

BAB II

TEORI PENUNJANG

Ada 2 (dua) alasan yang menyebabkan probabilitas adalah hal yang penting dalam pengawasan kualitas, yaitu :

- a) Penafsiran terhadap data pengawasan kualitas selalu dihadapkan dengan keharusan untuk menentukan kegagalan-kejanggalan dari pencapaian observasi yang di berikan.
- b) Tipe-tipe statistik pengontrolan kualitas tertentu didistribusikan sesuai dengan hukum-hukum probabilitas secara teoritis.

Sebelum membicarakan hukum atau fungsi probabilitas perlu diketahui dahulu konsep dasar probabilitas.

Definisi 1: Jika sebuah peristiwa X dapat terjadi sebanyak n kali diantara N peristiwa yang independen dan masing-masing terjadi dengan kesempatan yang sama, maka peluang peristiwa X terjadi = $\frac{n}{N}$ atau $P(X) = \frac{n(X)}{N}$ (1)

Karena n adalah frekwensi mutlak untuk X maka $\frac{n(X)}{N}$ adalah frekwensi relatif untuk X.

Pengertian peluang dapat didekati secara eksperimen dengan kejadian yang berulang. Misalnya sebuah coin (mata uang) dengan sisi H dan T yang homogen sehingga seimbang (kesempatan muncul muka H dan T sama), dilemparkan ke atas.

Setiap kali lemparan dicatat muka yang keluar/tampak sebagai outcome. Satu eksperimen dilakukan 1000 kali pelemparan. Misalkan hasil lemparan dalam 3 eksperimen sebagai berikut :

Eksperimen	Outcome		Total
	H	T	
1	508	492	1000
2	504	496	1000
3	494	506	1000

Frekwensi relatif rata-rata untuk H dalam 3 eksperimen :

$$(0,508 + 0,504 + 0,494) : 3 = 0,502.$$

Apabila eksperimen dilakukan sedemikian banyak sehingga mendekati tak terhingga maka frekwensi relatif mendekati 0,5.

Dari pendekatan secara eksperimen ini maka peluang terjadinya H ialah :

$$P(H) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{n(H)}{N} \dots \dots \dots (2)$$

Dari definisi $P(X) = \frac{n(X)}{N}$ dimana $n = 0, 1, 2, \dots \dots \dots N$

$$\text{didapat } 0 \leq P(X) \leq 1$$

$$P(\bar{X}) = 1 - P(X)$$

$$P(X) + P(\bar{X}) = 1 \dots \dots \dots (3)$$

X dan \bar{X} merupakan 2 (dua) peristiwa yang saling asing.

- Jika terdapat n buah peristiwa $X_1, X_2, \dots \dots \dots X_n$ yang saling asing (independen) maka peluang terjadinya X_1 atau X_2 atau $X_3 \dots \dots \dots$ atau X_n didefinisikan ;

$$P(X_1 \cup X_2 \cup X_3 \cup \dots \cup X_n) = \sum_{j=1}^n P(X_j) - \sum_{i < j} P(X_i X_j)$$

$$+ \sum_{i < j < k} P(X_i X_j X_k) \dots \dots + (-1)^{n+1} P(X_1 X_2 X_3 \dots \dots X_n)$$

Untuk $n = 2$, didapat

$$P(X_1 \cup X_2) = P(X_1) + P(X_2) - P(X_1 X_2)$$

karena X_1, X_2 independen maka

$$X_1 X_2 = X_1 \cap X_2 = 0$$

$$P(X_1 X_2) = P(X_1 \cap X_2) = 0$$

$$\text{jadi } P(X_1 \cup X_2) = P(X_1) + P(X_2) \dots\dots\dots (4)$$

- Jika dua atau lebih peristiwa terjadi secara bersamaan atau secara berturut-turut disebut peristiwa berganda (multiplikasi).

Dua peristiwa atau lebih dikatakan mempunyai hubungan bersyarat jika peristiwa yang satu menjadi syarat terjadinya peristiwa yang lain.

X_1/X_2 menyatakan peristiwa X_1 terjadi didahului peristiwa X_2 . Peluangnya ditulis $P(X_1/X_2)$.

