Estatística

- 8 Distribuições Amostrais
- 9 Estimação de Parâmetros por Intervalo

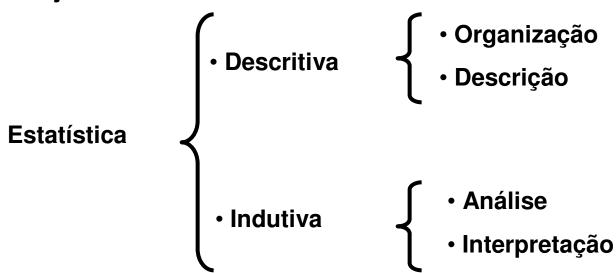
Prof. Marcela A. G. Machado

e-mail: marcela@feg.unesp.br

Página da FEG: www.feg.unesp.br/~marcela

Estatística

Objetivos:



Estatística Indutiva:

Tirar conclusões sobre populações através de dados amostrais

• Processo de Indução:

Não é exato; sujeito a variabilidade

- Importante !!!
 - Conhecer a PROBABILIDADE de variação do processo de indução.
 - Com que PROBABILIDADE se pode confiar nos resultados obtidos dos dados coletados ???

População

É um conjunto de elementos com pelo menos uma característica comum.

Amostra

É um subconjunto de elementos de uma população.

Estatísticas

Valores calculados em função dos elementos da **amostra.**

Distribuição Amostral

À distribuição de probabilidade de uma estatística chama-se distribuição amostral.

Problemas da Estatística Indutiva:

- 1) Problemas de Estimação (por intervalo)
- 2) Problemas de Testes de Hipóteses

Distribuição constituída de todos os valores de \overline{x} , considerando todas as possíveis amostras de tamanho "n"

$$\overline{x} = \frac{\sum x_i}{n} = \frac{1}{n} \cdot (x_1 + x_2 + \dots + x_n)$$

Parâmetros da Distribuição Amostral de X

$$\mu(\overline{x}) = \frac{1}{n} \cdot [\mu(x_1) + \mu(x_2) + \dots + \mu(x_n)]$$

$$\mu(\overline{x}) = \frac{1}{n} \cdot [\mu + \mu + \dots + \mu] = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \mu = \mu$$

Sendo: x₁, x₂, ..., x_n Variáveis Aleatórias Independentes:

$$\sigma^{2}(\overline{x}) = \left(\frac{1}{n}\right)^{2} \cdot \left[\sigma^{2}(x_{1}) + \sigma^{2}(x_{2}) + \dots + \sigma^{2}(x_{n})\right]$$

$$\sigma^{2}(\overline{x}) = \frac{1}{n^{2}} \cdot [\sigma^{2} + \sigma^{2} + \dots + \sigma^{2}] = \frac{1}{n^{2}} \cdot n \cdot \sigma^{2} = \frac{\sigma^{2}}{n}$$

Exemplo: População = {2,3,6,8,11}

Amostra de 2 (dois) elementos com reposição.

$$N = 5$$
 $n = 2$

Amostras possíveis: $5^2 = 25$ amostras

População:
$$\mu = \frac{\sum x_i}{N} = \frac{2+3+6+8+11}{5} = 6.0$$

$$\sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \mu)^2}{N}$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{5} \cdot \left[(2-6)^2 + (3-6)^2 + (6-6)^2 + (8-6)^2 + (11-6)^2 \right]$$

$$\sigma^2 = 10.8$$

Amostra:

$$\mu_{\bar{x}} = E(\bar{x}) = \frac{\sum \bar{x}_{i}}{N^{n}} = \frac{2,0 + 2,5 + ... + 11,0}{5^{2}} = \frac{150}{25} = 6,0 = \mu$$

$$\sigma_{\bar{x}}^{2} = \frac{\sum (\bar{x}_{i} - \mu_{\bar{x}})^{2}}{N^{n}} = \frac{\sum (\bar{x}_{i} - 6,0)^{2}}{25}$$

$$\sigma_{\bar{x}}^{2} = 5,40 = \frac{10,8}{2} = \frac{\sigma^{2}}{n}$$

Exemplo: População = {2,3,6,8,11}

Amostra de 2 (dois) elementos sem reposição.

$$N = 5$$
 $n = 2$

Amostras possíveis:

$$\binom{5}{2} = \frac{5!}{3! \cdot 2!} = \frac{5 \cdot 4}{2} = 10$$

$$P(\overline{x}_i) = \frac{1}{10}$$
 para todo x_i

| Amostras | X |
|----------|-----|
| (2,3) | 2,5 |
| (2,6) | 4,0 |
| (2,8) | 5,0 |
| (2,11) | 6,5 |
| (3,6) | 4,5 |
| (3,8) | 5,5 |
| (3,11) | 7,0 |
| (6,8) | 7,0 |
| (6,11) | 8,5 |
| (8 11) | 9.5 |

$$\mu_{\bar{x}} = \sum \bar{x}_i \cdot P(\bar{x}_i) = \frac{2.5 + 4.0 + \dots + 9.5}{10} = 6.0$$

$$\sigma^{2}(\overline{x}) = \sum (\overline{x}_{i} - \mu_{\overline{x}})^{2} \cdot P(\overline{x}_{i})$$

$$\sigma^{2}(\overline{x}) = \frac{1}{10} [(2.5 - 6)^{2} + (4.0 - 6)^{2} + ... + (9.5 - 6)^{2}] = 4.05$$

$$\sigma^{2}(\overline{x}) = \frac{\sigma^{2}}{n} \cdot \frac{N-n}{N-1} = \frac{10.8}{2} \cdot \frac{5-2}{5-1} = 4.05$$

- Amostragem com reposição
- População infinita
- Xi: V.A. Independentes

Então

$$\mu(\overline{x}) = \mu$$

$$\sigma^{2}(\overline{x}) = \frac{\sigma^{2}}{n}$$

- Amostragem sem reposição
- População finita
- Xi: V.A. não Independentes

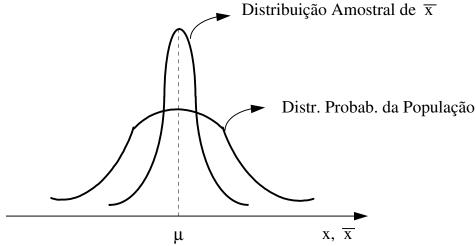
Então

$$\sigma^{2}(\overline{x}) = \frac{\sigma^{2}}{n} \cdot \frac{N-n}{N-1}$$

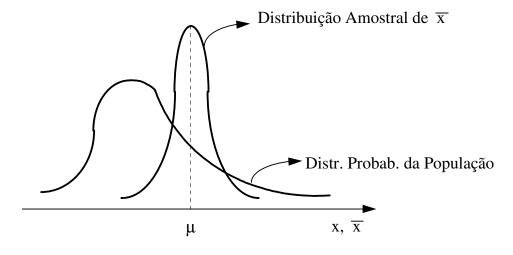
Onde: N → tamanho da população n → tamanho da amostra

Resultados importantes:

Se a população for Normal então a Distribuição Amostral de X é Normal para qualquer tamanho da amostra, devido ao Teorema das Combinações Lineares de Variáveis Normais Independentes.

