Estatística e Informática

Aula 10 - Estimação e Intervalo de Confiança

Alan Rodrigo Panosso alan.panosso@unesp.br

Departamento de Ciências Exatas FCAV/UNESP

(09-05-2024)

Parâmetro e Estatística

Parâmetro: é uma medida usada para descrever uma característica da população.

Estatística ou **Estimador**: é qualquer função de uma amostra aleatória (fórmula ou expressão), construída com o propósito de servir como instrumento para descrever alguma característica da amostra e para fazer *inferência* a respeito da característica na população.

| Resumo | Parâmetro | Estatística |
|-----------|------------|---|
| Média | μ | $ar{x} = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ |
| Variância | σ^2 | $s^2 = rac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$ |
| Proporção | π | $\hat{p} = \frac{X}{n}$ |

O valor numérico da estatística ou estimador de um parâmetro, calculado para uma amostra observada, é chamado de **estimativa desse parâmetro**.

A diferença entre estatística e estimativa é que a **estatística** é uma variável aleatória, e a estimativa é um particular valor dessa variável aleatória.

Acurácia

A acurácia mede quão próximo o valor estimado está do valor real, ou seja, é a habilidade do estimador de estimar o valor real.

Precisão

A Precisão mede quão próximas estimativas individuais estão umas das outras, ou seja é a habilidade do estimador de estimar valores similares de maneira consistente.



Propriedades de um bom estimador

1) Consistência: é uma propriedade por meio da qual a acurácia de uma estimativa aumenta quando o tamanho da amostra aumenta. Assim dado um parâmetro populacional θ e sendo $\hat{\theta}$ o estimador desse parâmetro. As condições suficientes para um estimador ser consistente são:

$$\lim_{n o\infty} E(\hat{ heta}) = heta$$

$$\lim_{n o\infty} Var(\hat{ heta}) = 0$$

Exemplo

$$E(ar{X}) = \mu \ \mathrm{e} \ Var(ar{X}) = rac{Var(X)}{n}$$

Propriedades de um bom estimador

2) Não viciado ou não viesado: O estimador $\hat{\theta}$ como uma variável aleatória, tem uma certa distribuição em repetidas amostras de tamanho n. Não viciado é uma propriedade que assegura que, em média, o estimador é correto:

O **estimador** é chamado **não viciado** ou **imparcial** se seu valor esperado ou médio for igual ao verdadeiro valor do parâmetro, ou seja:

$$E(\hat{ heta}) = heta$$

Entretanto, se

$$E(\hat{ heta}) = heta + b(heta) \ {
m com} \ b(heta)
eq 0,$$

o estimador é **viciado** e a quantidade $b(\theta)$ é chamada vício ou viés.

Exemplos de Estimadores

Estes estimadores nada mais são do que as próprias definições dos respectivos parâmetros, mas aplicadas à amostra:

$$E(ar{X}) = \mu$$
 e $E(\hat{p}) = p$

Por sua vez, para a variância o estimador populacional $\sigma^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n(x-\bar{x})^2$ é viciado, pois, podemos demonstrar que:

$$E(\hat{\sigma}^2) = rac{n-1}{n}\sigma^2 = \sigma^2 - rac{1}{n}\sigma^2$$

onde o viés $b(\sigma^2) = -\frac{1}{n}\sigma^2$.

Abaixo segue o estimador não viciado para variância:

$$s^2 = rac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x - ar{x})^2$$

No entanto, para $n \to \infty$, têm-se para ambos os estimadores convergem para σ^2 , ou seja, $\hat{\sigma}^2$ e s^2 são assintoticamente não viciados.

Acesse o Link para estudarmos essas Propriedades

https://arpanosso.shinyapps.io/estatinfo/

Estimativa por Ponto e por Intervalo

Estimativa por ponto

É a estimativa de um parâmetro populacional dada por um único valor para a estatística, exemplo:

$$\hat{X}=\mu$$

esse procedimento não permite julgar qual a possível magnitude do erro que se está cometendo.

Exemplo: O diâmetro a altura do peito de árvores de Eucalipto tem uma média de $105\ cm$,

Estimativa por intervalo

É a estimativa de um parâmetro populacional baseada na distribuição amostral do estimador pontual, dada por dois valores a e b (a < b), entre os quais se considera que o parâmetro esteja contido.

Essas estimativas indicam a sua precisão ou acurácia, por isto são preferíveis às estimativas por ponto.