Definisi 2: $P(X_1/X_2) = \frac{P(X_1 X_2)}{P(X_2)}$; $P(X_2) > 0$

$$P(X_1 X_2) = P(X_2) \cdot P(X_1/X_2)$$

$$P(X_1 X_2) = P(X_1) \cdot P(X_2/X_1)$$

Untuk n peristiwa : $X_1, X_2, \dots\dots\dots X_n$

dimana $P(X_1, X_2, \dots\dots\dots X_n) \geq 0$ didapat

Theorema :

$$P(X_1 X_2 X_3 \dots\dots X_n) = P(X_1) P(X_2/X_1) P(X_3/X_1 X_2) \dots\dots\dots$$

$$P(X_n/X_1 X_2 X_3 \dots\dots\dots X_{n-1})$$

Bukti :

Dengan induksi matematik lengkap.

- dibuktikan rumus benar untuk $n = 1$

$$n = 1 \Rightarrow P(X_1) = P(X_1)$$

- rumus benar untuk $n = k$

$$n = k \Rightarrow P(X_1 X_2 \dots\dots X_k) = P(X_1) P(X_2/X_1) P(X_3/X_1 X_2) \dots\dots$$

- dibuktikan rumus benar untuk $n = k + 1$

$$n = k + 1 \rightarrow P(X_1 X_2 \dots X_{k+1}) = \frac{P(X_{k+1}/X_1 X_2 \dots X_k)}{P(X_1 X_2 \dots X_k)}$$

$$\begin{aligned} P(X_1 X_2 X_3 \dots X_{k+1}) &= P(X_{k+1}/X_1 X_2 \dots X_k) P(X_1) \times \\ &P(X_2/X_1) P(X_3/X_1 X_2) \times \\ &P(X_k/X_1 X_2 X_3 \dots X_{k-1}) \\ &= P(X_1) P(X_2/X_1) P(X_3/X_1 X_2) \times \\ &P(X_k/X_1 X_2 \dots X_{k-1}) \times \\ &P(X_{k+1}/X_1 X_2 X_3 \dots X_k) \end{aligned}$$

Terbukti teorema benar untuk $n = k + 1$. Jadi teorema benar untuk setiap n .

Dalam pembahasan selanjutnya akan digunakan hubungan bersyarat untuk 2 (dua) peristiwa, dimana kedua peristiwa tersebut independen.

$$P(X_1 X_2) = P(X_1) P(X_2/X_1) \dots \dots \dots (5)$$

Definisi 3: Jika $P(X_1/X_2)$ tidak tergantung pada peristiwa (event) X_2 , yaitu $P(X_1/X_2) = P(X_1)$, maka event X_1 dikatakan independen (tidak tergantung) event X_2 .

Karena $P(X_1/X_2) = P(X_1)$ maka $P(X_1 X_2) = P(X_1) P(X_2) \dots (6)$

Definisi 4: Dalam suatu ruang probabilitas, misalkan terdapat event X_1 dan X_2 . Event X_1 dikatakan independen terhadap event X_2 bila dan hanya bila dipenuhi salah satu persyaratan ;

$$a) P(X_1 X_2) = P(X_1) P(X_2)$$

$$b) P(X_1/X_2) = P(X_1) \text{ jika } P(X_2) > 0$$

$$c) P(X_2/X_1) = P(X_2) \text{ jika } P(X_1) > 0$$

II.1. ARTI GEOMETRIS DARI SUATU PROBABILITAS.

Jika sebuah mata uang dilempar ke udara, probabilitasnya adalah $1/2$ bila terdapat muka H dan $1/2$ bila terdapat muka T. Jumlah probabilitas adalah 1 sebagaimana seharusnya.

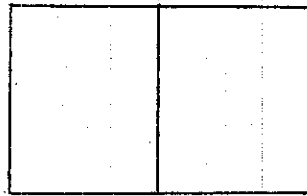
Setelah dicoba berkali-kali frekwensi tampak muka H dan T yang diharapkan sama. Pembagian luasan dibawah sebuah kurva mata uang tadi seharusnya 50% H dan 50% T (gambar 1).

