CALVIN INSTITUTE OF TECHNOLOGY

God's People for God's Glory

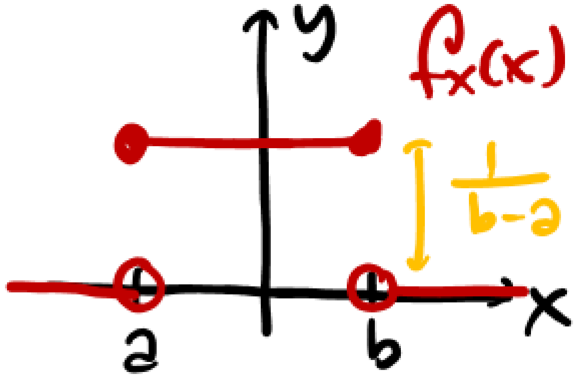
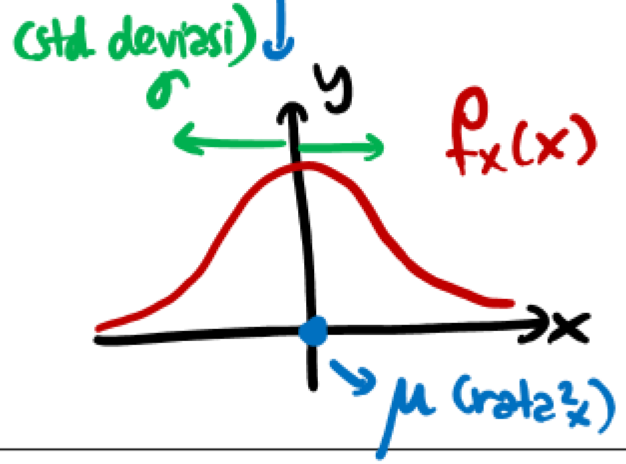
Distribusi Peluang Kontinu

Distribusi Uniform, Normal, dan Eksponensial

2.1 Distribusi Uniform, Normal, dan Eksponensial

	Uniform	Normal	Eksponensial
Karakteristik distribusi	Setiap nilai dalam interval memiliki kemungkinan yang sama untuk muncul.	Distribusi peluang yang ideal dan simetris, dengan rata-rata, median, dan modus yang bernilai sama.	Biasanya digunakan untuk menggambarkan waktu tunggu hingga kejadian Poisson terjadi dan memiliki sifat *memoryless*. TM 2
Notasi	$X \sim U(a,b), \quad a,b \in \mathbb{R}$	$X \sim \mathcal{N}(\mu,\sigma), \quad \mu \in \mathbb{R}, \sigma \in \mathbb{R}^+$	$X \sim \text{Exp}(\lambda), \quad \lambda \in \mathbb{R}^+$ (real positif)
Support	$[a,b] := \{x \in \mathbb{R} \mid a \leq x \leq b\}$	$(-\infty,\infty) := \mathbb{R}$	$[0,\infty) := \{x \in \mathbb{R} \mid x \geq 0\}$
PDF: $f_X(x)$	$\frac{1}{b-a}, \quad a \leq x \leq b$ (konstan)	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	$\lambda e^{-\lambda x}$
CDF: $F_X(x)$	$\frac{x-a}{b-a}$ batas atas, batas bawah	$\int_{-\infty}^{x} f_X(t)\,dt$	$1 - e^{-\lambda x}$

median, modus

	Uniform	Normal	Eksponensial
Sketsa PDF			
Ekspektasi	$\frac{a+b}{2}$	μ	$\frac{1}{\lambda}$
Variansi	$\frac{b^3-3b^2a+3ba^2-a^3}{12(b-a)}$	σ^2	$\frac{1}{\lambda}$

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \le x \le b \\ 0, & x \text{ lainnya} \end{cases} \rightsquigarrow \boxed{\mathbb{E}[X] = \frac{a+b}{2}}$$

$$\mathbb{E}[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x)\,dx = \int_a^b x \cdot \frac{1}{b-a}\,dx = \frac{1}{b-a}\int_a^b x\,dx$$

$$= \frac{1}{b-a}\left[\frac{x^2}{2}\right]_a^b = \frac{1}{b-a}\left[\frac{b^2}{2} - \frac{a^2}{2}\right] = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{b^2-a^2}{2}$$

$$= \frac{1}{\cancel{b-a}} \frac{\cancel{(b-a)}(b+a)}{2} = \frac{a+b}{2} \quad //$$

Suatu ruang pertemuan disyaratkan dapat digunakan untuk rapat dengan durasi paling lama dua jam. Lamanya durasi suatu rapat diasumsikan berdistribusi uniform. Tuliskan PDF-nya untuk menentukan berapakah peluang sebuah rapat berlangsung tidak lebih dari 45 menit?