A declaração da precisão de uma estimativa por intervalo denomina-se grau de confiança ou **nível de confiança**, daí a denominação de **Intervalo de Confiança**.

Exemplo: O diâmetro a altura do peito de árvores de Eucalipto tem uma média de $105 \pm 0,05~cm$,

Estimativa por Intervalo de Confiança

Estimativa por intervalo de confiança

Um intervalo de confiança para θ é um intervalo construído a partir das observações da amostra, de modo que ele inclui o verdadeiro e desconhecido valor de θ , **com uma específica e alta probabilidade** denotada por $1-\alpha$, é tipicamente tomada como:

$$NC = P(a \le \theta \le b) = 1 - \alpha$$

Então, o intervalo]a,b[é chamado intervalo com $100\cdot(1-\alpha)\%$ de confiança para o parâmetro θ , onde: 1- α é o **nível de confiança** associado ao intervalo a e b são os **limites de confiança**, inferior e superior, respectivamente, do intervalo.

Onde temos a seguinte relação:

| Nível de Confiança (NC) | Nível de significância (α) |
|-------------------------|-----------------------------------|
| 0,90 | 0,10 |
| 0,95 | 0,05 |
| 0,99 | 0,01 |

Intervalo de Confiança para a Média Populacional (μ)

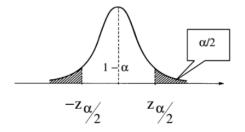
Precisamos definir 4 casos:

- (a) Caso em que amostras são grandes $(n \geq 30)$ e σ conhecido;
- (b) Caso em que amostras são grandes $(n \ge 30)$ e σ desconhecido;
- (c) Caso em que as amostras são pequenas $(n < 30) \ \sigma$ conhecido;
- (d) Caso em que as amostras são pequenas (n < 30) e σ desconhecido.

(a) Caso em que amostras são grandes $(n \geq 30)$ e σ conhecido.

O desenvolvimento de intervalos de confiança para μ é baseado na distribuição amostral de \bar{X} se o tamanho da amostra (n) é grande:

$$Z=rac{ar{X}-\mu}{rac{\sigma}{\sqrt{n}}}\cong N(0,1)$$



onde:

$$a=ar{X}-z_{rac{lpha}{2}rac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$
 e $b=ar{x}+z_{rac{lpha}{2}rac{\sigma}{\sqrt{n}}}$

$$\left\{ egin{aligned} rac{\sigma}{\sqrt{n}} = \sigma_{ar{X}} = ext{erro padrão da média} \ z_{rac{lpha}{2} \sqrt{n}} = ext{erro da estimativa da média} \end{aligned}
ight.$$

