

## II. TINJAUAN PUSTAKA

### 2.1 Distribusi Normal Umum

Menurut Herrhyanto & Gantini (2009), peubah acak  $X$  dikatakan berdistribusi normal umum, jika dan hanya jika fungsi densitasnya berbentuk:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2}; -\infty < x < \infty, -\infty < \mu < \infty, \sigma^2 > 0$$

Penulisan notasi dari peubah acak yang berdistribusi normal umum adalah  $N(x; \mu, \sigma^2)$ , artinya peubah acak  $X$  berdistribusi normal umum dengan rata-rata  $\mu$  dan varians  $\sigma^2$ .

Peubah acak  $X$  yang berdistribusi normal dengan rata-rata  $\mu$  dan varians  $\sigma^2$  bisa juga ditulis sebagai:

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

### 2.2 Distribusi Log Normal

Menurut Kundu & Manglick (2004), Misalkan  $X$  adalah sebuah peubah acak dengan distribusi normal, maka  $Y = \ln(X)$  memiliki distribusi log normal ( $X \sim LN(\mu, \sigma^2)$ ) dengan parameter  $\mu$  dan  $\sigma^2$ ;  $\sigma^2 > 0$ , jika dan hanya jika memiliki fungsi densitas dari  $X$  didefinisikan sebagai berikut:

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln x - \mu)^2}; \text{ untuk } x > 0$$

Fungsi densitas pada definisi di atas diperoleh dari distribusi normal dengan mentransformasikan peubah acaknya. Misalkan  $X$  dan  $Y$  adalah dua buah peubah acak dengan  $Y$  mengikuti distribusi normal. Jika  $Y = \ln(X)$ , maka distribusi peubah acak  $X$  diperoleh dengan mentransformasikan peubah acak  $Y = \ln(X)$ , yaitu:

$$f(x) = g(y) \left| \frac{dy}{dx} \right|$$

dengan  $g(y)$  adalah fungsi densitas dari distribusi normal, yaitu :

$$g(y) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{y-\mu}{2\sigma^2}\right)^2} \quad -\infty < y < \infty$$

dan  $\left| \frac{dy}{dx} \right| = \left| \frac{1}{x} \right| = \frac{1}{x}$

Maka, fungsi densitas dari peubah acak  $X$  adalah:

$$\begin{aligned} f(x) &= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(y-\mu)^2} \cdot \frac{1}{x} && ; \text{ dimana } y = \ln x \\ &= \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln x - \mu)^2} \end{aligned}$$

Jadi, peubah acak  $X$  berdistribusi log normal ( $X \sim LN(\mu, \sigma^2)$ ). Dengan nilai rata-rata dan ragam berturut-turut sebagai berikut:

$$\mu = E[X] = e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2} \tag{2.1}$$

dan

$$\sigma^2 = Var(x) = e^{2\mu + \sigma^2} (e^{\sigma^2} - 1) \tag{2.2}$$

Bukti untuk persamaan (2.1):

$$\begin{aligned}
 \mu = E[X] &= \int_0^{\infty} x \cdot f(x) dx \\
 &= \int_0^{\infty} x \cdot \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln x - \mu)^2} dx \\
 &= \int_0^{\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln x - \mu)^2} dx
 \end{aligned} \tag{2.3}$$

Misalkan:

$$z = \frac{\ln x - \mu}{\sigma} \longrightarrow \ln x = z\sigma + \mu$$

$$dz = \frac{1}{x\sigma} dx \qquad x = e^{z\sigma + \mu}$$

$$dx = x\sigma dz$$

Batas:

$$x = 0 \longrightarrow z = -\infty$$

$$x = \infty \longrightarrow z = \infty$$

Substitusikan pemisalan tersebut ke dalam persamaan (2.3) sehingga diperoleh:

$$\begin{aligned}
 \mu = E[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} x\sigma dz \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} x dz \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} e^{z\sigma + \mu} dz \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2 + z\sigma + \mu} dz \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2 + z\sigma + \mu + \frac{1}{2}\sigma^2 - \frac{1}{2}\sigma^2} dz
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2 + z\sigma - \frac{1}{2}\sigma^2 + \mu + \frac{1}{2}\sigma^2} dz \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2 + z\sigma - \frac{1}{2}\sigma^2} \cdot e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2} dz \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(z - \sigma)^2} \cdot e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2} dz \\
&= e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(z - \sigma)^2} dz \\
&= e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2}
\end{aligned}$$

