

## BAB VI DISTRIBUSI PROBABILITAS MENERUS

### 6.1 Distribusi Uniform (seragam) Menerus

Distribusi seragam menerus merupakan distribusi yang paling sederhana. Karakteristik distribusi ini adalah fungsi kepadatannya datar (sama). Fungsi kepadatannya dalam interval  $[A,B]$  secara matematis dinyatakan sebagai berikut:

$$f(x : A, B) = \begin{cases} \frac{1}{B - A} & A \leq x \leq B \\ 0 & \text{selainnya} \end{cases}$$

Contoh: Bila ruang konferensi dapat digunakan tidak lebih dari 4 jam. Diasumsikan bahwa lamanya waktu konferensi  $X$  memiliki distribusi yang seragam.

a. Tentukan fungsi kepadatan probabilitas:

$$f(x : A, B) = \begin{cases} \frac{1}{4} & 0 \leq x \leq 4 \\ 0 & \text{selainnya} \end{cases}$$

b. Berapa probabilitas bahwa waktu konferensi paling tidak 3 jam

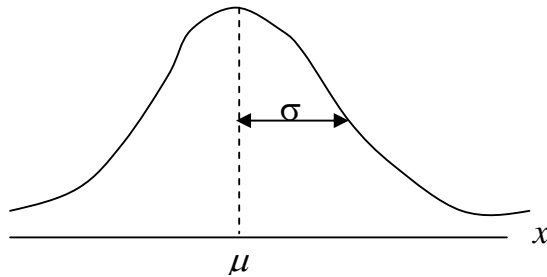
$$P[X \geq 3] = \int_3^4 (1/4) dx = 1/4$$

**Rata-rata dan varians** dari distribusi seragam adalah:

$$\mu = \frac{A + B}{2} \quad \text{dan} \quad \sigma^2 = \frac{(B - A)^2}{12}$$

### 6.2 Distribusi Normal

Distribusi probabilitas menerus yang paling penting adalah distribusi normal. Secara grafiknya disebut kurva normal seperti gambar berikut:



Distribusi normal sering disebut juga dengan Distribusi Gauss. Secara matematis distribusi normal tergantung dari dua variabel yaitu  $\mu$  (rata-rata) dan  $\sigma$  (deviasi standar). Fungsi kepadatannya (density function) sbb:

$$f_x(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left[\frac{(x-\mu)}{\sigma}\right]^2\right], \quad -\infty < x < \infty, \quad \pi = 3.14159\dots$$

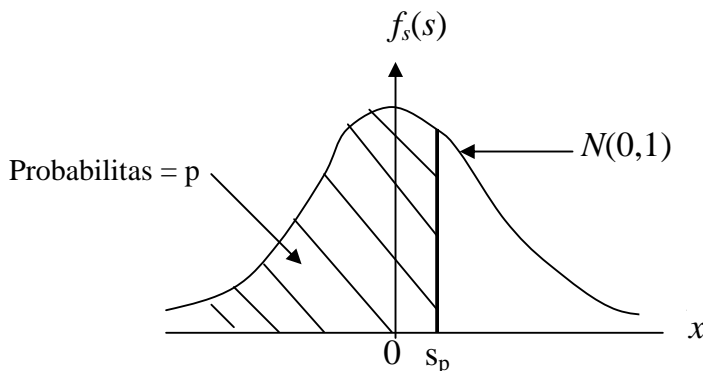
Notasi singkat distribusi ini adalah  $N(\mu, \sigma)$

### Distribusi Normal Standar

Distribusi Gauss dengan  $\mu = 0$ , dan  $\sigma = 1$ ; disebut sebagai **distribusi normal standar** dan ditulis sebagai  $N(0,1)$ . Sehingga fungsi kepadatannya adalah:

$$f_s(s) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}s^2\right], \quad -\infty < s < \infty,$$

Notasi khusus  $\Phi(s)$  biasanya digunakan untuk menandakan fungsi distribusi **variasi normal standar S**.  $\Phi(s) = F_s(s)$ , dimana S adalah distribusi  $N(0,1)$ .