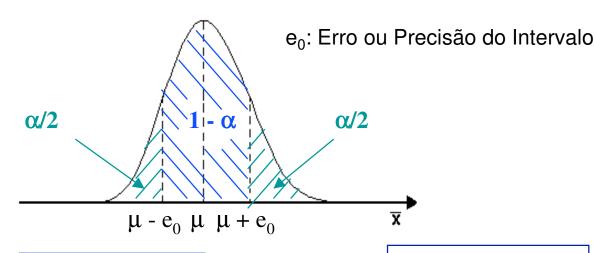


• Se a população não for Normal, mas a amostra for suficientemente grande então a Distribuição Amostral de x pode ser aproximada pela Normal, devido ao **Teorema do Limite Central** (no caso de população infinita) ou devido à consideração de amostragem com reposição.



Intervalo de Confiança para a média μ de uma População infinita, com σ conhecido

Sabe-se que uma V. A. \overline{X} Normal (μ , σ^2/n)



Normal Reduzida:

$$z_{\alpha/2} = \frac{(\mu + e_0) - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$$

Portanto:

$$e_0 = z_{\alpha/2} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$\overline{x} - e_0 \le \mu \le \overline{x} + e_0$$

Portanto:

$$P\left(\frac{1}{x} - z_{\alpha/2} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \le \mu \le \frac{1}{x} + z_{\alpha/2} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

Nível ou Grau de Confiança

Intervalo de Confiança para a média μ de uma População infinita, com σ conhecido

Exemplo: Considerando-se que uma amostra de 100 elementos extraída de uma população Normal, cujo desvio-padrão é igual a 2,0, forneceu média amostral X = 35,6, construir um intervalo com nível de confiança de 95 % para a média µ

Solução: Da tabela da Distribuição Normal Reduzida:

$$Z_{\alpha/2} = Z_{2.5} \% = 1,96, logo:$$

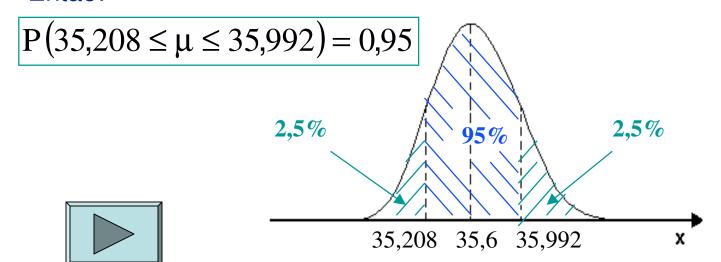


$$e_0 = z_{\alpha/2} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 1,96 \cdot \frac{2,0}{\sqrt{100}} = 0,392$$

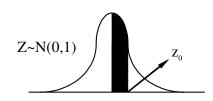
Intervalo de Confiança:

$$x \pm e_0 = 35,6 \pm 0,392$$

Então:

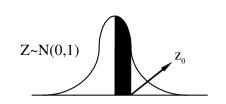


Distribuição normal — valores de $P(0 \le Z \le z_0)$

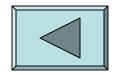


| z ₀ | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0,0 | 0,0000 | 0,0040 | 0,0080 | 0,0120 | 0,0160 | 0,0199 | 0,0239 | 0,0279 | 0,0319 | 0,0359 |
| 0,1 | 0,0398 | 0,0438 | 0,0478 | 0,0517 | 0,0557 | 0,0596 | 0,0636 | 0,0675 | 0,0714 | 0,0753 |
| 0,2 | 0,0793 | 0,0832 | 0,0871 | 0,0910 | 0,0948 | 0,0987 | 0,1026 | 0,1064 | 0,1103 | 0,1141 |
| 0,3 | 0,1179 | 0,1217 | 0,1255 | 0,1293 | 0,1331 | 0,1368 | 0,1406 | 0,1443 | 0,1480 | 0,1517 |
| 0,4 | 0,1554 | 0,1591 | 0,1628 | 0,1664 | 0,1700 | 0,1736 | 0,1772 | 0,1808 | 0,1844 | 0,1879 |
| 0,5 | 0,1915 | 0,1950 | 0,1985 | 0,2019 | 0,2054 | 0,2088 | 0,2123 | 0,2157 | 0,2190 | 0,2224 |
| 0,6 | 0,2257 | 0,2291 | 0,2324 | 0,2357 | 0,2389 | 0,2422 | 0,2454 | 0,2486 | 0,2517 | 0,2549 |
| 0,7 | 0,2580 | 0,2611 | 0,2642 | 0,2673 | 0,2704 | 0,2734 | 0,2764 | 0,2794 | 0,2823 | 0,2852 |
| 0,8 | 0,2881 | 0,2910 | 0,2939 | 0,2967 | 0,2995 | 0,3023 | 0,3051 | 0,3078 | 0,3106 | 0,3133 |
| 0,9 | 0,3159 | 0,3186 | 0,3212 | 0,3238 | 0,3264 | 0,3289 | 0,3315 | 0,3340 | 0,3365 | 0,3389 |
| 1,0 | 0,3413 | 0,3438 | 0,3461 | 0,3485 | 0,3508 | 0,3531 | 0,3554 | 0,3577 | 0,3599 | 0,3621 |
| 1,1 | 0,3643 | 0,3665 | 0,3686 | 0,3708 | 0,3729 | 0,3749 | 0,3770 | 0,3790 | 0,3810 | 0,3830 |
| 1,2 | 0,3849 | 0,3869 | 0,3888 | 0,3907 | 0,3925 | 0,3944 | 0,3962 | 0,3980 | 0,3997 | 0,4015 |
| 1,3 | 0,4032 | 0,4049 | 0,4066 | 0,4082 | 0,4099 | 0,4115 | 0,4131 | 0,4147 | 0,4162 | 0,4177 |
| 1,4 | 0,4192 | 0,4207 | 0,4222 | 0,4236 | 0,4251 | 0,4265 | 0,4279 | 0,4292 | 0,4306 | 0,4319 |
| 1,5 | 0,4332 | 0,4345 | 0,4357 | 0,4370 | 0,4382 | 0,4394 | 0,4406 | 0,4418 | 0,4429 | 0,4441 |
| 1,6 | 0,4452 | 0,4463 | 0,4474 | 0,4484 | 0,4495 | 0,4505 | 0,4515 | 0,4525 | 0,4535 | 0,4545 |
| 1,7 | 0,4554 | 0,4564 | 0,4573 | 0,4582 | 0,4591 | 0,4599 | 0,4608 | 0,4616 | 0,4625 | 0,4633 |
| 1,8 | 0,4641 | 0,4649 | 0,4656 | 0,4664 | 0,4671 | 0,4678 | 0,4686 | 0,4693 | 0,4699 | 0,4706 |
| 1,9 | 0,4713 | 0,4719 | 0,4726 | 0,4732 | 0,4738 | 0,4744 | 0,4750 | 0,4756 | 0,4761 | 0,4767 |
| 2,0 | 0,4772 | 0,4778 | 0,4783 | 0,4788 | 0,4793 | 0,4798 | 0,4803 | 0,4808 | 0,4812 | 0,4817 |
| 2,1 | 0,4821 | 0,4826 | 0,4830 | 0,4834 | 0,4838 | 0,4842 | 0,4846 | 0,4850 | 0,4854 | 0,4857 |
| 2,2 | 0,4861 | 0,4864 | 0,4868 | 0,4871 | 0,4875 | 0,4878 | 0,4881 | 0,4884 | 0,4887 | 0,4890 |
| 2,3 | 0,4893 | 0,4896 | 0,4898 | 0,4901 | 0,4904 | 0,4906 | 0,4909 | 0,4911 | 0,4913 | 0,4916 |
| 2,4 | 0,4918 | 0,4920 | 0,4922 | 0,4925 | 0,4927 | 0,4929 | 0,4931 | 0,4932 | 0,4934 | 0,4936 |
| 2,5 | 0,4938 | 0,4940 | 0,4941 | 0,4943 | 0,4945 | 0,4946 | 0,4948 | 0,4949 | 0,4951 | 0,4952 |
| 2,6 | 0,4953 | 0,4955 | 0,4956 | 0,4957 | 0,4959 | 0,4960 | 0,4961 | 0,4962 | 0,4963 | 0,4964 |
| 2,7 | 0,4965 | 0,4966 | 0,4967 | 0,4968 | 0,4969 | 0,4970 | 0,4971 | 0,4972 | 0,4973 | 0,4974 |
| 2,8 | 0,4974 | 0,4975 | 0,4976 | 0,4977 | 0,4977 | 0,4978 | 0,4979 | 0,4979 | 0,4980 | 0,4981 |
| 2,9 | 0,4981 | 0,4982 | 0,4982 | 0,4983 | 0,4984 | 0,4984 | 0,4985 | 0,4985 | 0,4986 | 0,4986 |
| 3,0 | 0,4987 | 0,4987 | 0,4987 | 0,4988 | 0,4988 | 0,4989 | 0,4989 | 0,4989 | 0,4990 | 0,4990 |
| 3,1 | 0,4990 | 0,4991 | 0,4991 | 0,4991 | 0,4992 | 0,4992 | 0,4992 | 0,4992 | 0,4993 | 0,4993 |
| 3,2 | 0,4993 | 0,4993 | 0,4994 | 0,4994 | 0,4994 | 0,4994 | 0,4994 | 0,4995 | 0,4995 | 0,4995 |
| 3,3 | 0,4995 | 0,4995 | 0,4995 | 0,4996 | 0,4996 | 0,4996 | 0,4996 | 0,4996 | 0,4996 | 0,4997 |
| 3,4 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4998 |
| 3,5 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 |
| 3,6 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 |
| 3,7 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 |
| 3,8 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 |
| 3,9 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | ხ,5000 |