Sebuah dadu memiliki 6 sisi dengan masing-masing satu titik sampai 6 titik. Artinya, setelah dilempar berkali-kali probabilitas setiap nomornya adalah $1/6$ dari seluruh probabilitas. Dengan kata lain, frekwensi pada sebuah muka dadu secara teoritis sekitar 16,7% dari luasan dibawah kurva dadu tadi (gambar 2). Gambar 3 menunjukkan kemungkinan-kemungkinan kombinasi dan distribusi seluruh titik-titik pada sepasang (2 buah dadu) secara teoritis. Gambar ini menunjukkan perbedaan esensial dari gambar 1 dan gambar 2. Luasan-luasan dalam keadaan tertinggi rata-rata lebih sedikit dari pada luasan yang berada didekat pusatnya. Pada keadaan seperti ini muncul sisa-sisa sebuah pendistribusian. Luasan yang diambil dari jumlah titik-titik yang 12 adalah $1/6$ dari luasan yang diambil dari 7 dan $1/36$ dari keseluruhan luasan.

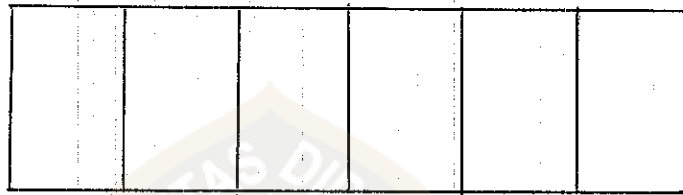
Jumlah probabilitas pada gambar 1, gambar 2 maupun gambar 3 adalah 1.

Hal ini dapat dikonversikan ke kurva normal yang mempunyai sifat :

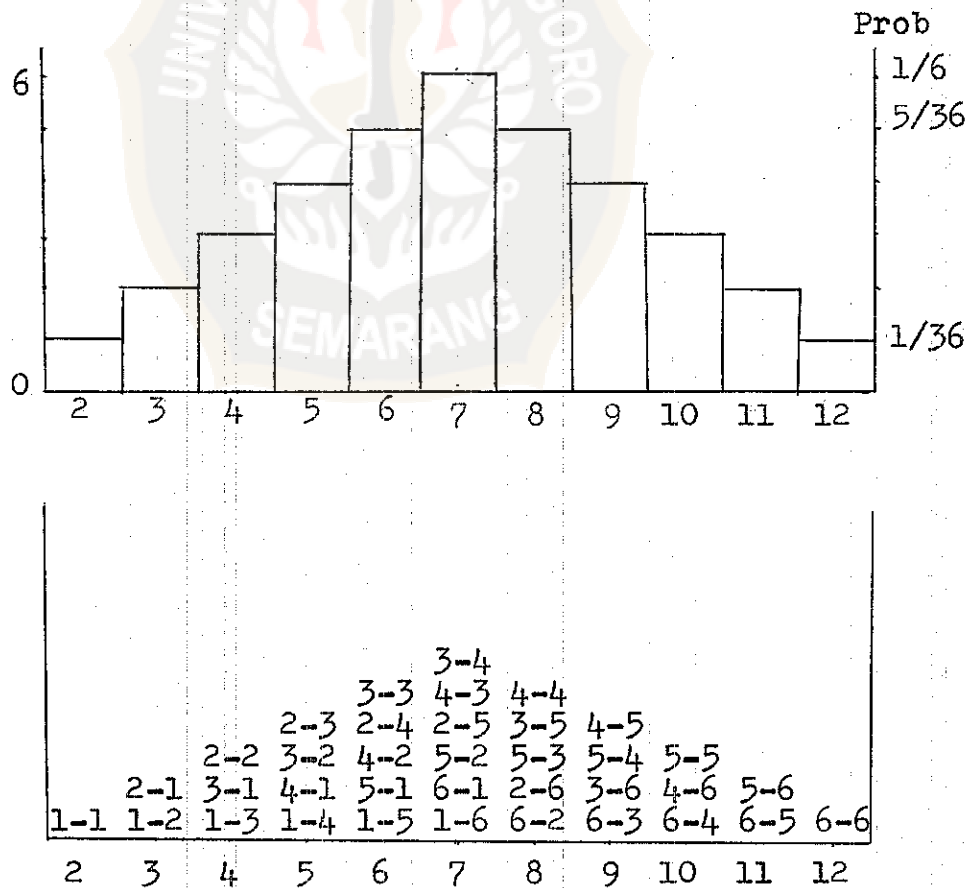
- Grafiknya berada di atas sumbu x.
- Bentuknya simetrik terhadap $x = \mu$



Gambar (1)

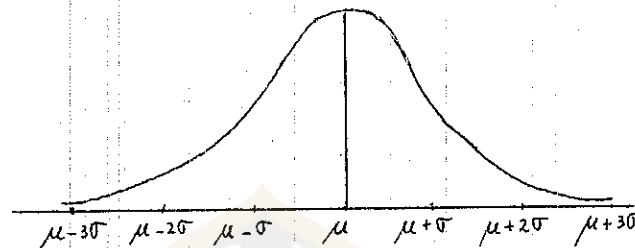


Gambar (2)



Gambar (3)

- Mempunyai satu modus.
- Grafiknya berasimtot pada sumbu x dari $x = \mu + 3\sigma$ ke kanan dan $x = \mu - 3\sigma$ ke kiri.
- Luas antara grafik dan sumbu x sama dengan 1 unit persegi.