Gambar: Fungsi kepadatan normal standar

Dengan merujuk pada gambar diatas, maka

$$\Phi(s_p) = p$$

Sebaliknya, nilai variasi normal standar pada probabilitas kumulatif  $p$  dapat ditulis sebagai:

$$s_p = \Phi^{-1}(p)$$

Fungsi distribusi dari  $N(0,1)$ , yakni  $\Phi(s)$  sudah dibuat dalam tabel di berbagai buku statistik dan probabilitas, tabel ini disebut sebagai Tabel probabilitas normal. Contoh tabelnya sebagai berikut:

$x$	$\Phi(s)$
0.0	0.500000
0.01	0.503989
0.02	0.507978
.	.
.	.
0.50	0.694463

Tabel biasanya diberikan untuk nilai variasi yang positif, untuk nilai yang negatif dapat diperoleh dengan:

$$\Phi(-s) = 1 - \Phi(s)$$

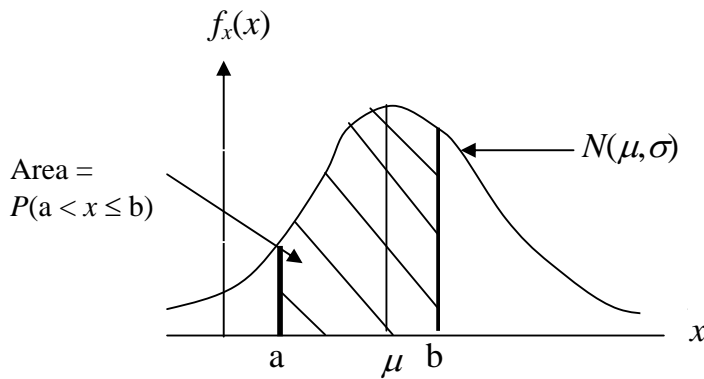
Nilai  $s$  untuk  $p < 0.5$  dapat dihitung dengan:

$$s = \Phi^{-1}(p) = -\Phi^{-1}(1-p)$$

Dengan tabel  $\Phi(s)$ , probabilitas untuk setiap distribusi normal yang lain dapat ditentukan sebagai berikut. Bila variasi normal  $X$  dengan distribusi  $N(\mu, \sigma)$ ; maka probabilitasnya adalah:

$$P(a < X \leq b) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_a^b \exp\left[-\frac{1}{2}\left[\frac{(x-\mu)}{\sigma}\right]^2\right] dx$$

Area diatas dapat diilustrasikan seperti gambar berikut:



Gambar: Fungsi kepadatan probabilitas untuk  $N(\mu, \sigma)$

Persamaan diatas dapat juga diselesaikan dengan membuat perubahan variasi berikut:

$$s = (x - \mu) / \sigma \quad \text{dan} \quad dx = \sigma ds$$

sehingga:

$$\begin{aligned} P(a < X \leq b) &= \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{(a-\mu)/\sigma}^{(b-\mu)/\sigma} e^{-(1/2)s^2} \sigma ds \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{(a-\mu)/\sigma}^{(b-\mu)/\sigma} e^{-(1/2)s^2} ds \end{aligned}$$

persamaan ini merupakan area (luasan) dari fungsi kepadatan normal standar antara  $(a-\mu)/\sigma$  dan  $(b-\mu)/\sigma$ . Sehingga dapat ditentukan dengan:

$$P(a < X \leq b) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$$

Contoh: Dari data menunjukkan curah hujan total tahunan di suatu kolam penampung diperkirakan memiliki distribusi normal dengan rata-rata 60 in, dan deviasi standar 15 in.

- a. Tentukan probabilitas bahwa pada tahun depan curah hujan tahunan antara 40 sampai 70 in.

Solusi:

$$\begin{aligned}P(40 < X \leq 70) &= \Phi\left(\frac{70-60}{15}\right) - \Phi\left(\frac{40-60}{15}\right) \\&= \Phi(0.67) - \Phi(-1.33) \\&= \Phi(0.67) - [1 - \Phi(1.33)]\end{aligned}$$

Dari tabel diperoleh:

$$P(40 < X \leq 70) = 0.7486 - (1 - 0.9082) = 0.6568$$

b. Berapa probabilitas curah hujan tahunan paling tidak (minimal) 30 in

$$\begin{aligned}P(X \geq 30) &= \Phi(\infty) - \Phi\left(\frac{30-60}{15}\right) \\&= 1 - \Phi(-2.00) = 1 - [1 - \Phi(2.00)] = \Phi(2.00) = 0.9772\end{aligned}$$

c. Tentukan nilai curah hujan tahunan bila disktribusi kumulatifnya adalah 10%.