Distribuição normal — valores de $P(0 \le Z \le z_0)$



| Z ₀ | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0,0 | 0,0000 | 0,0040 | 0,0080 | 0,0120 | 0,0160 | 0,0199 | 0,0239 | 0,0279 | 0,0319 | 0,0359 |
| 0,1 | 0,0398 | 0,0438 | 0,0478 | 0,0517 | 0,0557 | 0,0596 | 0,0636 | 0,0675 | 0,0714 | 0,0753 |
| 0,2 | 0,0793 | 0,0832 | 0,0871 | 0,0910 | 0,0948 | 0,0987 | 0,1026 | 0,1064 | 0,1103 | 0,1141 |
| | | | | | | | | | | |
| 1,5 | 0,4332 | 0,4345 | 0,4357 | 0,4370 | 0,4382 | 0,4394 | 0,4406 | 0,4418 | 0,4429 | 0,4441 |
| 1,6 | 0,4452 | 0,4463 | 0,4474 | 0,4484 | 0,4495 | 0,4505 | 0,4515 | 0,4525 | 0,4535 | 0,4545 |
| 1,7 | 0,4554 | 0,4564 | 0,4573 | 0,4582 | 0,4591 | 0,4599 | 0,4608 | 0,4616 | 0,4625 | 0,4633 |
| 1,8 | 0,4641 | 0,4649 | 0,4656 | 0,4664 | 0,4671 | 0,4678 | 0,4686 | 0,4693 | 0,4699 | 0,4706 |
| 1,9 | 0,4713 | 0,4719 | 0,4726 | 0,4732 | 0,4738 | 0,4744 | 0,4750 | 0,4756 | 0,4761 | 0,4767 |
| 2,0 | 0,4772 | 0,4778 | 0,4783 | 0,4788 | 0,4793 | 0,4798 | 0,4803 | 0,4808 | 0,4812 | 0,4817 |
| 2,1 | 0,4821 | 0,4826 | 0,4830 | 0,4834 | 0,4838 | 0,4842 | 0,4846 | 0,4850 | 0,4854 | 0,4857 |
| | | | | | | | | | | |
| 3,8 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 |
| 3,9 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 |



Tamanho da Amostra

Exemplo 1: Qual o tamanho de amostra necessária para se estimar a média de uma população infinita cujo desviopadrão é igual a 4, com 98 % de confiança e precisão de 0,5?

$$e_0 = z_{\alpha/2} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 0,5$$

$$n = \left(\frac{z_{1\%} \cdot \sigma}{e_0}\right)^2 = \left(\frac{2,33 \cdot 4}{0,5}\right)^2 = 346,3$$

Distribuição normal – valores de P(0 $Z z_0$ $Z \sim N(0,1)$ 1 2 3 0 Z_0 0,0000 0,0040 0,0080 0,0120 0,016 0,0 0,4861 0,4864 0,4868 0,487 0,4893 0,4896 0,4898 0,490 0,4918 0,492 0,4920 0,4922 0,494 0,4938 0,4940 0,4941 0,4943 0,4953 0,4955 0,4956 0,4957 0,4953 0,4965 0,4966 0,4967 0,4968 0,496 0 4974 N 4975 n 497 N 4976 N 1977

Intervalo de Confiança para a média μ de uma População infinita, com σ desconhecido

$$P\left(\overline{x} - t_{n-1,\alpha/2} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \le \mu \le \overline{x} + t_{n-1,\alpha/2} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