120 menit

Variabel acak

Misalkan X menyatakan durasi rapat. $\rightarrow S_X = [0, 120]$.

$$X \sim U(\underbrace{0}_{\text{batas bawah}}, \underbrace{120}_{\text{batas atas}}) \rightarrow f_X(x) = \begin{cases} \dfrac{1}{120-0} = \dfrac{1}{120}, & x \in [0, 120] \\ 0, & x \text{ lainnya.} \end{cases}$$

- Ditanya: $\mathbb{P}(\text{rapat tdk lebih dari 45 menit}) = \mathbb{P}(X \leq 45)$

$$\mathbb{P}(X \leq 45) = F_X(45) \quad \text{(CDF)}$$

$$= \frac{45-0}{120-0} = \frac{45}{120} \,//$$

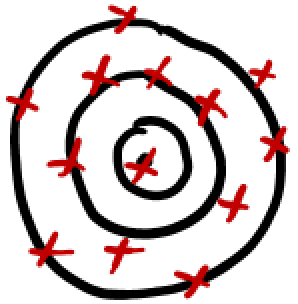
$$= \int_0^{45} \underbrace{\frac{1}{120}}_{f_X(x)} \, dx$$

$$= \left[\frac{x}{120}\right]_0^{45} = \frac{45}{120} \,//$$

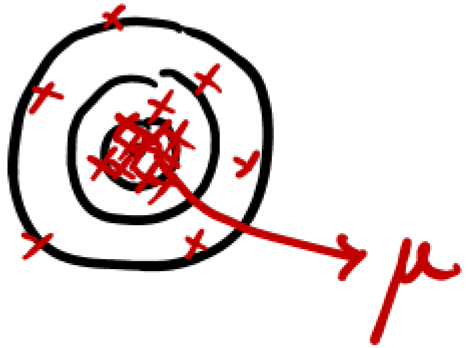
2.2 Eksplorasi Distribusi Normal

Apa yang membedakan distribusi uniform dengan distribusi normal?

- Dist. Uniform: pure *random*.
- Dist. Normal: targeted *random*.



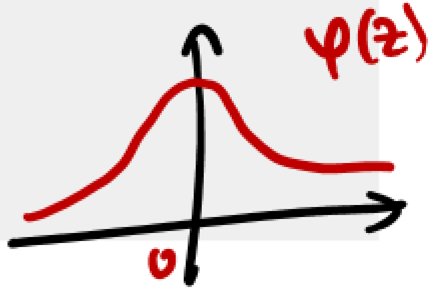
$\mathcal{N}(\mu, \sigma) \to \mathcal{N}(0,1)$



Definisi. Distribusi normal baku adalah distribusi normal dengan $\mu =$ 0 dan $\sigma =$ 1. Kita notasikan Z berdistribusi normal baku sebagai $Z \in \mathcal{N}(0, 1)$. Dengan demikian, kita peroleh fungsi kepadatan peluang dan fungsi distribusi kumulatifnya adalah

PDF: $\varphi(z) := \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}$, CDF: $\Phi(z) := \mathbb{P}(Z \leq z) = \int_{-\infty}^{z} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}\, dt.$

"phi kecil" "phi besar"



Teorema. Misalkan $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$ dengan transformasi $Z = \frac{X-\mu}{\sigma}$ maka $Z \sim \mathcal{N}(0,1)$ sehingga

1. Misalkan peubah acak $X \sim \mathcal{N}(15, 9)$, hitung nilai dari $\mathbb{P}(X < 20)$.

μ σ → normal biasa!

Transformasikan: $Z = \frac{X-\mu}{\sigma} = \frac{X-15}{9} \rightarrow X = 9Z + 15$

$$\mathbb{P}(X<20) = \mathbb{P}(9Z+15<20) = \mathbb{P}\left(Z < \frac{20-15}{9}\right) = \mathbb{P}\left(Z<\frac{5}{9}\right) = \Phi\left(\frac{5}{9}\right) = \ldots$$

2. Misalkan peubah acak $X \sim \mathcal{N}(-17, 20)$, hitung nilai dari $\mathbb{P}(-16 < X < 1)$.

μ σ → normal biasa!