Untuk tiap pasang μ dan σ sifat-sifat diatas selalu dipenuhi hanya bentuk kurvanya yang berlainan. Makin besar kurvanya makin rendah.

Distribusi normal termasuk salah satu jenis distribusi hipotetik yang kontinu. Variabel acaknya terdiri dari bilangan kontinu dari $-\infty$ sampai $+\infty$.

Kalau variabel acaknya x , maka fungsi peluangnya di definisikan :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)^2} \dots\dots\dots (7)$$

dimana $\pi = 3,1416$

$e = 2,7183$

$\sigma =$ simpangan baku.

$\mu =$ mean (rata-rata hitung).

Jika x sebuah variabel acak kontinu, maka didapat fungsi densitas $f(x)$ yang dapat menghasilkan peluang untuk harga-harga x . Dalam hal ini berlaku :

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1 \dots\dots\dots (8)$$

Peluang pada interval $a < x < b$, maka

$$P(a < x < b) = \int_a^b \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \dots\dots\dots (9)$$

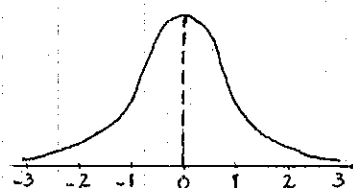
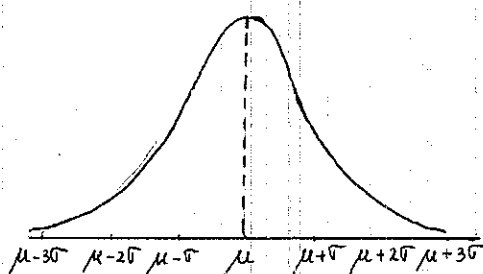
Distribusi normal standar ialah distribusi normal dengan rata-rata $\mu = 0$ dan simpangan baku $\sigma = 1$.

Fungsi densitasnya berbentuk :

$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} ; -\infty < z < \infty \dots\dots(10)$$

Setiap distribusi normal tertentu yang diperoleh dari pengamatan dapat dinyatakan dalam distribusi normal standar. Ini berarti variabel x dari distribusi normal tertentu dinyatakan dalam variabel z dari distribusi normal standar. Hubungan antara kedua variabel tersebut ialah :

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



Fungsi peluang dan fungsi distribusi dari distribusi normal standar digambarkan oleh luas dari kurva normal.

Kaitannya dengan penulisan ini ialah bahwa sebelum

mengadakan pengawasan produksi harus ditentukan terlebih dahulu berapa keyakinannya bahwa produk berada dalam pengawasan.

Menentukan keyakinan atau standar kualitas berarti menentukan diagram kontrol. Artinya menentukan BKA (Batas Kontrol Atas) dan BKB (Batas Kontrol Bawah) dari kualitas karakteristik yang diselidiki. Penentuan BKA dan BKB tergantung dari pada berapa besar probabilitas yang diinginkan untuk mendapatkan produk dalam kontrol.

Sebelum menentukan kualitas barang yang dihasilkan suatu pabrik, harus diselidiki distribusi kualitas barang yang diselidiki.

Diagram kontrol ada 2 (dua) macam, yaitu :

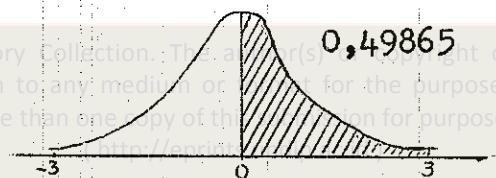
- 1). Diagram kontrol variabel : - rata-rata \bar{x}
 - simpangan baku
 - rentang
 - dll.
- 2). Diagram kontrol atribut : - banyak cacat
 - proporsi cacat

Karena data yang digunakan adalah data atribut, maka akan digunakan diagram kontrol atribut khususnya diagram kontrol untuk proporsi cacat (p chart).

