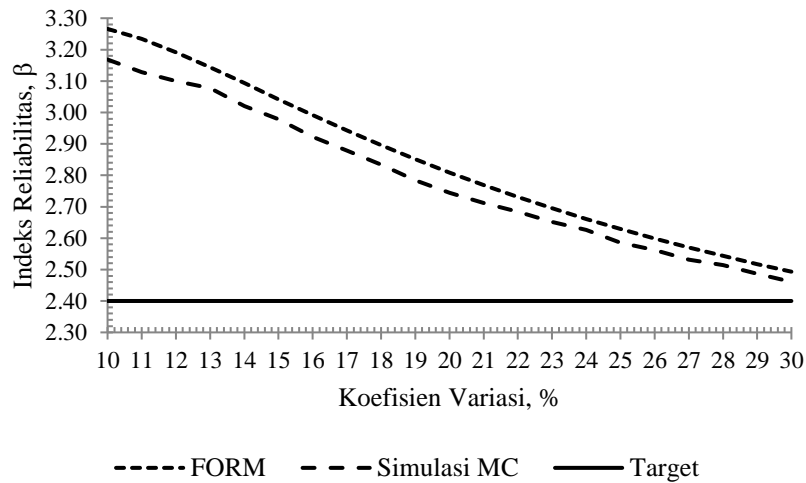
Nilai arah kosinus  $\alpha_i$  diberikan oleh Persamaan (32).

Nilai awal  $\psi$  pada tahap iterasi awal dapat dimulai dengan nilai  $\psi = 1/\lambda\phi_s$  untuk menghitung  $\alpha_i$ , kemudian hasilnya dimasukkan kembali ke Persamaan (42) untuk menghitung  $\psi$ . Sesudah itu,  $\psi$  hasil hitungan ini dijadikan nilai awal lagi untuk menghitung  $\alpha_i$  dan proses iterasi dimulai kembali hingga  $\alpha_i$  dan  $\psi$  memusat sesuai level toleransi yang diberikan ( $\epsilon = 10^{-6}$ ). Untuk cara ini, pada setiap tahap iterasi,  $\beta$  dihitung kembali sebagai  $\beta_c$  untuk memastikan bahwa  $\beta_c = \beta_T$  pada waktu proses iterasi dihentikan.

Langkah-langkah yang ditempuh dalam menghitung faktor tahanan dapat dilihat pada sumber rujukan yang sama seperti pada indeks reliabilitas.

### Hasil dan Pembahasan

Indeks reliabilitas,  $\beta$ , yang dihitung menggunakan data tahanan hipotetis bahan pada Persamaan (14) dalam kisaran koefisien variasi distribusi 2p-Weibull,  $CV_w = 10-30\%$ , yang disubstitusikan ke dalam Persamaan (39) dengan data sebaran beban pada Tabel 1, disajikan pada Gambar 2. Metode FORM dan simulasi MC ( $10^6$  cycle) menunjukkan hasil yang sangat dekat (selisih rata-rata hanya 2%). Hal ini menjustifikasi hasil analisis metode FORM. Gambar 2 menunjukkan besarnya nilai  $\beta$  untuk Persamaan (36) dalam fungsi kinerja Persamaan (39) dengan nilai  $\phi = 0,85$  pada rentang nilai koefisien variasi distribusi 2p-Weibull,  $CV_w = 10-30\%$ . Nilai  $\beta$  menurun dengan naiknya tingkat variabilitas sifat kekuatan bahan.



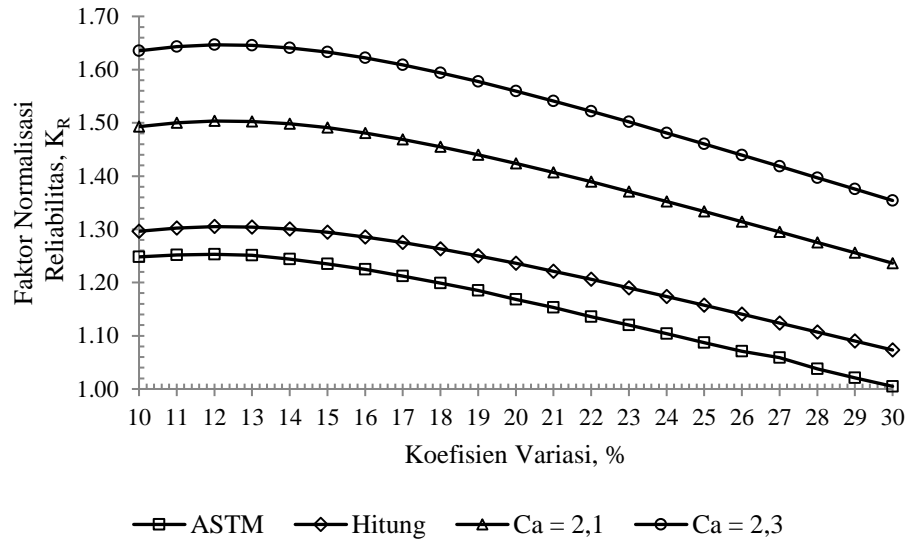
Gambar 2 Hubungan antara indeks reliabilitas hasil analisis metode FORM serta simulasi MC dan koefisien variasi ( $CV_w$ ).