Neste caso:

$$e_0 = t_{n-1,\alpha/2} \cdot \frac{s_x}{\sqrt{n}}$$

Distribuição t - Student

A partir de uma amostra aleatória de *n* valores retirados de uma população $N(\mu,\sigma^2)$, obtêm-se a estatística:

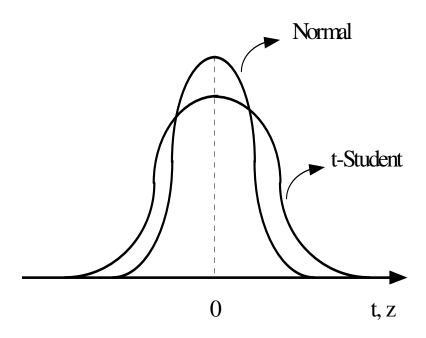
$$z = \frac{\overline{x} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$$
 $\rightarrow z \in N(1,0)$, pois: $\mu_{\overline{x}} = \mu$ e $\sigma_{\overline{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

Substituindo-se σ (desconhecido) por s_x :

$$\frac{\overline{x} - \mu}{s(x)/\sqrt{n}} = t_{n-1} \quad (t - Student com \ v = n-1)$$

$$\mu(t_{n-1})=0$$

 $\mu(t_{n\text{-}1}) = 0 \hspace{1cm} n \to \infty, \hspace{0.2cm} s(x) \to \sigma \hspace{0.2cm} \therefore \hspace{0.2cm} t \to N(0,1)$



Intervalo de Confiança para a média µ de uma População infinita, com σ desconhecido

Exemplo: Uma amostra de 4 elementos extraídas de uma população com Distribuição Normal forneceu média X = 8,20 e desvio-padrão s = 0,40. Construir um intervalo com nível de confiança de 99 % para a média dessa população.

Solução: Intervalo de Confiança:

$$\frac{-}{x \pm e_0}$$

Onde:
$$e_0 = t_{n-1,\alpha/2} \cdot \frac{S_x}{\sqrt{n}}$$

Da tabela t de Student:
$$t_{n-1,\alpha/2} = t_{3, 0,5\%} = 5,841$$



Logo:
$$e_0 = t_{n-1,\alpha/2} \cdot \frac{s_x}{\sqrt{n}} = 5,841 \cdot \frac{0,40}{\sqrt{4}} \cong 1,168$$

Intervalo de Confiança:

$$\bar{x} \pm e_0 = 8,20 \pm 1,168$$

Então:
$$P\left(\overline{x} - t_{n-1,\alpha/2} \cdot \frac{s_x}{\sqrt{n}} \le \mu \le \overline{x} + t_{n-1,\alpha/2} \cdot \frac{s_x}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

$$P(7,032 \le \mu \le 9,368) = 0,99$$

Distribuições t de Student - valores de $t_{v,P}$, onde $P = P(t_v \ge t_{v,P})$

| v P | 0,10 | 0,05 | 0,025 | 0,01 | 0,005 |
|-------|-------|-------|--------|--------|---------|
| 1 | 3,078 | 6,314 | 12,706 | 31,821 | 63,657 |
| 2 | 1,886 | 2,920 | 4,303 | 6,965 | 9,925 |
| 3 | 1,638 | 2,353 | 3,182 | 4,541 | (5,841) |
| 4 | 1,533 | 2,132 | 2,776 | 3,747 | 4,604 |
| 5 | 1,476 | 2,015 | 2,571 | 3,365 | 4,032 |
| 6 | 1,440 | 1,943 | 2,447 | 3,143 | 3,707 |
| 7 | 1,415 | 1,895 | 2,365 | 2,998 | 3,499 |
| 8 | 1,397 | 1,860 | 2,306 | 2,896 | 3,355 |
| 9 | 1,383 | 1,833 | 2,262 | 2,821 | 3,250 |
| 10 | 1,372 | 1,812 | 2,228 | 2,764 | 3,169 |
| 11 | 1,363 | 1,796 | 2,201 | 2,718 | 3,106 |
| 12 | 1,356 | 1,782 | 2,179 | 2,681 | 3,055 |
| 13 | 1,350 | 1,771 | 2,160 | 2,650 | 3,012 |
| 14 | 1,345 | 1,761 | 2,145 | 2,624 | 2,977 |
| 15 | 1,341 | 1,753 | 2,131 | 2,602 | 2,947 |
| 16 | 1,337 | 1,746 | 2,120 | 2,583 | 2,921 |
| 17 | 1,333 | 1,740 | 2,110 | 2,567 | 2,898 |
| 18 | 1,330 | 1,734 | 2,101 | 2,552 | 2,878 |
| 19 | 1,328 | 1,729 | 2,093 | 2,539 | 2,861 |
| 20 | 1,325 | 1,725 | 2,086 | 2,528 | 2,845 |
| 21 | 1,323 | 1,721 | 2,080 | 2,518 | 2,831 |
| 22 | 1,321 | 1,717 | 2,074 | 2,508 | 2,819 |
| 23 | 1,319 | 1,714 | 2,069 | 2,500 | 2,807 |
| 24 | 1,318 | 1,711 | 2,064 | 2,492 | 2,797 |
| 25 | 1,316 | 1,708 | 2,060 | 2,485 | 2,787 |
| 26 | 1,315 | 1,706 | 2,056 | 2,479 | 2,779 |
| 27 | 1,314 | 1,703 | 2,052 | 2,473 | 2,771 |
| 28 | 1,313 | 1,701 | 2,048 | 2,467 | 2,763 |
| 29 | 1,311 | 1,699 | 2,045 | 2,462 | 2,756 |
| 30 | 1,310 | 1,697 | 2,042 | 2,457 | 2,750 |
| 50 | 1,299 | 1,676 | 2,009 | 2,403 | 2,678 |
| 80 | 1,292 | 1,664 | 1,990 | 2,374 | 2,639 |
| 120 | 1,289 | 1,658 | 1,980 | 2,358 | 2,617 |

Distribuição da Variância Amostral s²

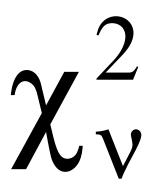
$$s_{X}^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})^{2}}{n-1}$$