Dalam pembahasan ini akan digunakan diagram kontrol 3 sigma (3σ), yang berarti $z = 3$ dan keyakinan bahwa produk dalam pengawasan sebesar $2 \times 0,49865 = 0,9973$ atau 99,73%. (lihat tabel luas kurva normal) dengan sentral = p (proporsi cacat)

$$BKA = p + 3\sigma$$

$$BKB = p - 3\sigma \quad \dots\dots\dots (11)$$



Sebelumnya perlu dibahas distribusi peluang diskrit

Distribusi peluang diskrit yang akan digunakan antara lain :

- 1). Distribusi Binomial.
- 2). Distribusi Hypergeometri.
- 3). Distribusi Poisson.

II.1.1. DISTRIBUSI BINOMIAL.

Dimuka telah disinggung distribusi binomial sebagai salah satu distribusi peluang diskrit. Distribusi tersebut merupakan suatu hasil pengamatan. Distribusi pengamatan jika dilakukan berdasarkan eksperimen sebanyak tak terhingga maka distribusi tersebut mendekati distribusi teoritis. Distribusi teoritis digunakan untuk melihat dengan distribusi apa suatu distribusi pengamatan dapat dihipotesis atau didekati. Distribusi teoritis dibagi dua, yaitu :

- distribusi teoritis diskrit
- distribusi teoritis kontinu

Perbedaan dari kedua distribusi tersebut terletak pada variabel acaknya. Distribusi normal dan distribusi-t adalah distribusi teoritis kontinu.

Suatu peristiwa dapat dibagi dalam dua kategori. Misalnya hasil ujian ; "lulus" dan "tidak lulus", keadaan suatu barang "baik" dan "cacat".

Secara singkat peristiwa-peristiwa tersebut terdiri atas X dan \bar{X} . Apabila peluang terjadinya X ialah $P(X) = p$, maka peluang terjadinya \bar{X} ialah $P(\bar{X}) = q$ dimana $q = 1 - p$.

Apabila peristiwa X dan \bar{X} terjadi sebanyak n kali dengan perincian X terjadi x kali dan \bar{X} terjadi

$(n - x)$ kali serta masing-masing peristiwa terjadi

secara independen, maka peluang terjadinya X dan \bar{X}

adalah $\dots X \dots \dots n-x$

$x = 0, 1, 2, \dots, n$ merupakan variabel acak diskrit.

Selanjutnya jika x kali terjadinya X terjadi dalam n cara maka akan menghasilkan fungsi peluang binomial yang didefinisikan :

$$\begin{aligned} f(x, n) &= \binom{n}{x} p^x (1 - p)^{n-x} \\ &= \frac{n!}{x!(n-x)!} p^x (1 - p)^{n-x} \quad \dots\dots\dots (12) \end{aligned}$$

Kembali pada contoh mata uang diatas, anggaplah ada 9 mata uang dilemparkan bersama-sama (berkali-kali) Disini jelas ada beberapa kombinasi H dan T yang bisa menghasilkan beberapa kombinasi lebih banyak muncul dari pada yang lain. Kombinasi-kombinasi itu dapat dihitung dengan rumus binomial dengan $p =$ probabilitas dari H dan $q =$ probabilitas dari T.

Gambar 4 menunjukkan pendistribusian binomial secara teoritis. Untuk ini kurva normal dapat digunakan untuk menghitung probabilitas berbagai nilai p .

Karena kurva normal akan diterapkan, maka diperlukan nilai deviasi rata-rata dan deviasi standar.

Deviasi standar dari distribusi binomial ialah :