Exemplo

Se 1-lpha=0,95 nesse caso lpha=0,05

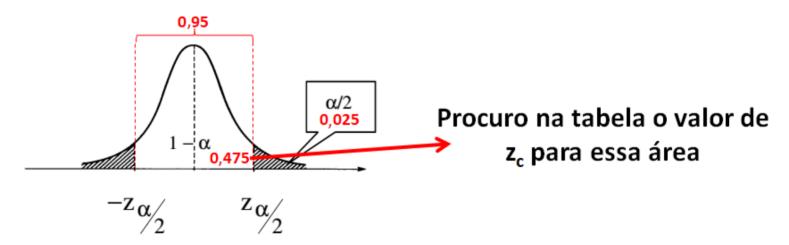


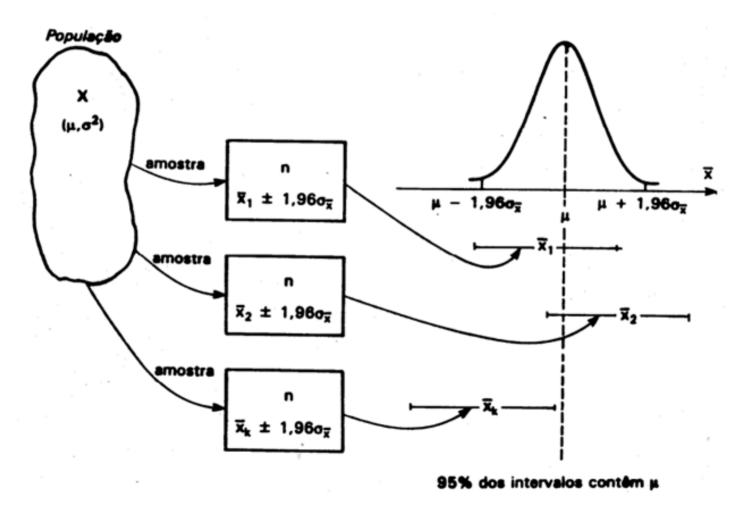
Tabela - Normal Padrão

| decimal de Z _c | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | decimal de Z _c |
|------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|-------|---------|-------|------------------------------|
| | p = 0 | | | | | | 1 | | | | |
| 0,0 | 00000 | 00399 | 00798 | 01197 | 01595 | 01994 | 02392 | 02790 | 03188 | 03586 | 0.0 |
| 0,1 | 03983 | 04380 | 04776 | 05172 | 05567 | 05962 | 06356 | 06749 | 07142 | 07535 | 0,1 |
| 0,2 | 07926 | 08317 | 08706 | 09095 | 09483 | 09871 | 10257 | 10642 | 11026 | 11409 | 0,2 |
| 0,3 | 11791 | 12172 | 12552 | 12930 | 13307 | 13683 | 14058 | 14431 | 14803 | 15173 | 0,3 |
| 0,4 | 15542 | 15910 | 16276 | 16640 | 17003 | 17364 | 17724 | 18082 | . 18439 | 18793 | 0.4 |
| 0.5 | 19146 | 19497 | 19847 | 20194 | 20540 | 20884 | 21226 | 21566 | 21904 | 22240 | 0,5 |
| 0,6 | 22575 | 22907 | 23237 | 23565 | 23891 | 24215 | 24537 | 24857 | 25175 | 25490 | 0,6 |
| 0,7 | 25804 | 26115 | 26424 | 26730 | 27035 | 27337 | 27637 | 27935 | 28230 | 28524 | 0.7 |
| 0,8 | 28814 | 29103 | 29389 | 29673 | 29955 | 30234 | 30511 | 30785 | 31057 | 31327 | 0.8 |
| 0,9 | 31594 | 31859 | 32121 | 32381 | 32639 | 32894 | 33 47 | 33398 | 33646 | 33891 | 0,9 |
| 1,0 | 34134 | 34375 | 34614 | 34850 | 35083 | 35314 | 35543 | 35769 | 35993 | 36214 | 1.0 |
| | | | | | | | | | | | .,. |
| 1,1 | 36433 | 36650 | 36864 | 37076 | 37286 | 37493 | 37698 | 37900 | 38100 | 38298 | 1,1 |
| 1,2 | 38493 | 38686 | 38877 | 39065 | 39251 | 39435 | 39617 | 39796 | 39973 | 40147 | 1,2 |
| 1,3 | 40320 | 40490 | 40658 | 40824 | 40988 | 41149 | 41309 | 41466 | 41621 | 41774 | 1,3 |
| 1,4 | 41924 | 42073 | 42220 | 42364 | 42507 | 42647 | 42 86 | 42922 | 43056 | 43189 | 1,4 |
| 1,5 | 43319 | 43448 | 43574 | 43699 | 43822 | 43943 | 44062 | 44179 | 44295 | 44408 | 1,5 |
| 5 | | | | | | | | | | | |
| 1,6 | 44520 | 44630 | 44738 | 44845 | 44950 | 45053 | 45 54 | 45254 | 45352 | 45449 | 1,6 |
| 1,7 | 45543 | 45637 | 45728 | 45818 | 45907 | 45994 | 46080 | 46164 | 46246 | 46327 | 1,7 |
| 1,8 | 46407 | 46485 | 46562 | 46638 | 46712 | 46784 | 46156 | 46926 | 46995 | 47062 | 1,8 |
| 1,9 | 47129 | 47103 | 47257 | 47220 | 17391 | 47441 | 47500 | 47558 | 47615 | 47670 | 1.9 |
| 2,0 | 47725 | 47778 | 47831 | 47882 | 47932 | 47982 | 48030 | 48077 | 48124 | 48169 | 2,0 |
| | | | | | | | | | | | |

$$z_{\alpha/2} = 1.96$$

$$P(\overline{X} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \overline{X} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}) = 0.95$$

Esta expressão, deve ser interpretada do seguinte modo: construídos todos os intervalos da forma $\bar{X}\pm 1,96\sigma_{\bar{X}},95\%$ deles conterão μ . Lembrando que μ não é uma variável aleatória, mas um parâmetro, isto é, não é o mesmo que dizer que μ tem 95% de probabilidade de estar entre os limites indicados.