$$\begin{aligned}P(X \leq x_{.10}) &= 0.10 \\ \Phi\left(\frac{x_{.10} - 60}{15}\right) &= 0.10\end{aligned}$$

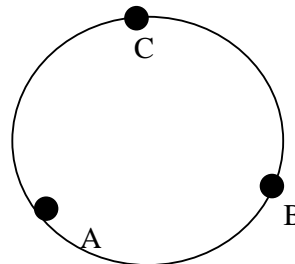
Dari table menunjukkan bahwa probabilitas kurang dari 0.5 terkait dengan nilai variasi negative, sehingga;

$$\frac{x_{.10} - 60}{15} = \Phi^{-1}(0.10) = -\Phi^{-1}(0.90) = -1.28$$

Sehingga,  $x_{.10} = 60 - 1.28(15) = 40.8$  in

Contoh: struktur cangkang ditopang oleh tiga tiang A, B, C seperti tunjukkan pada gambar berikut:

Walaupun beban dari atap dapat diperkirakan dengan tepat, namun kondisi tanah tidak bisa diprediksi dengan tepat.



Asumsikan bahwa penurunan pondasi  $\rho_A, \rho_B, \rho_C$ , adalah variasi normal bebas dengan rata-rata 2, 2.5; dan 3 cm. Koefesien varians masing-masing adalah 20%, 20%, 25%. Berapa probabilitas maksimum penurunan melebihi 4 cm?

Solusi:

$$\begin{aligned}
 P(\max \rho > 4 \text{ cm}) &= 1 - P(\max \rho \leq 4 \text{ cm}) \\
 &= 1 - P(\rho_A \leq 4 \cap \rho_B \leq 4 \cap \rho_C \leq 4) \\
 &= 1 - P(\rho_A \leq 4)P(\rho_B \leq 4)P(\rho_C \leq 4) \\
 &= 1 - \Phi\left(\frac{4-2}{0.4}\right)\Phi\left(\frac{4-2.5}{0.5}\right)\Phi\left(\frac{4-3}{0.75}\right) \\
 &= 1 - \Phi(5)\Phi(3)\Phi(1.333) \\
 &= 1 - 1 \times 0.9986 \times 0.9088 = 0.0925
 \end{aligned}$$

### 6.3 Distribusi Logaritmik Normal (Log-normal)

Suatu variabel acak  $X$  merupakan distribusi probabilitas logaritmik normal (log-normal) bila  $\ln X$  (logaritmik natural  $X$ ) adalah normal. Dalam kasus ini fungsi kepadatannya adalah:

$$f_x(x) = \frac{1}{\zeta x \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2} \left[\frac{(\ln x - \lambda)}{\zeta}\right]^2\right], \quad 0 \leq x < \infty$$

dimana rata-rata  $= \lambda = E(\ln X)$  dan deviasi standar  $= \zeta = \sqrt{\text{Var}(\ln X)}$

Karena transformasi logaritmik, distribusi probabilitas log-normal dapat ditentukan dengan menggunakan distribusi normal.

$$P(a < X \leq b) = \int_a^b \frac{1}{\zeta x \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2} \left[\frac{(\ln x - \lambda)}{\zeta}\right]^2\right] dx$$

Bila,  $s = \frac{\ln x - \lambda}{\zeta}$ , maka  $dx = x \zeta ds$

$$P(a < X \leq b) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{(\ln a - \lambda)/\zeta}^{(\ln b - \lambda)/\zeta} \exp\left[-\frac{1}{2} [s]^2\right] ds = \Phi\left(\frac{\ln b - \lambda}{\zeta}\right) - \Phi\left(\frac{\ln a - \lambda}{\zeta}\right)$$

Rumus diatas menunjukkan probabilitas adalah fungsi dari parameter  $\lambda$  dan  $\zeta$ .

Parameter ini terkait dengan nilai rata-rata  $\mu$  dan deviasi standar  $\sigma$ .