■

Jadi, terbukti bahwa nilai rata-rata dari distribusi log normal  $(\mu, \sigma^2)$  adalah

$$\mu = E[X] = e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2}.$$

Bukti untuk persamaan (2.2):

$$\sigma^2 = \text{Var}(x) = E[X^2] - [E[X]]^2 \tag{2.4}$$

$$\begin{aligned}
E[X^2] &= \int_0^{\infty} x^2 \cdot f(x) dx \\
&= \int_0^{\infty} x^2 \cdot \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln x - \mu)^2} dx \\
&= \int_0^{\infty} \frac{x}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln x - \mu)^2} dx
\end{aligned}
\tag{2.5}$$

Misalkan:

$$z = \frac{\ln x - \mu}{\sigma} \longrightarrow \ln x = z\sigma + \mu$$

$$dz = \frac{1}{x\sigma} dx \qquad x = e^{z\sigma + \mu}$$

$$dx = x\sigma dz$$

Batas:

$$x = 0 \quad \longrightarrow \quad z = -\infty$$

$$x = \infty \quad \longrightarrow \quad z = \infty$$

Substitusikan pemisalan tersebut ke dalam persamaan (2.5) sehingga diperoleh:

$$\begin{aligned} E[X^2] &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{x}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} x\sigma dz \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} x \cdot x dz \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} e^{z\sigma + \mu} \cdot e^{z\sigma + \mu} dz \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} e^{2z\sigma + 2\mu} dz \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2 + 2z\sigma + 2\mu} dz \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2 + 2z\sigma + 2\mu + 2\sigma^2 - 2\sigma^2} dz \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2 + 2z\sigma - 2\sigma^2 + 2\mu + 2\sigma^2} dz \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2 + 2z\sigma - 2\sigma^2} \cdot e^{2\mu + 2\sigma^2} dz \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(z - 2\sigma^2)^2} \cdot e^{2\mu + 2\sigma^2} dz \\ &= e^{2\mu + 2\sigma^2} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(z - 2\sigma^2)^2} dz \\ &= e^{2\mu + 2\sigma^2} \end{aligned} \tag{2.6}$$

Substitusikan persamaan (2.1) dan (2.6) pada persamaan (2.4) sehingga diperoleh:

$$\begin{aligned}
 Var(x) &= E[X^2] - [E[X]]^2 \\
 &= e^{2\mu + 2\sigma^2} - \left[ e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2} \right]^2 \\
 &= e^{2\mu} \cdot e^{2\sigma^2} - e^{2\mu} \cdot e^{\sigma^2} \\
 &= e^{2\mu} \cdot e^{\sigma^2} \cdot e^{\sigma^2} - e^{2\mu} \cdot e^{\sigma^2} \\
 &= [e^{2\mu} \cdot e^{\sigma^2}] [e^{\sigma^2} - 1] \\
 &= [e^{2\mu + \sigma^2}] [e^{\sigma^2} - 1] \quad \blacksquare
 \end{aligned}$$

Jadi, terbukti bahwa nilai ragam dari distribusi log normal  $(\mu, \sigma^2)$  adalah  $\sigma^2 = Var(x) = [e^{2\mu + \sigma^2}] [e^{\sigma^2} - 1]$ .