Transformasikan: $Z = \frac{X-\mu}{\sigma} = \frac{X+17}{20} \rightarrow X = 20Z - 17$

$$\mathbb{P}(-16<X<1) = \mathbb{P}(-16<20Z-17<1) = \mathbb{P}\left(\frac{-16+17}{20}<Z<\frac{1+17}{20}\right) = \mathbb{P}\left(\frac{1}{20}<Z<\frac{18}{20}\right)$$
$$= \Phi\left(\frac{18}{20}\right) - \Phi\left(\frac{1}{20}\right)$$

CALVIN INSTITUTE OF TECHNOLOGY

Normal umum: $f_X(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$

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

Normal baku: $f_Z(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}$

$Z \sim N(0, 1)$

Normal umum = Normal baku

$$-\frac{1}{2}\left[\frac{x-\mu}{\sigma}\right]^2 = -\frac{1}{2} z^2$$

transformasi!

Maka, $\frac{x-\mu}{\sigma} = z$

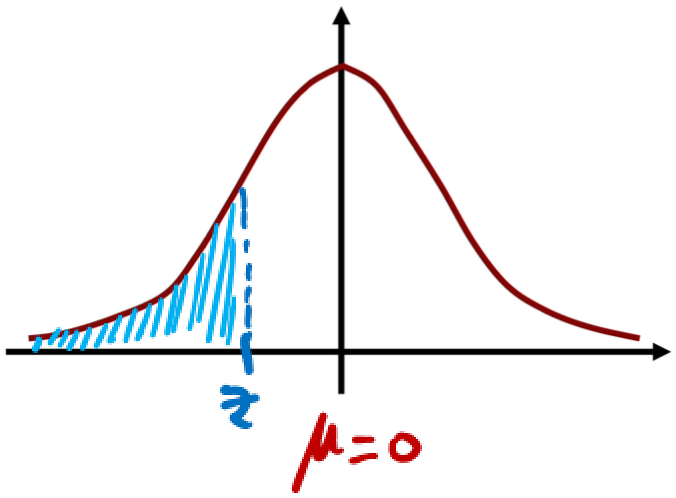
(a) Normal biasa Normal baku

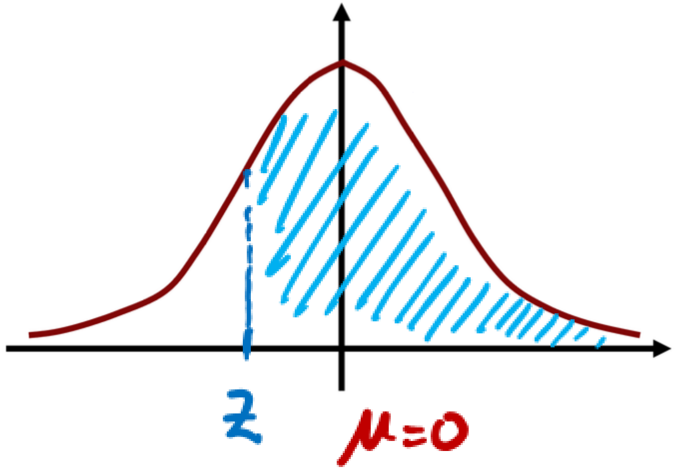
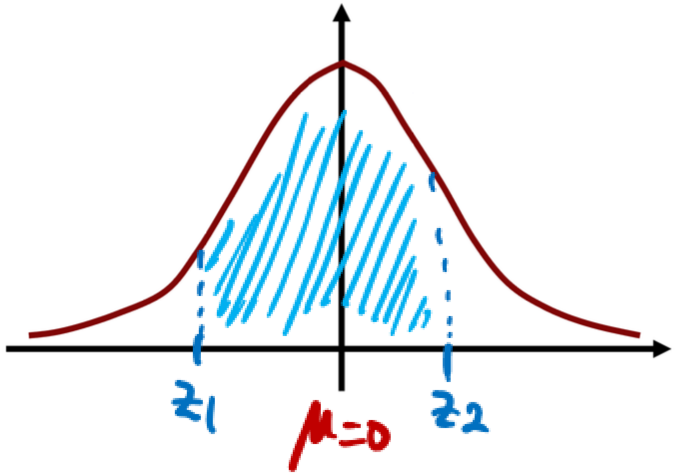
$$\mathbb{P}(X < x) = \mathbb{P}\left(Z < \boxed{\frac{x-\mu}{\sigma}}\right) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right),$$