Misalkan  $Y = \ln X$ , merupakan distribusi normal  $N(\lambda, \zeta)$ , maka  $X = e^Y$ , dan

$$\begin{aligned} \mu &= E(X) = E(e^Y) \\ &= \frac{1}{\zeta \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^y \exp\left[-\frac{1}{2}\left[\frac{(y-\lambda)}{\zeta}\right]^2\right] dy \\ &= \frac{1}{\zeta \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left[y - \frac{1}{2}\left[\frac{(y-\lambda)}{\zeta}\right]^2\right] dy \\ \mu &= \left[ \frac{1}{\zeta \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{y-(\lambda+\zeta^2)}{\zeta}\right]^2\right\} dy \right] \exp\left(\lambda + \frac{1}{2}\zeta^2\right) \end{aligned}$$

Persamaan dalam tanda kurung diatas adalah total satu satuan luas dari fungsi kepadatan Gauss  $N(\lambda + \zeta^2, \zeta)$ . Oleh karena itu:

$$\mu = \exp\left(\lambda + \frac{1}{2}\zeta^2\right) \quad \rightarrow \quad \lambda = \ln \mu - \frac{1}{2}\zeta^2$$

Dengan cara yang sama, varians dari X adalah:

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \frac{1}{\zeta \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{2y} \exp\left[-\frac{1}{2}\left[\frac{(y-\lambda)}{\zeta}\right]^2\right] dy \\ &= \frac{1}{\zeta \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left[-\frac{1}{2\zeta^2}\{y^2 - 2(\lambda + 2\zeta^2)y + \lambda^2\}\right] dy \\ E(X^2) &= \frac{1}{\zeta \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left[-\frac{1}{2}\left\{\frac{y-(\lambda+2\zeta^2)}{\zeta}\right\}^2\right] dy \exp[2(\lambda + \zeta^2)] \\ &= \exp[2(\lambda + \zeta^2)] \end{aligned}$$

Karena;  $Var(X) = E(X^2) - \mu_x^2$ ; maka

$$Var(X) = \exp[2(\lambda + \zeta^2)] - \exp[2(\lambda + \frac{1}{2}\zeta^2)] = \mu^2(e^{\zeta^2} - 1)$$

dari persamaan diatas kita dapatkan:

$$\zeta^2 = \ln\left(1 + \frac{\sigma^2}{\mu^2}\right);$$

Bila  $\sigma/\mu$  tidak besar ( $\leq 0.30$ ), maka  $\ln\left[1 + \left(\sigma^2 / \mu^2\right)\right] \cong \sigma^2 / \mu^2$ ; sehingga:

$$\zeta \cong \frac{\sigma}{\mu} = \delta = COV$$

Median ( $x_m$ ) = nilai tengah dari log-normal adalah:

$$P(X \leq x_m) = 0.5 \quad \text{atau} \quad \Phi\left(\frac{\ln x_m - \lambda}{\zeta}\right) = 0.5 ; \text{ maka:}$$

$$\frac{\ln x_m - \lambda}{\zeta} = \Phi^{-1}(0.5) = 0 \rightarrow \lambda = \ln x_m$$

Sebaliknya:  $x_m = e^y$

Dengan menggunakan persamaan-persamaan sebelumnya diperoleh:

$$x_m = \frac{\mu}{\sqrt{1 + \delta^2}} \rightarrow \lambda = \ln \frac{\mu}{\sqrt{1 + \delta^2}}$$

Hal ini berarti median dari suatu distribusi log-normal selalu lebih kecil dari nilai rata-ratanya, yakni  $x_m < \mu$

**Contoh:** Dari data menunjukkan curah hujan total tahunan di suatu kolam penampung diperkirakan memiliki distribusi log-normal dengan rata-rata 60 in, dan deviasi standar 15 in.

a. Tentukan probabilitas bahwa pada tahun depan curah hujan tahunan antara 40 sampai 70 in.

Solusi:

$$\zeta \cong \frac{\sigma}{\mu} = \frac{15}{60} = 0.25$$

$$\lambda = \ln \mu - \frac{1}{2} \zeta^2 = \ln 60 - \frac{1}{2} (0.25)^2 = 4.06$$



$$\begin{aligned}
P(40 < X \leq 70) &= \Phi\left(\frac{70 - 4.06}{0.25}\right) - \Phi\left(\frac{40 - 4.06}{0.25}\right) \\
&= \Phi(0.75) - \Phi(-1.48) \\
&= \Phi(0.75) - [1 - \Phi(1.48)]
\end{aligned}$$