### 2.3 Distribusi *Generalized Gamma* (GG)

Menurut Stacy (1962), suatu peubah acak  $X$  menyebar mengikuti distribusi GG  $(\alpha, \gamma, m_1)$  dan disebut sebagai peubah acak *generalized gamma* jika dan hanya jika  $X$  memiliki fungsi kepekatan peluang sebagai berikut:

$$f(x; \alpha, \gamma, m_1) = \frac{\alpha}{x\Gamma(m_1)} \left(\frac{x}{\gamma}\right)^{\alpha m_1} e^{-\left(\frac{x}{\gamma}\right)^\alpha} \quad ; x > 0, \alpha > 0, \gamma > 0, \text{ dan } m_1 > 0$$

### 2.4 Distribusi *Generalized Log-Logistic* (GLL)

Suatu peubah acak  $X$  berdistribusi *generalized log-logistic* dengan parameter  $(\alpha, \beta, m_1, m_2)$  atau dapat dinotasikan dengan  $X \sim \text{GLL}(\alpha, \beta, m_1, m_2)$ . Menurut

Warsono (2000), fungsi kepekatan peluang dari distribusi GLL dengan peubah acak  $X$  adalah sebagai berikut:

$$g(x) = \left( \frac{\alpha}{x B(m_1, m_2)} \right) [F(x)]^{m_1} [1 - F(x)]^{m_2} ; \alpha \geq 0 \text{ dan } \beta, m_1, m_2, x > 0$$

Dengan  $B(m_1, m_2) = \frac{\Gamma(m_1) \cdot \Gamma(m_2)}{\Gamma(m_1 + m_2)}$  adalah fungsi beta dan  $F(x) = \frac{1}{(1 + e^{-(\beta + \alpha \ln(x))})}$

adalah fungsi distribusi *log-logistic*.

Fungsi distribusi dari GLL  $(\alpha, \beta, m_1, m_2)$  adalah:

$$G(x) = \frac{1}{B(m_1, m_2)} \int_0^{F(x)} w^{m_1-1} (1-w)^{m_2-1} dw$$

Diperoleh dari dengan memisalkan:

$$w = F(x) = \frac{1}{(1 + e^{-(\beta + \alpha \ln(x))})}$$

$$dw = \left( \frac{\alpha}{x} \right) \frac{e^{-(\beta + \alpha \ln(x))}}{(1 + e^{-(\beta + \alpha \ln(x))})^2} dx$$

dengan:

$x$  = peubah acak yang didefinisikan sebagai waktu mati/rusak/gagal (*failure time*).

$\alpha$  = parameter lokasi (*threshold*) yang menunjukkan lokasi waktu, di mana pada saat lokasi waktu tersebut, belum ada obyek pengamatan yang mati/rusak/gagal.

$\beta$  = parameter skala yang menunjukkan besarnya karagaman data distribusi GLL  $(\alpha, \beta, m_1, m_2)$ .

$(m_1, m_2)$  = parameter bentuk yang menunjukkan laju kematian/kerusakan/kegagalan data distribusi GLL  $(\alpha, \beta, m_1, m_2)$ .

Untuk  $m_1 = m_2 = 1$ , GLL  $(\alpha, \beta, m_1, m_2)$  berubah menjadi distribusi *log-logistic*.

Untuk  $m_1 < m_2$ , fungsi kepekatan peluang GLL  $(\alpha, \beta, m_1, m_2)$  menjulur kearah positif.

Untuk  $m_1 > m_2$ , fungsi kepekatan peluang GLL  $(\alpha, \beta, m_1, m_2)$  menjulur kearah negatif.

## 2.5 Ekspansi Deret Maclaurin

Misalkan  $f$  adalah suatu fungsi dengan turunan ke  $(n + 1)$ ,  $f^{(n+1)}(x)$  ada untuk setiap  $x$  pada suatu selang buka  $I$  yang mengandung  $a$ , maka untuk setiap  $x$  di  $I$  berlaku:

$$f(x) = F(a) + f'(x) \cdot (x - a) + \frac{f''(a)}{2!} (x - a)^2 \quad (2.1)$$

Persamaan (2.1) di atas disebut sebagai ekspansi deret Taylor bagi fungsi  $f(x)$ .

Jika diambil  $a = 0$  maka bentuk deret pada persamaan (2.1) di atas menjadi:

$$f(x) = f(0) + f'(0) \cdot (x) + \frac{f''(0)}{2!} \cdot x^2 + \dots \quad (2.2)$$

Bentuk deret pada persamaan (2.2) disebut sebagai ekspansi deret Maclaurin bagi fungsi  $f(x)$ .