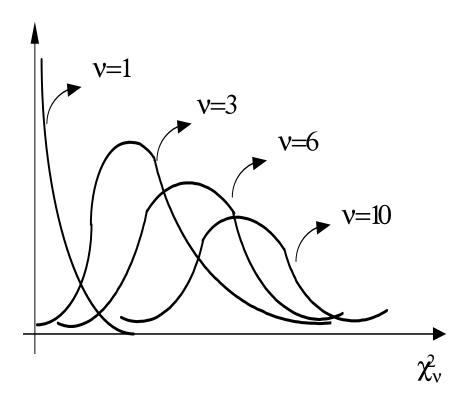
$$\chi_n^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma}\right)^2 = \sum_{i=1}^n z_i^2$$

$$s^2 = \frac{\sigma^2}{n-1} \cdot \chi_{n-1}^2$$

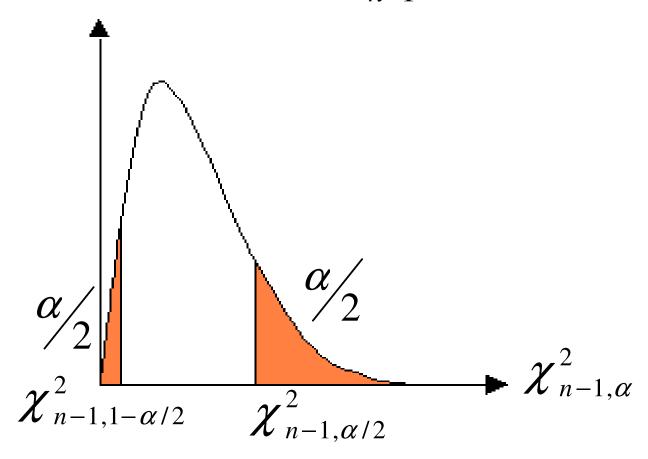
$$\Rightarrow \sigma^2 = \frac{(n-1) \cdot s^2}{\chi_{n-1}^2}$$

Distribuição





$$\sigma^2 = \frac{(n-1)\cdot s^2}{\chi_{n-1}^2}$$



Intervalo de Confiança para a Variância da População

$$P(\frac{(n-1)\cdot s^2}{\chi_{n-1,\alpha/2}^2} \le \sigma^2 \le \frac{(n-1)\cdot s^2}{\chi_{n-1,1-\alpha/2}^2}) = 1 - \alpha$$

Intervalo de Confiança para a Variância da População - Exemplo

Uma amostra de 11 elementos, extraída de uma população com Distribuição Normal, forneceu variância $s^2 = 7.08$.

Construir um intervalo de 90 % de confiança para a variância dessa população

Solução:



$$P\left(\frac{(n-1)\cdot s^{2}}{\chi_{n-1, \alpha/2}^{2}} \le \sigma^{2} \le \frac{(n-1)\cdot s^{2}}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^{2}}\right) = 1 - \alpha$$

Da tabela Qui-Quadrado:

$$\chi^2_{n-1, \alpha/2} = \chi^2_{10, 5\%} = 18,307$$

$$\chi^2_{n-1, \alpha/2} = \chi^2_{10, 5\%} = 18,307$$
 $\chi^2_{n-1, 1-\alpha/2} = \chi^2_{10, 95\%} = 3,940$

Logo:

$$LI = \frac{(n-1) \cdot s^{2}}{\chi_{n-1, \alpha/2}^{2}} = \frac{(11-1) \cdot 7,08}{18,307} = 3,86$$

LS =
$$\frac{(n-1) \cdot s^2}{\chi_{n-1,1-\alpha/2}^2} = \frac{(11-1) \cdot 7,08}{3,940} = 17,96$$



Portanto:

$$P(3,86 \le \sigma^2 \le 17,96) = 0,90$$

Distribuição Qui-Quadrado

| v\ | α 0,95 | 0,90 | 0,75 | 0,50 | 0,25 | 0,10 | 0,05 |
|----|---------|--------|---------------|--------|--------|--------|--------|
| 1 | 0,004 | 0,016 | 0,102 | 0,455 | 1,323 | 2,706 | 3,841 |
| 2 | 0,103 | 0,211 | 0,575 | 1,386 | 2,773 | 4,605 | 5,991 |
| 3 | 0,352 | 0,584 | 1,213 | 2,366 | 4,108 | 6,251 | 7,815 |
| 4 | 0,711 | 1,064 | 1,923 | 3,357 | 5,385 | 7,779 | 9,488 |
| 5 | 1,145 | 1,610 | 2,675 | 4,351 | 6,626 | 9,236 | 11,071 |
| _ | | | | | | | |
| 6 | 1,635 | 2,204 | 3,455 | 5,348 | 7,841 | 10,645 | 12,592 |
| 7 | 2,167 | 2,833 | 4,255 | 6,346 | 9,037 | 12,017 | 14,067 |
| 8 | 2,733 | 3,490 | 5,071 | 7,344 | 10,219 | 13,362 | 15,507 |
| 9 | ರ್ವರಿಬರ | 4,168 | 5,899 | 8,343 | 11,389 | 14,684 | 10,010 |
| 10 | 3,940 | 4,865 | 6,737 | 9,342 | 12,549 | 15,987 | 18,307 |
| | | | | | | | 40.075 |
| 11 | 4,575 | 5,578 | 7,584 | 10,341 | 13,701 | 17,275 | 19,675 |
| 12 | 5,226 | 6,304 | 8,438 | 11,340 | 14,845 | 18,549 | 21,026 |
| 13 | 5,892 | 7,042 | 9,299 | 12,340 | 15,984 | 19,812 | 22,362 |
| 14 | 6,571 | 7,790 | 10,165 | 13,339 | 17,117 | 21,064 | 23,685 |
| 15 | 7,261 | 8,547 | 11,036 | 14,339 | 18,245 | 22,307 | 24,996 |
| 16 | 7,962 | 9,312 | 11,912 | 15,338 | 19,369 | 23.542 | 26,296 |
| 17 | 8.672 | 10,085 | 12,792 | 16.338 | 20.489 | 24.769 | 27,587 |
| | 9,390 | | 13,675 | 17,338 | 21,605 | 25,989 | 28,869 |
| 18 | - | 10,865 | - | _ | _ | - | _ |
| 19 | 10,117 | 11,651 | 14,562 | 18,338 | 22,718 | 27,204 | 30,144 |
| 20 | 10,851 | 12,443 | 15,452 | 19,337 | 23,828 | 28,412 | 31,410 |
| 21 | 11,591 | 13,240 | 16,344 | 20,337 | 24,935 | 29,615 | 32,671 |
| 22 | 12,338 | - | _ | _ | 26,039 | | |
| 23 | | 14,848 | | _ | 27,141 | _ | _ |
| 24 | - | 15,659 | 19,037 | _ | 28,241 | _ | _ |
| 25 | 14,611 | 16,473 | | _ | 29.339 | 34,382 | 37,652 |
| - | | | a sary sarran | | | | |





Intervalo de Confiança para o Desvio-Padrão da População

Como:

$$P\left(\frac{(n-1)\cdot s^{2}}{\chi_{n-1, \alpha/2}^{2}} \le \sigma^{2} \le \frac{(n-1)\cdot s^{2}}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^{2}}\right) = 1 - \alpha$$

Então:

$$P\left(s \cdot \sqrt{\frac{(n-1)}{\chi_{n-1, \alpha/2}^2}} \le \sigma \le s \cdot \sqrt{\frac{(n-1)}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2}}\right) = 1 - \alpha$$