Então, denotamos o intervalo de confiança como:

$$IC(\mu;1-lpha)=]ar{x}-z_{rac{lpha}{2}}rac{\sigma}{\sqrt{n}};ar{x}+z_{rac{lpha}{2}}rac{\sigma}{\sqrt{n}}[$$

Exemplo

Considerando uma amostra de 100 animais da raça Nelore, onde o peso médio a desmama é 171,70~kg, encontre um IC de 95% para μ , supondo que o desvio padrão da população (σ) seja igual a 7,79~kg.

$$IC(\mu; 95\%) =]171, 70 \pm 1, 96 rac{7,79}{\sqrt{100}}$$

$$IC(\mu; 95\%) =]170, 17 \; kg; 173, 23 \; kg[$$

(b) Caso em que amostras são grandes $(n \geq 30)$ e σ desconhecido.

Como n é grande, a substituição de σ pelo desvio padrão amostral (s) não afeta apreciavelmente a estimativa de IC, assim, temos que:

$$IC(\mu;1-lpha)=]ar{x}-z_{rac{lpha}{2}}rac{s}{\sqrt{n}};ar{x}+z_{rac{lpha}{2}}rac{s}{\sqrt{n}}[$$

(c) Caso em que as amostras são pequenas (n < 30) e σ conhecido.

Se X_1,X_2,\cdots,X_n é uma amostra aleatória de uma população com distribuição normal $N(\mu,\sigma^2)$, a média amostral \bar{X} é exatamente distribuída como $N(\mu,\frac{\sigma^2}{n})$. Sendo σ conhecido, o $IC(\mu:1-\alpha)$ é dado por:

$$IC(\mu;1-lpha)=]ar{x}-z_{rac{lpha}{2}}rac{\sigma}{\sqrt{n}};ar{x}+z_{rac{lpha}{2}}rac{\sigma}{\sqrt{n}}[$$

(d) Caso em que as amostras são pequenas (n < 30) e σ desconhecido.

Fato que ocorre na maioria dos casos, uma aproximação intuitiva é substituir σ por s considerar a razão:

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

Essa substituição causa uma considerável diferença se a amostra for pequena. A notação t é requerida porque s aumenta a variância de t para um valor maior do que um (1), de modo que a razão não é padronizada.

A distribuição da razão t é conhecida como **distribuição** t - **Student** com parâmetro $r=n\!-\!1$ graus de liberdade.