Dengan menggunakan persamaan (2.2) maka fungsi  $f(x) = e^{tx}$  dapat diuraikan menjadi bentuk deret sebagai berikut:

$$\begin{array}{lcl} f(x) = e^{tx} & \longrightarrow & f(0) = e^{t(0)} = 1 \\ f'(x) = t e^{tx} & \longrightarrow & f'(0) = t e^{t(0)} = t \end{array}$$



$$f''(x) = t^2 e^{tx} \longrightarrow f''(0) = t^2 e^{t(0)} = t^2$$

Sehingga diperoleh:

$$e^{tx} = 1 + tx + \frac{t^2}{2!}x^2 + \dots = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{t^n}{n!}x^n \quad (2.3)$$

(Purcell, Varberg, dan Rigdon, 2003)

## 2.6 Fungsi Pembangkit Momen

Fungsi pembangkit momen dari peubah acak  $X$ , jika ada diberikan oleh jika  $X$  diskrit

$$M_x(t) = E(e^{tx}) = \sum_x e^{tx} f(x)$$

dan jika  $X$  kontinu

$$M_x(t) = E(e^{tx}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{tx} f(x)$$

(Miller & Miller, 1999).

### Teorema 2.1 Ketunggalan untuk Fungsi Pembangkit Momen

- i. Bila dua fungsi pembangkit momen dari dua peubah acak ada dan sama, maka kedua peubah acak tersebut mempunyai fungsi distribusi yang sama.
- ii. Bila dua peubah acak mempunyai fungsi distribusi yang sama, maka (bila ada) fungsi pembangkit momennya juga sama.

(Dudewicz & Mishra, 1995)

## 2.7 Fungsi Pembangkit Momen Distribusi *Generalized Gamma* (GG)

Misalkan suatu peubah acak  $X$  berdistribusi GG  $(\alpha, \gamma, m_1)$ , maka fungsi pembangkit momen dari peubah acak  $X$  adalah sebagai berikut:

$$M_x(t) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(t\gamma)^n}{n!} \frac{\Gamma(m_1 + \frac{n}{\alpha})}{\Gamma(m_1)} \quad (2.4)$$

(Warsono, 2009).

## 2.8 Fungsi Pembangkit Momen Distribusi *Generalized Log-Logistic* (GLL)

Misalkan suatu peubah acak  $X$  berdistribusi GLL  $(\alpha, \beta, m_1, m_2)$ , maka fungsi pembangkit momen dari peubah acak  $X$  adalah sebagai berikut:

$$M_x(t) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\left(t e^{-\frac{\beta}{\alpha}}\right)^n}{n!} \frac{\Gamma(m_1 + \frac{n}{\alpha}) \cdot \Gamma(m_2 - \frac{n}{\alpha})}{\Gamma(m_1) \cdot \Gamma(m_2)} \quad (2.5)$$

(Warsono, 2010).

### **Teorema 2.2 *Limiting* Fungsi Pembangkit Momen**

Misalkan peubah acak  $Y_n$  memiliki fungsi distribusi  $F_n(y)$  dan fungsi pembangkit momen  $M(t; n)$  yang terdefinisi untuk  $-h < t < h$  untuk semua  $n$ . Jika terdapat suatu fungsi distribusi  $F(y)$ , yang berkorespondensi dengan fungsi pembangkit momen  $M(t)$ , terdefinisi untuk  $|t| \leq h_1 < h$ , sedemikian sehingga  $\lim_{n \rightarrow \infty} M(t; n) = M(t)$ , maka  $Y_n$  memiliki distribusi limit dengan fungsi distribusi  $F(y)$  (Hogg & Craig, 1995).

## 2.9 Isometri (U)

Menurut Rawuh (1994), isometri (sama ukuran) dengan lambang (U) adalah transformasi yang mempertahankan panjang ruas garis.

Sifat-sifat sebuah isometri :

1. Isometri mempertahankan besar sudut.
2. Isometri mempertahankan kesejajaran.
3. Isometri mempertahankan ketegaklurusan.
4. Hasil kali dua isometri akan merupakan isometri lagi.