Hasil analisis reliabilitas metode FORM terhadap nilai  $\phi_c$  untuk menghitung nilai  $K_R$  menggunakan Persamaan (12), dalam rentang nilai koefisien variasi distribusi 2p-Weibull,  $CV_w = 10-30\%$ , pada indeks reliabilitas target  $\beta_T = 2,4$ , sesuai standar ASTM D 5457, disajikan pada Gambar 3. Dapat dilihat pada Gambar 3 bahwa metode FORM, menggunakan perangkat lunak Matlab R2015a, menunjukkan hasil ( $K_R$ -Hitung) yang sedikit lebih tinggi, yakni sebesar 5,5%, dari nilai  $K_R$  dalam standar ASTM D 5457 ( $K_R$ -ASTM).

Hasil revisi nilai  $K_F$  dengan cara menggantikan beban salju ( $C_D = 1,15$ ) dengan beban hidup hunian ( $C_D = 1,0$ ) diperlihatkan pada Persamaan (8). Hasil analisis reliabilitas terhadap nilai  $\phi_c$ , menggunakan nilai  $K_F$  revisi tersebut serta faktor keamanan kayu daun jarum ( $C_a = 2,1$ ) dan kayu daun lebar ( $C_a = 2,3$ ), yang selanjutnya digunakan untuk menghitung nilai  $K_R$  kedua jenis kayu tersebut, disajikan pada Gambar 3.

Gambar ini memperlihatkan bahwa ada kenaikan nilai  $K_R$  untuk kayu daun jarum ( $C_a = 2,1$ ) dan kayu daun lebar ( $C_a = 2,3$ ), berturut-turut, sebesar 15% dan 26% dari nilai  $K_R$  menggunakan beban salju ( $K_R$ -Hitung).

Hasil revisi nilai  $K_F$  dan  $K_R$  (Gambar 3) sesuai dengan kondisi iklim di Indonesia menunjukkan bahwa nilai tahanan nominal acuan  $R_n$  pada Persamaan (9) meningkat dengan naiknya nilai  $K_R$  yang dengan sendirinya akan menaikkan nilai tahanan beban terfaktor  $R_u$ , pada rumus desain metode DFBK pada Persamaan (2). Jika beban salju tidak dikeluarkan dari nilai  $K_F$  dan  $K_R$  seperti yang diperlihatkan oleh kurva  $K_R$ -Hitung pada Gambar 3, desain dengan metode DFBK di Indonesia akan mengalami kerugian dari segi penggunaan bahan karena penetapan nilai desain berada cukup jauh dibawah kekuatan bahan. Dengan kata lain, terjadi pemborosan bahan karena struktur dirancang untuk memikul beban salju yang bukan pada tempatnya.



Gambar 3 Hubungan antara faktor normalisasi reliabilitas,  $K_R$ , dan koefisien variasi ( $CV_w$ ).

### Kesimpulan

Hasil analisis reliabilitas metode FORM menunjukkan bahwa penggantian beban salju dengan beban hidup hunian untuk merevisi nilai  $K_F$  dalam standar ASTM D 5457 menghasilkan kenaikan nilai  $K_R$  untuk kayu daun jarum dan kayu daun lebar, berturut-turut, sebesar 15 dan 26% dari nilai  $K_R$  yang dihitung sesuai standar tersebut. Jika beban salju tidak dikeluarkan dari nilai  $K_F$  dan  $K_R$  tersebut, desain struktur menurut standar SNI 7973:2013 akan mengalami pemborosan bahan baku karena tidak tepat dalam perancangan beban. Kerugian dari segi penggunaan bahan bangunan struktural terjadi karena penetapan nilai desain berada cukup jauh dibawah nilai kekuatan bahan.