Caso de amostras grandes (n>30), pode-se, alternativamente, usar:

$$P\left(s\cdot\left(1-\frac{z_{\alpha/2}}{\sqrt{2\cdot(n-1)}}\right)\leq\sigma\leq s\cdot\left(1+\frac{z_{\alpha/2}}{\sqrt{2\cdot(n-1)}}\right)\right)=1-\alpha$$

Distribuição Amostral de f e p'

f: freqüência absoluta com que foi observada alguma característica em cada elemento de uma amostra de tamanho "n"

SUCESSO: quando a característica foi observada

FRACASSO: caso contrário

Seja: p = Prob. de Sucesso em cada elemento da amostra q = Prob. de Fracasso

f tem Distribuição Binomial

$$\mu_f = E(f) = np$$

$$\sigma_f^2 = \sigma^2(f) = npq$$

p': freqüência relativa com que foi observada alguma característica numa amostra de tamanho "n"

$$p' = \frac{f}{n}$$

$$\mu_{p'} = E(p') = p$$

$$\sigma^{2}_{p'} = \sigma^{2}(p') = \frac{p \cdot q}{n}$$
24

Intervalo de Confiança para a Proporção **Populacional**

- (1) Intervalo de Confiança: $P(p'-e_0 \le p \le p'+e_0) = 1-\alpha$
- (2) Caso $n \cdot p \ge 5$ e $n \cdot (1 p) \ge 5$ pode-se aproximar Binomial pela Normal. Assim sendo, pode-se considerar que p' tem Distribuição Normal

Sendo p' um estimador de p, tem-se: $e_0 = z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p'(1-p')}{n}}$

$$e_0 = z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p'(1-p')}{n}}$$

Logo, Intervalo de Confiança:

$$P\left(p' - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p'(1-p')}{n}} \le p \le p' + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p'(1-p')}{n}}\right) = 1 - \alpha$$

Intervalo de Confiança para a Proporção Populacional - Exemplo

Retirada uma amostra de 1.000 peças da produção de uma máquina, verificou-se que 35 eram defeituosas. Construir um intervalo com nível de confiança de 95% para a proporção de defeituosas fornecida por essa máquina.

Solução:

$$P\left(p' - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p'(1-p')}{n}} \le p \le p' + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p'(1-p')}{n}}\right) = 1 - \alpha$$

Considerando que as condições de aproximação da Binomial pela Normal estão satisfeitas:

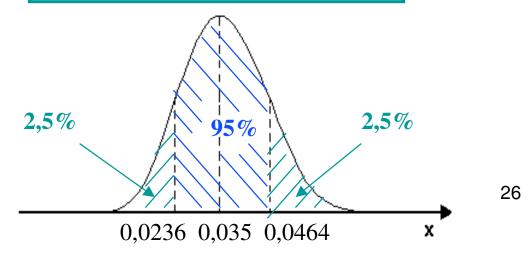
$$p' = \frac{f}{n} = \frac{35}{1.000} = 0.035$$

$$z_{\alpha/2} = z_{2,5\%} = 1,96$$

$$z_{\alpha/2} = z_{2,5\%} = 1,96$$
 $e_0 = z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p'(1-p')}{n}} = 1,96 \cdot \sqrt{\frac{0,035 \cdot 0,965}{1.000}} = 0,0114$

Intervalo de Confiança:
$$p'\pm e_0 = 0.035 \pm 0.0114$$

Portanto:
$$P(0.0236 \le p \le 0.0464) = 0.95$$



Tamanho da Amostra

Exemplo 2: Qual o tamanho de amostra suficiente para estimarmos a proporção de defeituosos fornecidos por uma máquina, com precisão de 0,02 e 95 % de confiança, sabendo que essa proporção seguramente não é superior a 0,20?

Solução: De acordo com o anteriormente exposto, temos:

$$n = \left(\frac{z_{2,5\%}}{e_0}\right)^2 \cdot p_0 \cdot (1 - p_0) = \left(\frac{1,960}{0,02}\right)^2 \cdot 0,20 \cdot 0,80 = 1.536,64$$

Logo, será suficiente uma amostra de 1.537 elementos.

Estimação com base em diversas amostras

Sejam k amostras:

Estimação da média μ: Média ponderada das médias amostrais (peso: tamanho de cada amostra)

$$\overline{\mathbf{x}} = \frac{\overline{\mathbf{x}}_1 \cdot \mathbf{n}_1 + \overline{\mathbf{x}}_2 \cdot \mathbf{n}_2 + \ldots + \overline{\mathbf{x}}_k \cdot \mathbf{n}_k}{\mathbf{n}_1 + \mathbf{n}_2 + \ldots + \mathbf{n}_k}$$

Estimação da variância σ²: Média ponderada das variâncias amostrais (peso: grau de liberdade de cada amostra)

$$s^{2} = \frac{(n_{1}-1) \cdot s_{1}^{2} + (n_{2}-1) \cdot s_{2}^{2} + \dots + (n_{k}-1) \cdot s_{k}^{2}}{n_{1} + n_{2} + \dots + n_{k} - k}$$

Estimação do desvio-padrão σ:

✓ Amostras grandes (n>30): Raiz Quadrada da Variância s²

$$s = \sqrt{s^2}$$

Amostras pequenas (n<30): Média aritmética das variâncias amostrais $s = \frac{s_1 + s_2 + \ldots + s_k}{k}$

calcula-se a média ponderada das freqüências relativas amostrais (peso: tamanho de cada amostra)

$$p' = \frac{p'_{1} \cdot n_{1} + p'_{2} \cdot n_{2} + ... + p'_{k} \cdot n_{k}}{n_{1} + n_{2} + ... + n_{k}}$$

Exercícios (Costa Neto, Ed.2000, p.80)

- 3. Uma amostra de quinze elementos retirada de uma população normalmente distribuída forneceu $\bar{x}=32,4$ e $s^2=2,56$. Construa intervalos de 95% e 99 % de confiança para:
- a) a média da população;
- b) a variância da população;
- c) o desvio-padrão da população.