Dari tabel diperoleh:

$$P(40 < X \leq 70) = 0.773373 - 0.069437 = 0.7039$$

b. Berapa probabilitas curah hujan tahunan paling tidak (minimal) 30 in

$$\begin{aligned}
P(X \geq 30) &= \Phi(\infty) - \Phi\left(\frac{30 - 4.06}{0.25}\right) \\
&= 1 - \Phi(-2.64) = 0.9958
\end{aligned}$$

c. Tentukan nilai curah hujan tahunan bila disktribusi kumulatifnya adalah 10%.

$$P(X \leq x_{.10}) = 0.10$$

$$\Phi\left(\frac{\ln x_{.10} - 4.06}{0.25}\right) = 0.10$$

Dari table menunjukkan bahwa probabilitas kurang dari 0.5 terkait dengan nilai variasi negative, sehingga;

$$\frac{\ln x_{.10} - 4.06}{0.25} = \Phi^{-1}(0.10) = -\Phi^{-1}(0.90) = -1.28$$

Sehingga,  $\ln x_{.10} = 4.06 - 1.28(0.25) = 3.74$

$$x_{.10} = e^{3.74} = 42.10 \text{ inc}$$

#### 6.4 Distribusi Gamma dan exponensial

Distribusi gamma dan exponensial terkait dengan proses Poisson. Distribusi gamma berasal dari fungsi gamma yang diformulasikan sebagai berikut:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx \quad \text{untuk } \alpha > 0$$

Dengan memisalkan  $u = x^{\alpha-1}$  dan  $dv = e^{-x} dx$ , diperoleh:

$$\Gamma(\alpha) = -e^{-x} x^{\alpha-1} \Big|_0^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-x} (\alpha-1) x^{\alpha-2} dx = (\alpha-1) \int_0^{\infty} x^{\alpha-2} dx$$

untuk  $\alpha > 1$ ., menghasilkan rumusan pengulangan

$$\Gamma(\alpha) = (\alpha-1)\Gamma(\alpha-1).$$

$$\Gamma(\alpha) = (\alpha-1)(\alpha-2)\Gamma(\alpha-2) = (\alpha-1)(\alpha-2)(\alpha-3)\Gamma(\alpha-3).$$

dan seterusnya,

Bila  $\alpha = n$ , dimana  $n$  adalah bilangan bulat positif, maka

$$\Gamma(n) = (n-1)(n-2)\dots\Gamma(1)$$

Berdasarkan rumus fungsi gamma:

$$\Gamma(1) = \int_0^{\infty} e^{-x} dx = 1$$

$$\Gamma(n) = (n-1)!.$$

Sehingga: Fungsi kepadatan **distribusi gamma** dari suatu variabel acak  $X$ , dengan parameter  $\alpha$  dan  $\beta$  adalah:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-x/\beta}, & x > 0 \\ 0, & \text{selainnya} \end{cases}$$

dimana  $\alpha > 0$  dan  $\beta > 0$

Bila  $\alpha = 1$ , maka distribusi tersebut dinamakan **distribusi eksponensial**, fungsi kepadatannya adalah:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\beta} e^{-x/\beta} & x > 0 \\ 0 & \text{selainnya} \end{cases}$$

**Rata-rata dan varians distribusi gamma** adalah:

$$\mu = \alpha\beta \quad \text{dan} \quad \sigma^2 = \alpha\beta^2$$

**Rata-rata dan varians distribusi eksponensial** adalah

$$\mu = \beta \quad \text{dan} \quad \sigma^2 = \beta^2$$

**Contoh:**

Suatu sistem terdiri dari komponen tertentu yang waktu terjadi kerusakannya dinyatakan dengan  $T$ . Variabel acak  $T$  diasumsikan memiliki distribusi eksponensial dengan rata-rata  $\beta = 5$ . Bila 5 dari komponen ini dipasang pada sistem yang berbeda, berapa probabilitas bahwa paling tidak 2 komponen masih berfungsi pada akhir tahun ke 8.

**Solusi:**

Probabilitas komponen masih berfungsi pada akhir tahun ke 8 adalah:

$$P(T > 8) = \frac{1}{5} \int_8^{\infty} e^{-t/5} dt = e^{-8/5} \cong 0.2$$

Dengan menggunakan distribusi binomial diperoleh:

$$P(X \geq 2) = \sum_2^5 \binom{n}{x} p^x q^{n-x} = 1 - \sum_0^1 \binom{n}{x} p^x q^{n-x} = 1 - 0.7373 = 0.2627.$$