(bisa dicari dgn mudah)

(b)

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

Jenis kejadian	Perhitungan dengan $\Phi(z)$	Visualisasi luas daerah di bawah kurva
① $\mathbb{P}(Z < z)$	$\Phi(z) = \int_{-\infty}^{z} f_X(x)\,dx$ lihat tabel	

Jenis kejadian	Perhitungan dengan $\Phi(z) = \mathbb{P}(Z \le z)$	Visualisasi luas daerah di bawah kurva
② $\mathbb{P}(Z > z)$	$1 - \mathbb{P}(Z \le z) = 1 - \underbrace{\Phi(z)}_{\text{lihat tabel}}$	
③ $\mathbb{P}(z_1 < Z < z_2)$	$\underbrace{\Phi(z_2)}_{\text{lihat tabel}} - \underbrace{\Phi(z_1)}_{\text{lihat tabel}}$	

CALVIN INSTITUTE OF TECHNOLOGY

(a) Tinggi badan mahasiswa CIT didata dan ditemukan bahwa datanya berdistribusi normal dengan rata-rata 165 cm dan standar deviasi 18 cm. Seorang mahasiswa baru akan diukur tinggi badannya. Berapa peluang tinggi badannya berada dalam rentang $168 - 170$ cm.

Misalkan X menyatakan tinggi badan mahasiswa CIT

Dik: $X \sim N(165, 18)$ → Ditanya: $\mathbb{P}(168 < X < 170) = ?$

$$\mathbb{P}(168 < X < 170) = \mathbb{P}\left(\frac{168-165}{18} < \underbrace{Z}_{\to N(0,1)} < \frac{170-165}{18}\right)$$

$$= \mathbb{P}(0{,}166\ldots < Z < 0{,}277\ldots)$$

$$= \Phi(0{,}28) - \Phi(0{,}17) \quad \leadsto \text{tabel } Z \sim N(0,1)$$

$$= 0{,}6103 - 0{,}5675 = 0{,}0428 \;//$$

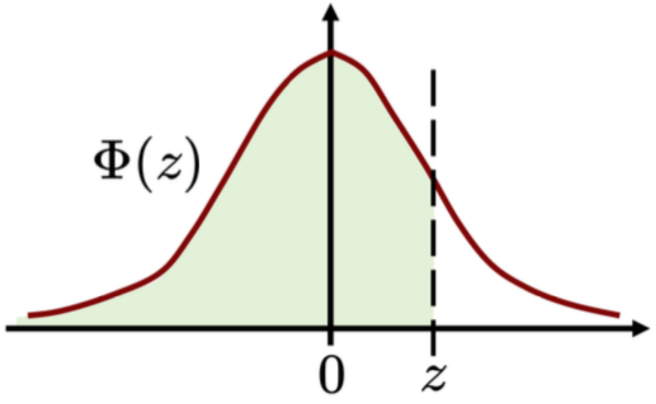
Normal Baku $N(0,1)$:

desimal kedua

desimal pertama

	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	0.6443	0.6480	0.6517
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.7	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	0.8389
1.0	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.2	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.9015
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292	0.9306	0.9319
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.9	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2.8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.9980	0.9981
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.9990

$$P(Z \leq z) = \Phi(z) = \int_{-\infty}^{z} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt.$$



CALVIN INSTITUTE OF TECHNOLOGY

(a) Tinggi badan mahasiswa CIT didata dan ditemukan bahwa datanya berdistribusi normal dengan rata-rata 165 cm dan standar deviasi 18 cm. Seorang mahasiswa baru akan diukur tinggi badannya. Berapa peluang tinggi badannya berada dalam rentang $168 - 170$ cm.

https://colab.research.google.com/drive/1-FM1_nMWDqYezW4Z8fQw5ytkP4MO-5e6?usp=sharing.