### Daftar Pustaka

Ang AH-S, Tang WH. 1990. *Probability Concepts in Engineering Planning and Design Volume II Decision, Risk, and Reliability*. ©Ang-Tang.

[ANSI/AWC] American National Standard Institute/American Wood

Council. 2011. *ASD/LRFD National Design Specification (NDS) for Wood Construction*. 2012 Edition (US): AWC.

[ASCE] American Society of Civil Engineers. 1996. *Standard for Load and Resistance Factor Design (LRFD) for Engineered Wood Construction*. AF&PA/ASCE 16-95. American Society of Civil Engineers, New York (US): ASCE.

[ASTM] American Society for Testing and Materials. 2008. *Standard Practice for Establishing Structural Grades and Related Allowable Properties for Visually Graded Lumber*. ASTM D 245-06. West Conshohocken PA: ASTM International.

[ASTM] American Society for Testing and Materials. 2014. *Standard Specification for Evaluation of Structural Composite Lumber Products*. ASTM D 5456-14b. West Conshohocken PA: ASTM International. doi: 10.1520/D5456-14B.

- [ASTM] American Society for Testing and Materials. 2015. *Standard Specification for Computing Reference Resistance of Wood-Based Materials and Structural Connections for Load and Resistance Factor Design*. ASTM D 5457-15. West Conshohocken PA: ASTM International.
- [BSN] Badan Standarisasi Nasional. 2013. *Spesifikasi Desain untuk Konstruksi Kayu. Standar Nasional Indonesia SNI 7973:2013*. ICS 91.080.20. Jakarta: Badan Standarisasi Nasional.
- Choi S-K, Gandhi RV, Canfield RA. 2007. *Reliability-Based Structural Design*. London. Springer-Verlag.
- Cremona C. 2011. *Structural Performance, Probability-based Assessment*. London: ISTE Ltd.
- Ellingwood B, Galambos TV, MacGregor JG, Cornell CA. 1980. *Development of a probability based load criterion for American National Standard A58. Building Code Requirements for Minimum Design Loads in Buildings and other Structures*. Washington DC: National Bureau of Standards p 228.
- Gromala DS, Sharp DJ, Pollock DG, Goodman JR. 1990. *Load and Resistance Factor Design for Wood: the New U.S. Wood Design Specification*. Dalam International Timber Engineering Conference. October, 1990. Tokyo Japan. Tokyo (JP). pp:311-318.
- Gromala DS, Line P, Murphy JF, dan Dao T. 2017. Example Calculations to Derive Input Values for Reliability analysis of Wood Products. *Wood Design Focus*, 27(1):17-27.
- Haldar A. 2004. *Reliability-Based Structural Design*. In: Handbook of Structural Engineering. 2<sup>nd</sup> Ed. Chen W-F, Lui EM, editors. Boca Raton: CRC Press.
- Haldar A, Mahadevan S. 2000. *Probability, Reliability, and Statistical Methods in Engineering Design*. New York: J Wiley.
- Melchers RE, Beck AT. 2018. *Structural Reliability Analysis and Prediction*. 3<sup>rd</sup> Ed. Hoboken: J Wiley.
- Nowak AS, Collins KR. 2000. *Reliability of Structures*. Boston: McGraw-Hill.
- Rosowsky DV. 1999. *Structural Reliability*. In: Handbook of Structural Engineering. Chen W-F, Lui EM, editors. Boca Raton: CRC Press.
- Rosowsky DV. 2001. *Studies on Probability-Based Design for Residential Construction*. Washington DC: PATH.
- Rosowsky DV, Gromala DS. 2005. Reliability-Based Code Calibration for Wood Members Using Load and Resistance Factor Design. *J. Struct. Eng.* 131:338-344.
- Thoft-Christensen P, Baker MJ. 1982. *Structural Reliability Theory and Its Applications*. New York: Springer-Verlag.
- Tjondro JA. 2014. Perkembangan dan Prospek Rekayasa Struktur Kayu di Indonesia. Seminar dan Lokakarya Rekayasa Struktur. Program Magister Teknik Sipil, Universitas Kristen Petra – 4 Juli 2014.

Riwayat naskah

Naskah masuk (*received*): 29 Juli 2018

Diterima (*accepted*): 28 September 2018