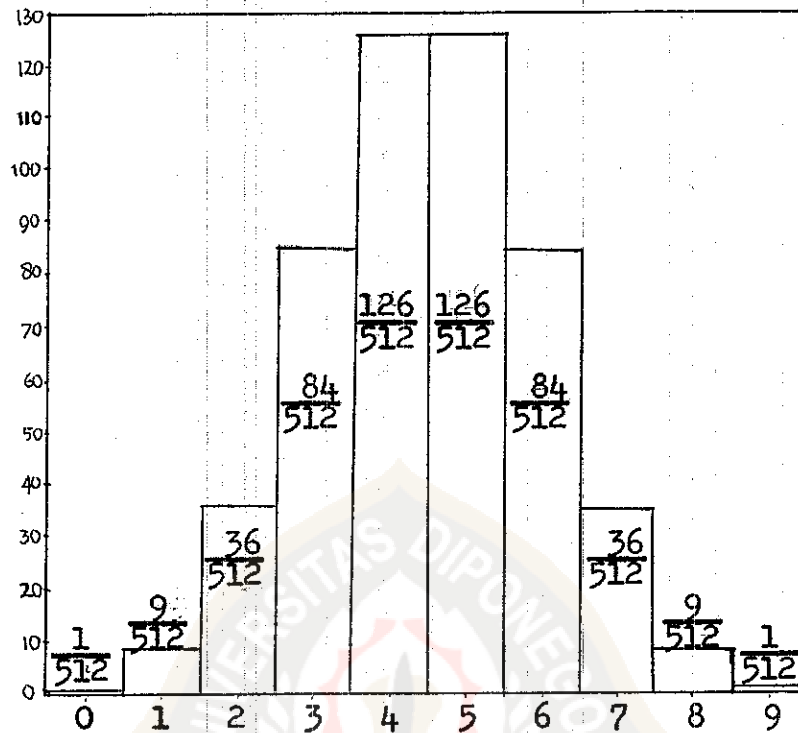
$$\sigma_{np} = \sqrt{np'(1 - p')} \quad \dots\dots\dots (13)$$

$$\sigma_p = \frac{\sqrt{p'(1 - p')}}{\sqrt{n}} \quad \dots\dots\dots (14)$$

$$\sigma_{100p} = \frac{\sqrt{100p'(100 - 100p')}}{\sqrt{n}} \quad \dots\dots\dots (15)$$

p' dan σ_p pada distribusi binomial analog dengan \bar{x} dan σ_x pada distribusi normal.

Gambar 4.



Luasan yang diambil dari nomor 5 (lihat gambar 4), menunjukkan bahwa pada pelemparan 9 mata uang, peluang terjadinya muka H sebanyak 5 kali sebesar $\frac{126}{512}$. Dalam hal ini x = banyaknya tampak muka H, maka $n - x$ = banyaknya tampak muka T ; $p = \frac{1}{2}$; $q = \frac{1}{2}$

$$f(x, n) = \frac{n!}{x!(n-x)!} p^x (1-p)^{n-x}$$

$$f(5, 9) = \frac{9!}{5!(9-5)!} \left(\frac{1}{2}\right)^5 \left(1 - \frac{1}{2}\right)^{9-5}$$

$$= \frac{9 \cdot 8 \cdot 7 \cdot 6 \cdot 5 \cdot 4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1}{5 \cdot 4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1 \cdot 4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1} \left(\frac{1}{2}\right)^9$$

$$= \frac{126}{512}$$

Fungsi dan distribusi peluang binomial ini memenuhi syarat-syarat distribusi peluang diskrit, yaitu :

$$f(x, n) \geq 0 \quad \dots \dots \dots (16)$$

$$\sum f(x, n) = 1 \quad \dots \dots \dots (17)$$

II.1.2. DISTRIBUSI HYPERGEOMETRI.

Misalkan ada sebuah populasi berukuran N , diantaranya terdapat M buah termasuk kategori tertentu (misal cacat). Dari populasi ini diambil sampel acak berukuran n . Maka peluang dalam sampel itu terdapat x buah termasuk kategori tertentu tersebut dinyatakan oleh distribusi hypergeometri, ialah :

$$P(x) = \frac{\binom{M}{x} \binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{n}} \dots\dots\dots (18)$$

dimana : $N > 0$

M bilangan bulat positif

$M \leq N$

$n \leq N$, n bilangan bulat positif.

Jika ukuran sampel relatif besar atau lebih dari 20% dibanding ukuran lot, binomial tidak menghasilkan pendekatan distribusi yang baik.

Secara teoritis, Hypergeometri adalah distribusi terbatas dan mendekati binomial jika n relatif kecil dibanding dengan ukuran lot N . Setiap unit sampel yang ditarik dari lot (populasi), lot memiliki p' yang berlainan.

Contoh : Sebuah sampel berukuran 5 harus diambil secara acak dari populasi berukuran 20 unit yang memiliki 2 unit cacat. Disini $p' = \frac{2}{20}$ atau $p' = 0,1$.

Ukuran sampel adalah 25% dari ukuran populasi, sehingga rumus hypergeometri akan digunakan untuk mendapatkan distribusi sampel.