1

```
# X ~ N(mu, sigma)
# mu adalah rata-rata (mean) dan sigma adalah simpangan baku (standard deviation).
mu, sigma = 165, 18

# Menghitung probabilitas kumulatif P(X <= x), yaitu probabilitas X <= x.
print("P(168<X<170) = ", norm.cdf(170, mu, sigma)-norm.cdf(168, mu, sigma))
```

(tanpa mengalami transformasi normal baku)

```
P(168<X<170) =  0.043224691955521366
```

2

```
# X ~ N(mu, sigma)
# mu adalah rata-rata (mean) dan sigma adalah simpangan baku (standard deviation).
mu, sigma = 0, 1

# Menghitung probabilitas kumulatif P(X <= x), yaitu probabilitas X <= x.
print("P(168<X<170) = ", norm.cdf((170-165)/18, mu, sigma)-norm.cdf((168-165)/18, mu, sigma))
```

(mengalami transformasi normal baku)

```
P(168<X<170) =  0.043224691955521366
```

CALVIN INSTITUTE OF TECHNOLOGY

(b) Sebuah meja kuliah akan didesain agar nyaman digunakan oleh semua orang dengan tinggi badan minimal H cm. Berapakah nilai H seharusnya ditentukan agar kita dapat dengan tingkat kepercayaan $72,5\%$ sehingga meja tersebut nyaman digunakan mahasiswa CIT?

Misalkan X tinggi mahasiswa CIT, $X \sim N(165, 18)$

minimal ???

Ditanya: $\mathbb{P}(\underbrace{X \geq H}_{\text{nyaman}}) = 0{,}725 \rightsquigarrow 1 - \mathbb{P}(X < H) = 0{,}725$

PPF

$\boxed{\mathbb{P}(X \leq H) = \underbrace{0{,}275}_{\alpha}}$

Dengan python, kita peroleh $H \simeq 154{,}24$ cm //

[tinggi badan minimal shg meja tsb nyaman].

tingkat kepercayaan

Invers CDF

Definisi. Misalkan $\mu, \sigma \in \mathbb{R}$ dan $\alpha \in [0,1]$ dengan $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$. Fungsi ________________ atau *percent point function* merupakan nilai x terkecil sehingga $\mathbb{P}(X \leq x) = \alpha$ (tingkat kepercayaan).

{I} Python

```
from scipy.stats import norm

# X ~ N(mu, sigma)
# mu adalah rata-rata (mean) dan sigma adalah simpangan baku (standard deviation).
mu, sigma = 165, 18

# Menentukan nilai x sedemikian rupa sehingga P(X <= x) = alpha.
# Fungsi ppf (percent point function) digunakan untuk menghitung nilai tersebut.
alpha = 0.275
print("ppf_X(", alpha, ") = ", norm.ppf(alpha, mu, sigma))
```

```
ppf_X( 0.275 ) =  154.240317312354
```

Misalkan X berdistribusi normal, yakni $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$. Maka, kita peroleh '*normal rules of thumb*':

tingkat kepercayaan

Definisi. Misalkan $\mu, \sigma \in \mathbb{R}$ dan $\alpha \in [0,1]$ dengan $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$. Fungsi Invers CDF atau *percent point function* merupakan nilai x terkecil sehingga $\mathbb{P}(X \leq x) = \alpha$ (tingkat kepercayaan).

II Cara manual:

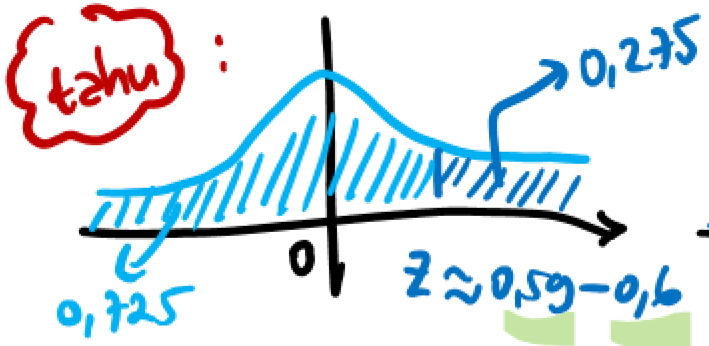
$\boxed{\mathbb{P}(X \leq H) = 0{,}275} \xrightarrow{\mathcal{N}(0,1)} \mathbb{P}\left(\underbrace{\frac{X - 165}{18}}_{Z} \leq \boxed{\frac{H-165}{18}}\right) = 0{,}275$