Solução:

Amostra:
$$n = 15$$

 $\bar{x} = 32,4$
 $s^2 = 2,56 \rightarrow s = 1,60$

a. Média da população:

Para 95 %:
$$t_{14, 2,5\%} = 2,145$$

$$e_0 = t_{n-1,\alpha/2} \cdot \frac{s_x}{\sqrt{n}} = t_{14,2,5\%} \cdot \frac{s_x}{\sqrt{n}} = 2,145 \cdot \frac{1,60}{\sqrt{15}} = 0,8861$$

$$IC = \frac{1}{x} \pm e_0 = 32,4 \pm 0,8861.$$

Para 99 %:
$$t_{14, 0,5\%} = 2,977,$$

$$e_0 = 2,977 \cdot \frac{1,60}{\sqrt{15}} = 1,2299$$

$$IC = \bar{x} \pm e_0 = 32,4 \pm 1,2299$$

Exercícios (Costa Neto, Ed.2000, p.80) Exercício 3 (continuação)

 $\chi^2_{14} = 26,119$

 $\chi^2_{14.0.5\%} = 31,319$

b. Variância da população:

$$\frac{(n-1)\cdot s^2}{\chi_{n-1,\alpha/2}^2} \le \sigma^2 \le \frac{(n-1)\cdot s^2}{\chi_{n-1,1-\alpha/2}^2}$$

Para 95 %:
$$\chi^2_{14, 97.5\%} = 5,629$$

$$\frac{14 \cdot 2,56}{26.119} \le \sigma^2 \le \frac{14 \cdot 2,56}{5.629}$$

Intervalo: $1,372 \le \sigma^2 \le 6,367$

Para 99 %:
$$\chi^2_{14.99.5\%} = 4,075$$

$$\frac{14 \cdot 2,56}{31,319} \le \sigma^2 \le \frac{14 \cdot 2,56}{4,075}$$

Intervalo: $1,144 \le \sigma^2 \le 8,795$

c. Desvio-padrão da população:

Para 95 %: $1,372 \le \sigma^2 \le 6,367 \to 1,1713 \le \sigma \le 2,523$

Para 99 %: $1{,}144 \le \sigma^2 \le 8{,}795 \to 1{,}0696 \le \sigma \le 2{,}9656$

Distribuições t de Student - valores de $t_{v,P}$, onde $P = P(t_v \ge t_{v,P})$

| \overline{v} | 0,10 | 0,05 | 0,025 | 0,01 | 0,005 |
|----------------|-------|-------|--------|--------|---------|
| 1 | 3,078 | 6,314 | 12,706 | 31,821 | 63,657 |
| 2 | 1,886 | 2,920 | 4,303 | 6,965 | 9,925 |
| 3 | 1,638 | 2,353 | 3,182 | 4,541 | 5,841 |
| 4 | 1,533 | 2,132 | 2,776 | 3,747 | 4,604 |
| 5 | 1,476 | 2,015 | 2,571 | 3,365 | 4,032 |
| 6 | 1,440 | 1,943 | 2,447 | 3,143 | 3,707 |
| 7 | 1,415 | 1,895 | 2,365 | 2,998 | 3,499 |
| 8 | 1,397 | 1,860 | 2,306 | 2,896 | 3,355 |
| 9 | 1,383 | 1,833 | 2,262 | 2,821 | 3,250 |
| 10 | 1,372 | 1,812 | 2,228 | 2,764 | 3,169 |
| 11 | 1,363 | 1,796 | 2,201 | 2,718 | 3,106 |
| 12 | 1,356 | 1,782 | 2,179 | 2,681 | 3,055 |
| 13 | 1,350 | 1,771 | 2,160 | 2,650 | 3,012 |
| 14 | 1,345 | 1,761 | 2,145 | 2,624 | (2,977) |
| 15 | 1,341 | 1,753 | 2,131 | 2,602 | 2,947 |
| 16 | 1,337 | 1,746 | 2,120 | 2,583 | 2,921 |
| 17 | 1,333 | 1,740 | 2,110 | 2,567 | 2,898 |
| 18 | 1,330 | 1,734 | 2,101 | 2,552 | 2,878 |
| 19 | 1,328 | 1,729 | 2,093 | 2,539 | 2,861 |
| 20 | 1,325 | 1,725 | 2,086 | 2,528 | 2,845 |
| 21 | 1,323 | 1,721 | 2,080 | 2,518 | 2,831 |
| 22 | 1,321 | 1,717 | 2,074 | 2,508 | 2,819 |
| 23 | 1,319 | 1,714 | 2,069 | 2,500 | 2,807 |
| 24 | 1,318 | 1,711 | 2,064 | 2,492 | 2,797 |
| 25 | 1,316 | 1,708 | 2,060 | 2,485 | 2,787 |
| 26 | 1,315 | 1,706 | 2,056 | 2,479 | 2,779 |
| 27 | 1,314 | 1,703 | 2,052 | 2,473 | 2,771 |
| 28 | 1,313 | 1,701 | 2,048 | 2,467 | 2,763 |
| 29 | 1,311 | 1,699 | 2,045 | 2,462 | 2,756 |
| 30 | 1,310 | 1,697 | 2,042 | 2,457 | 2,750 |
| 50 | 1,299 | 1,676 | 2,009 | 2,403 | 2,678 |
| 80 | 1,292 | 1,664 | 1,990 | 2,374 | 2,639 |
| 120 | 1,289 | 1,658 | 1,980 | 2,358 | 2,617 |

Exercícios (Costa Neto, Ed.2000, p.81)

11. Sabe-se que a variação das dimensões fornecidas por uma máquina independem dos ajustes do valor médio. Duas amostras de dimensões das peças produzidas forneceram:

Estabeleça um intervalo de 95 % de confiança para o desvio-

padrão. Solução:
$$IC: \sqrt{\frac{\mathbf{v} \cdot \mathbf{s}^2}{\chi^2_{\mathbf{v};\alpha/2}}} \le \sigma \le \sqrt{\frac{\mathbf{v} \cdot \mathbf{s}^2}{\chi^2_{\mathbf{v};1-\alpha/2}}}$$

amostra 1:
$$n_1 = 6 \bar{x} = 12,3 s_1 = 0,253$$

amostra 2:
$$n_2 = 5 \bar{x} = 13,92 s_2 = 0,148$$

$$s_{p}^{2} = \frac{(n_{1}-1) \cdot s_{1}^{2} + (n_{2}-1) \cdot s_{2}^{2}}{n_{1} + n_{2} - 2} = \frac{(6-1) \cdot (0,253)^{2} + (5-1) \cdot (0,148)^{2}}{6 + 5 - 2}$$

$$s_p^2 = 0.0453$$
 $s_p = 0.2128$

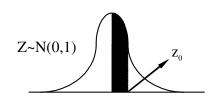
$$v = n_1 + n_2 - 2 = 6 + 5 - 2 = 9$$

$$\chi^2_{\nu,1-\alpha/2} = \chi^2_{9;97,5\%} = 2,700$$
 $\chi^2_{\nu,\alpha/2} = \chi^2_{9;2,5\%} = 19,023$

IC:
$$\sqrt{\frac{(9) \cdot 0,0453}{19,023}} \le \sigma \le \sqrt{\frac{(9) \cdot 0,0453}{2,700}}$$