Untuk $x = 2$, maka penghitungan untuk mencapai probabilitas adalah sebagai berikut :

$$N = 20 ; M = 2 ; x = 2 ; n = 5$$

Banyaknya cacat (x)	Rumus	Probabilitas
0	$P(0) = \frac{C_{5-0}^{20-2} C_0^2}{C_5^{20}}$	0,552
1	$P(1) = \frac{C_{5-1}^{20-2} C_1^2}{C_5^{20}}$	0,395
2	$P(2) = \frac{C_{5-2}^{20-2} C_2^2}{C_5^{20}}$	0,053
		1,000

II.1.3. DISTRIBUSI POISSON.

Definisi: Variabel acak diskrit x dikatakan mempunyai distribusi Poisson jika fungsi peluangnya berbentuk

$$P(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} \dots\dots\dots (19)$$

dimana : $x = 0,1,2,\dots\dots$

$\lambda =$ konstan

Distribusi yang dihasilkan memiliki kecondongan positif yang tinggi sehingga tidak dapat disesuaikan ke normal. Distribusi ini sering digunakan untuk menentukan peluang sebuah peristiwa yang dalam luasan kesempatan tertentu diharapkan terjadinya sangat ja

II.2. BENTUK-BENTUK PENDEKATAN.

1. Hypergeometri menjadi Binomial.

Diatas telah disinggung bahwa secara teoritis, hypergeometri mendekati binomial jika n (ukuran sampel) relatif kecil dibanding ukuran lot N .

Akan dibuktikan ;

$$\lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ M \rightarrow \infty \\ \frac{M}{N} \rightarrow p}} \frac{\binom{M}{x} \binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{n}} = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

Bukti :

$$\lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ M \rightarrow \infty \\ \frac{M}{N} \rightarrow p}} \frac{\binom{M}{x} \binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{n}} = \lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ M \rightarrow \infty \\ \frac{M}{N} \rightarrow p}} \frac{M! (N-M)!}{x!(M-x)! (n-x)!(N-M-n+x)!} \cdot \frac{n!}{N!}$$

$$= \binom{n}{x} \lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ M \rightarrow \infty \\ \frac{M}{N} \rightarrow p}} \frac{M(M-1)(M-2)\dots(M-x+1) (N-M)(N-M-1)\dots}{N(N-1)(N-2)\dots(N-x+1) (N-x+2)(N-x+3)\dots} \frac{\dots(N-M-n+x+1)}{\dots(N-n+1)}$$

$$= \binom{n}{x} \lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ M \rightarrow \infty \\ \frac{M}{N} \rightarrow p}} \frac{M}{N} \left(\frac{M-1}{N-1} \right) \left(\frac{M-2}{N-2} \right) \dots \left(\frac{M-x+1}{N-x+1} \right) \cdot \frac{1}{1 - \frac{x-1}{N}} \cdot x$$

$$\lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ M \rightarrow \infty \\ \frac{M}{N} \rightarrow p}} \left(\frac{N-M}{N} \right) \left(\frac{N-M-1}{N-1} \right) \left(\frac{N-M-2}{N-2} \right) \dots \left(\frac{N-M-n+x-1}{N-n+x-1} \right)$$

$$\lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ M \rightarrow \infty \\ \frac{M}{N} \rightarrow p}}$$

$$\dots\dots\dots = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

2. Binomial menjadi Poisson.

Diketahui fungsi density diskrit Binomial dengan n dan p sebagai parameter, yaitu ;

$$\binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

$$x = 0, 1, 2, \dots, n$$

Jika dalam distribusi binomial n cukup besar, sedang p mendekati nol sedemikian hingga $np = \lambda$ konstan, maka distribusi binomial sangat baik mendekati oleh distribusi Poisson.

$$\binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} \longrightarrow \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}$$

Bukti :

$$np = \lambda \quad ; \quad p = \frac{\lambda}{n}$$

$$\begin{aligned} \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} &= \frac{n!}{x!(n-x)!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \\ &= \frac{\lambda^x}{x!} \frac{(n)_x}{n^x} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x} \end{aligned}$$

Karena jika $n \rightarrow \infty$

$$\frac{(n)_x}{n^x} \rightarrow 1, \quad \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x} \rightarrow 1 \quad \text{dan} \quad \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \rightarrow e^{-\lambda}$$

maka

$$\binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} \longrightarrow \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}$$