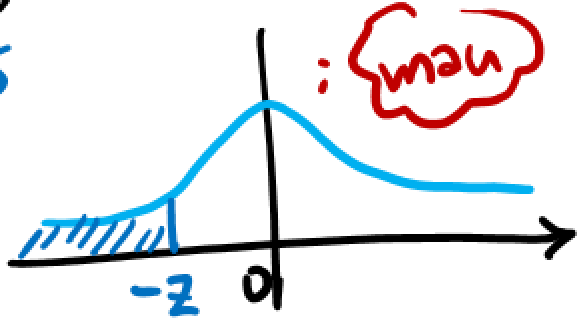
$165 = \mu$, $18 = \sigma$

$\Updownarrow$

$\mathbb{P}(Z \leq \boxed{-0{,}6}) \approx 0{,}275$

• Dengan melihat tabel distribusi normal,

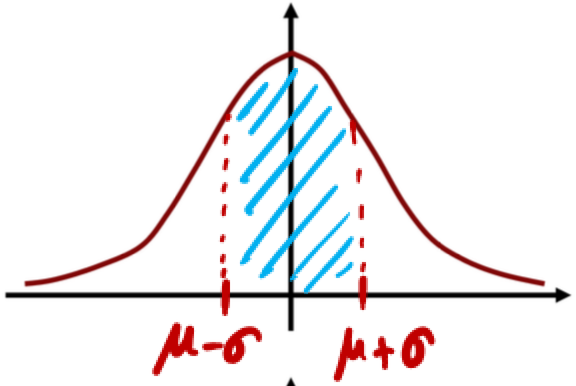
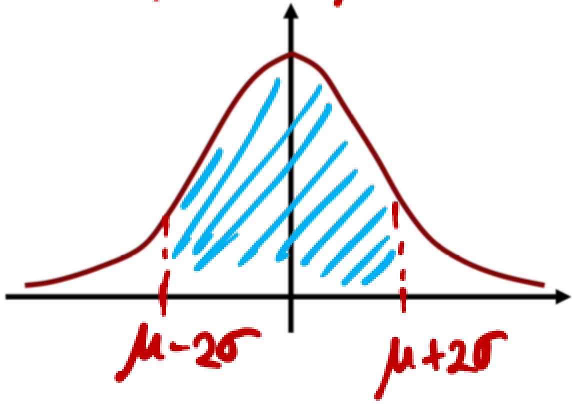




Artinya, $\dfrac{H-165}{18} = -0{,}6$

$\therefore H = 154{,}2 \text{ cm}$

Misalkan X berdistribusi normal, yakni $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma)$. Maka, kita peroleh *'normal rules of thumb'*:

Aturan	Deskripsi kejadian	Luas di bawah kurva	Nilai peluang
$\mu \pm \sigma$	$\mathbb{P}(\mu-\sigma < X < \mu+\sigma)$		68%
$\mu \pm 2\sigma$	...		95%
$\mu \pm 3\sigma$	...		99,7%

CALVIN INSTITUTE OF TECHNOLOGY

Untuk menyiapkan dataset yang baik untuk proyek Machine Learning dalam bidang Analisis Sentimen status Twitter, data mentah dari status user Twitter perlu dilakukan prapemrosesan.

- Banyaknya karakter dalam sebuah status Twitter diasumsikan mengikuti distribusi normal dengan rata-rata sebesar $117,53$ karakter dan standar deviasi $9,06$ karakter.

$X \sim N(117{,}53\ ,\ 9{,}06)$

- Dalam algoritma prapemrosesan, suatu penyaring akan dipakai untuk menolak status Twitter yang terlalu pendek atau terlalu panjang, dengan target hanya membuang sekitar 5% dari dataset.