IC:
$$0,147 \le \sigma \le 0,389$$

Distribuição normal — valores de $P(0 \le Z \le z_0)$



| z_0 | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
|-------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 0,0 | 0,0000 | 0,0040 | 0,0080 | 0,0120 | 0,0160 | 0,0199 | 0,0239 | 0,0279 | 0,0319 | 0,0359 |
| 0,1 | 0,0398 | 0,0438 | 0,0478 | 0,0517 | 0,0557 | 0,0596 | 0,0636 | 0,0675 | 0,0714 | 0,0753 |
| 0,2 | 0,0793 | 0,0832 | 0,0871 | 0,0910 | 0,0948 | 0,0987 | 0,1026 | 0,1064 | 0,1103 | 0,1141 |
| 0,3 | 0,1179 | 0,1217 | 0,1255 | 0,1293 | 0,1331 | 0,1368 | 0,1406 | 0,1443 | 0,1480 | 0,1517 |
| 0,4 | 0,1554 | 0,1591 | 0,1628 | 0,1664 | 0,1700 | 0,1736 | 0,1772 | 0,1808 | 0,1844 | 0,1879 |
| 0,5 | 0,1915 | 0,1950 | 0,1985 | 0,2019 | 0,2054 | 0,2088 | 0,2123 | 0,2157 | 0,2190 | 0,2224 |
| 0,6 | 0,2257 | 0,2291 | 0,2324 | 0,2357 | 0,2389 | 0,2422 | 0,2454 | 0,2486 | 0,2517 | 0,2549 |
| 0,7 | 0,2580 | 0,2611 | 0,2642 | 0,2673 | 0,2704 | 0,2734 | 0,2764 | 0,2794 | 0,2823 | 0,2852 |
| 0,8 | 0,2881 | 0,2910 | 0,2939 | 0,2967 | 0,2995 | 0,3023 | 0,3051 | 0,3078 | 0,3106 | 0,3133 |
| 0,9 | 0,3159 | 0,3186 | 0,3212 | 0,3238 | 0,3264 | 0,3289 | 0,3315 | 0,3340 | 0,3365 | 0,3389 |
| 1,0 | 0,3413 | 0,3438 | 0,3461 | 0,3485 | 0,3508 | 0,3531 | 0,3554 | 0,3577 | 0,3599 | 0,3621 |
| 1,1 | 0,3643 | 0,3665 | 0,3686 | 0,3708 | 0,3729 | 0,3749 | 0,3770 | 0,3790 | 0,3810 | 0,3830 |
| 1,2 | 0,3849 | 0,3869 | 0,3888 | 0,3907 | 0,3925 | 0,3944 | 0,3962 | 0,3980 | 0,3997 | 0,4015 |
| 1,3 | 0,4032 | 0,4049 | 0,4066 | 0,4082 | 0,4099 | 0,4115 | 0,4131 | 0,4147 | 0,4162 | 0,4177 |
| 1,4 | 0,4192 | 0,4207 | 0,4222 | 0,4236 | 0,4251 | 0,4265 | 0,4279 | 0,4292 | 0,4306 | 0,4319 |
| 1,5 | 0,4332 | 0,4345 | 0,4357 | 0,4370 | 0,4382 | 0,4394 | 0,4406 | 0,4418 | 0,4429 | 0,4441 |
| 1,6 | 0,4452 | 0,4463 | 0,4474 | 0,4484 | 0,4495 | 0,4505 | 0,4515 | 0,4525 | 0,4535 | 0,4545 |
| 1,7 | 0,4554 | 0,4564 | 0,4573 | 0,4582 | 0,4591 | 0,4599 | 0,4608 | 0,4616 | 0,4625 | 0,4633 |
| 1,8 | 0,4641 | 0,4649 | 0,4656 | 0,4664 | 0,4671 | 0,4678 | 0,4686 | 0,4693 | 0,4699 | 0,4706 |
| 1,9 | 0,4713 | 0,4719 | 0,4726 | 0,4732 | 0,4738 | 0,4744 | 0,4750 | 0,4756 | 0,4761 | 0,4767 |
| 2,0 | 0,4772 | 0,4778 | 0,4783 | 0,4788 | 0,4793 | 0,4798 | 0,4803 | 0,4808 | 0,4812 | 0,4817 |
| 2,1 | 0,4821 | 0,4826 | 0,4830 | 0,4834 | 0,4838 | 0,4842 | 0,4846 | 0,4850 | 0,4854 | 0,4857 |
| 2,2 | 0,4861 | 0,4864 | 0,4868 | 0,4871 | 0,4875 | 0,4878 | 0,4881 | 0,4884 | 0,4887 | 0,4890 |
| 2,3 | 0,4893 | 0,4896 | 0,4898 | 0,4901 | 0,4904 | 0,4906 | 0,4909 | 0,4911 | 0,4913 | 0,4916 |
| 2,4 | 0,4918 | 0,4920 | 0,4922 | 0,4925 | 0,4927 | 0,4929 | 0,4931 | 0,4932 | 0,4934 | 0,4936 |
| 2,5 | 0,4938 | 0,4940 | 0,4941 | 0,4943 | 0,4945 | 0,4946 | 0,4948 | 0,4949 | 0,4951 | 0,4952 |
| 2,6 | 0,4953 | 0,4955 | 0,4956 | 0,4957 | 0,4959 | 0,4960 | 0,4961 | 0,4962 | 0,4963 | 0,4964 |
| 2,7 | 0,4965 | 0,4966 | 0,4967 | 0,4968 | 0,4969 | 0,4970 | 0,4971 | 0,4972 | 0,4973 | 0,4974 |
| 2,8 | 0,4974 | 0,4975 | 0,4976 | 0,4977 | 0,4977 | 0,4978 | 0,4979 | 0,4979 | 0,4980 | 0,4981 |
| 2,9 | 0,4981 | 0,4982 | 0,4982 | 0,4983 | 0,4984 | 0,4984 | 0,4985 | 0,4985 | 0,4986 | 0,4986 |
| 3,0 | 0,4987 | 0,4987 | 0,4987 | 0,4988 | 0,4988 | 0,4989 | 0,4989 | 0,4989 | 0,4990 | 0,4990 |
| 3,1 | 0,4990 | 0,4991 | 0,4991 | 0,4991 | 0,4992 | 0,4992 | 0,4992 | 0,4992 | 0,4993 | 0,4993 |
| 3,2 | 0,4993 | 0,4993 | 0,4994 | 0,4994 | 0,4994 | 0,4994 | 0,4994 | 0,4995 | 0,4995 | 0,4995 |
| 3,3 | 0,4995 | 0,4995 | 0,4995 | 0,4996 | 0,4996 | 0,4996 | 0,4996 | 0,4996 | 0,4996 | 0,4997 |
| 3,4 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4997 | 0,4998 |
| 3,5 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4998 |
| 3,6 | 0,4998 | 0,4998 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 0,4999 |
| 3,7 | 0,4999 0,4999 | 0,4999 | 0,4999 0,4999 | • |
| 3,8 | 0,4999 | | | 0,4999 | 0,4999 | • | | | 0,4999 | 34999 0,5000 |
| 3,9 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 | 0,5000 |