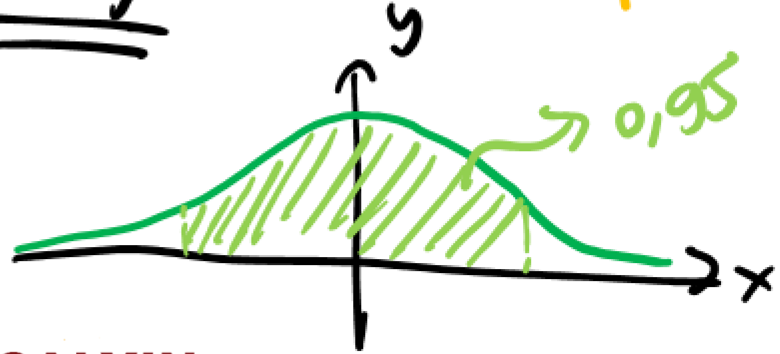
$\mathbb{P}(\text{"data jelek"}) = 0{,}05$

Gunakan *'normal rules of thumb'* untuk menentukan berapakah batas atas dan batas bawah banyak karakter yang seharusnya diijinkan oleh algoritma agar lolos prapemrosesan?

Misalkan X menyatakan banyaknya karakter yg seharusnya diizinkan ...

Ditanya:

(pakai 2σ):



Batas atas: $\mu + 2\sigma = 117{,}53 + 2(9{,}06)$
$= 135{,}65$

Batas bawah: $\mu - 2\sigma = 117{,}53 - 2(9{,}06)$
$= 99{,}41$

//

• opsi kejadian cuma 2 → "sukses" / "gagal"

• Peluang sukses utk setiap percobaan sama.

Distribusi geometri sering merepresentasikan waktu tunggu hingga percobaan Bernoulli sukses, sedangkan distribusi eksponensial menggambarkan waktu tunggu hingga kejadian dalam proses Poisson. Jika x adalah banyaknya kecelakaan pesawat dalam setahun dan $X \sim \text{Poi}(\lambda)$, maka waktu tunggu antar kecelakaan w mengikuti $W \sim \text{Exp}(\lambda)$, dengan λ sebagai laju kejadian per tahun.

Geometri — Diskrit

Eksponensial — kontinu

$\mathbb{E}[\text{poisson}]$

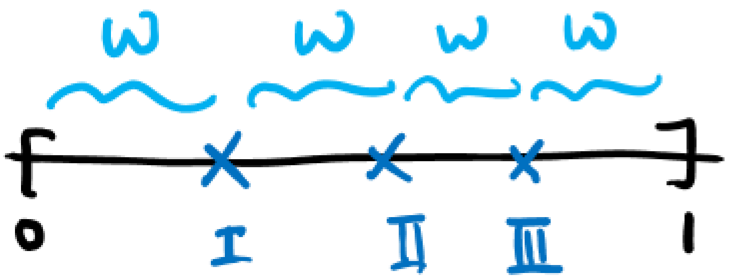
"waktu tunggu" hingga percobaan Bernoulli sukses - - - - - - - "waktu tunggu" hingga tjd proses poisson

Note:

• $\lambda = \dfrac{\boxed{\text{kejadian}}}{\text{waktu}}$

• $\dfrac{1}{\lambda} = \dfrac{\boxed{\text{waktu}}}{\text{kejadian}} \rightarrow \mathbb{E}[\text{Eksponensial}]$

$W \sim \text{Exp}(\lambda)$



$X = 3$

$X \sim \text{Poi}(\lambda)$

(banyak kejadian)

The relationship between the exponential distribution (often called the negative exponential) and the Poisson process is quite simple. In Chapter 5, the Poisson distribution was developed as a single-parameter distribution with parameter λ, where λ may be interpreted as the mean number of events *per unit "time."* Consider now the *random variable* described by the time required for the first event to occur. Using the Poisson distribution, we find that the probability of no events occurring in the span up to time t is given by

$$p(0; \lambda t) = \frac{e^{-\lambda t}(\lambda t)^0}{0!} = e^{-\lambda t}.$$

We can now make use of the above and let X be the time to the first Poisson event. The probability that the length of time until the first event will exceed x is the same as the probability that no Poisson events will occur in x. The latter, of course, is given by $e^{-\lambda x}$. As a result,

$$P(X > x) = e^{-\lambda x}.$$

Thus, the cumulative distribution function for X is given by

$$P(0 \le X \le x) = 1 - e^{-\lambda x}.$$

Now, in order that we may recognize the presence of the exponential distribution, we differentiate the cumulative distribution function above to obtain the density function

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x},$$

which is the density function of the exponential distribution with $\lambda = 1/\beta$.

CALVIN INSTITUTE OF TECHNOLOGY

$\mathbb{E}[W] = 6 \to \frac{1}{\lambda} \Rightarrow \lambda = 1/6$

iPhone X diketahui memiliki massa hidup rata-rata 6 tahun, mengikuti distribusi eksponensial. Berapa peluang sebuah iPhone milik Dr. Calvin dapat bertahan hingga delapan tahun?

- Misalkan W menyatakan waktu hidup iPhone. $\left(W \sim \text{Exp}(1/6)\right)$
  (lifetime)

  λ: parameter "per waktu"

- <u>Ditanya</u>: $\mathbb{P}$(bisa bertahan hingga 8 tahun)

$$= \mathbb{P}(W \geq 8)$$

pakai CDF

$$= 1 - \underbrace{\mathbb{P}(W \leq 8)}_{\text{CDF}: F_W(8)}$$

$$= \cancel{1} - (\cancel{1} - e^{-\frac{1}{6}\cdot 8})$$

$$= e^{-4/3} \approx 0{,}263 \,//$$

<u>Modal</u>: (CDF)

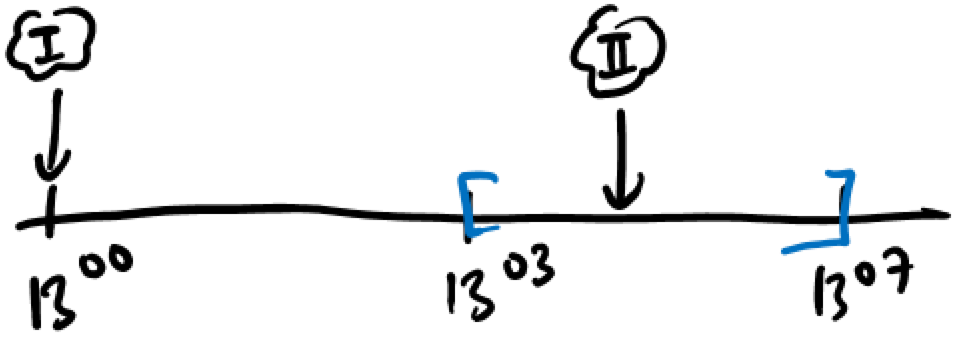
$$F_W(w) = \mathbb{P}(W \leq w)$$

$W \sim \text{Exp}(\lambda)$

$$\Rightarrow F_W(w) = 1 - e^{-\lambda w}$$

pikirkan kalau mau pakai PDF saja?

Dalam suatu kantor Relasi Pelanggan, diketahui bahwa banyaknya telepon masuk mengenai keluhan pelanggan berdistribusi Poisson dengan laju 12 telepon per jam. Misalkan diketahui pada pk. 13.00 terdapat sebuah telepon keluhan pelanggan. Berapakah peluang telepon berikutnya masuk dalam rentang waktu antara pk. 13.03 hingga pk. 13.07?



- X menyatakan banyak telpon masuk

$X \sim \text{Poi}(12) \longrightarrow X \sim \text{poi}\left(\frac{12}{60}\right)$

tel/jam tel/menit

$\Updownarrow$

$W \sim \text{Exp}(0{,}2)$

- W menyatakan waktu tunggu telp berikutnya masuk setelah 13^{00}.

Ditanya: $\mathbb{P}$(telpun masuk diantara menit ke-3 sampai menit ke-7)

$= \mathbb{P}(3 < W < 7)$

$= F_W(7) - F_W(3) = (\cancel{1} - e^{-\frac{1}{5}\cdot 7}) - (\cancel{1} - e^{-\frac{1}{5}\cdot 3}) = e^{-0{,}6} - e^{-1{,}4} \approx 0{,}3022$ //

TM2

2.3 Distribusi Peluang Kontinu Lainnya

Dalam statistik Bayesian, ____________________ merepresentasikan keyakinan awal tentang parameter sebelum data diamati, sedangkan ____________________ menghitung keyakinan yang diperbarui setelah mempertimbangkan data dengan Teorema Bayes. Hal ini dibahas lebih jauh dalam statistik lanjut.

Distribusi	Parameter	Notasi	*Support*	Karakteristik	Contoh	PDF: $f_X(x)$
Eksponensial						
Gamma						
Chi-Square						
t-student						
Beta						

Gambarkan sketsa fungsi kepadatan peluang $f_X(x)$ untuk setiap distribusi pada tabel di atas!