Distribuição t de Student

Tabela - Distribuição t-Student

| Graus de liberdace | TÁBUA | | | | | e Studen | | ?(-t _C < | t < t _c) | = 1 - | p , | p/2 | | p/2 | . ➤ t | Graus de liberdade |
|--------------------|---------|-------|-------|-------|----------------|----------|-------|---------------------|----------------------|--------|--------|--------|--------|---------|---------|--------------------|
| 9 | p = 90% | .80% | 70% | 60% | 50% | 40% | 30% | 20% | 10%. | 5% | 4% | 2% | 1% | 0,2% | 0,1% | Ö |
| 1 | 0,158 | 0.325 | 0,510 | 0.727 | 1,000 | 1,376 | 1,963 | 3.078 | 6,314 | 12,706 | 15.894 | 31,821 | 63,657 | 318,309 | 636,619 | 1 |
| 2 | 0,142 | 0.289 | 0,445 | 0.617 | 0,8 1 6 | 1,061 | 1,386 | 1,886 | 2,920 | 4,303 | 4,849 | 6,965 | 9,925 | 22,327 | 31,598 | 2 |
| 3 | 0,137 | 0,277 | 0,424 | 0.584 | 0,765 | 0,978 | 1,250 | 1,638 | 2,353 | 3,182 | 3,482 | 4,541 | 5,841 | 10,214 | 12,924 | 3 |
| 4 | 0,134 | 0,271 | 0,414 | 0.569 | 0,741 | 0,941 | 1,190 | 1,533 | 2,132 | 2,776 | 2,998 | 3,747 | 4,604 | 7,173 | 8,610 | 4 |
| 5 | 0,132 | 0,267 | 0,408 | 0.559 | 0,727 | 0,920 | 1,156 | 1,476 | 2,015 | 2,571 | 2,756 | 3,365 | 4,032 | 5,893 | 6,869 | 5 |
| 6 | 0,131 | 0,265 | 0.404 | 0.553 | 0,718 | 0,906 | 1.134 | 1,440 | 1,943 | 2,447 | 2.612 | 3.143 | 3,707 | 5.208 | 5.959 | 6 |
| 7 | 0,130 | 0,263 | 0.402 | 0.549 | 0,711 | 0,896 | 1.119 | 1,415 | 1,895 | 2,365 | 2.517 | 2.998 | 3,499 | 4.785 | 5.408 | 7 |
| 8 | 0,130 | 0,262 | 0.399 | 0.546 | 0,706 | 0,889 | 1.108 | 1,397 | 1,860 | 2,306 | 2.449 | 2.896 | 3,355 | 4,501 | 5.041 | 8 |
| 9 | 0,129 | 0,261 | 0.398 | 0.543 | 0,703 | 0,883 | 1.100 | 1,383 | 1,833 | 2,262 | 2,398 | 2.821 | 3,250 | 4,297 | 4,781 | 9 |
| 10 | 0,129 | 0,260 | 0,397 | 0,542 | 0,700 | 0,879 | 1.093 | 1,372 | 1,812 | 2,228 | 2,359 | 2.764 | 3,169 | 4,144 | 4,587 | 10 |
| 11 | 0,129 | 0,260 | 0.396 | 0.540 | 0,697 | 0,876 | 1.088 | 1,363 | 1,796 | 2,201 | 2,328 | 2,718 | 3.106 | 3,025 | 4,437 | 11 |
| 12 | 0,128 | 0,259 | 0.395 | 0.539 | 0,695 | 0,873 | 1.083 | 1,356 | 1,782 | 2,179 | 2,303 | 2,681 | 3.055 | 3,930 | 4,318 | 12 |
| 13 | 0,128 | 0,259 | 0.394 | 0.538 | 0,694 | 0,870 | 1.079 | 1,350 | 1,771 | 2,160 | 2,282 | 2,650 | 3.012 | 3,852 | 4,221 | 13 |
| 14 | 0,128 | 0,258 | 0.393 | 0.537 | 0,692 | 0,868 | 1.076 | 1,345 | 1,761 | 2,145 | 2,264 | 2,624 | 2.977 | 3,787 | 4,140 | 14 |
| 15 | 0,128 | 0,258 | 0.393 | 0.536 | 0,691 | 0,866 | 1.074 | 1,341 | 1,753 | 2,131 | 2,248 | 2,602 | 2.947 | 3,733 | 4,073 | 15 |
| 16 | 0,128 | 0.258 | 0,392 | 0.535 | 0,690 | 0.865 | 1.071 | 1,337 | 1,748 | 2,120 | 2.235 | 2,583 | 2.921 | 3,686 | 4.015 | 16 |
| 17 | 0,128 | 0.257 | 0,392 | 0.534 | 0,689 | 0.863 | 1.069 | 1,333 | 1,740 | 2,110 | 2.224 | 2,567 | 2.898 | 3,646 | 3.965 | 17 |
| 18 | 0,127 | 0.257 | 0,392 | 0.534 | 0 ,688 | 0.862 | 1.067 | 1,330 | 1,734 | 2,101 | 2.214 | 2,552 | 2.878 | 3,610 | 3.922 | 18 |
| 19 | 0,127 | 0.257 | 0,391 | 0.533 | 0,688 | 0.861 | 1.066 | 1,328 | 1,729 | 2,093 | 2.205 | 2,539 | 2.861 | 3,579 | 3.883 | 19 |
| 20 | 0,127 | 0.257 | 0,391 | 0.533 | 0,687 | 0.860 | 1.064 | 1,325 | 1,725 | 2,086 | 2.197 | 2,528 | 2,845 | 3,552 | 3.850 | 20 |
| 21 | 0,127 | 0,257 | 0,391 | 0,532 | 0,686 | 0,859 | 1,063 | 1,323 | 1,721 | 2,080 | 2,189 | 2,518 | 2,831 | 3,527 | 3,819 | 21 |
| 22 | 0,127 | 0,256 | 0,390 | 0,532 | 0,686 | 0,858 | 1,061 | 1,321 | 1,717 | 2,074 | 2,183 | 2,508 | 2,819 | 3,505 | 3,792 | 22 |
| 23 | 0,127 | 0,256 | 0,390 | 0,532 | 0,685 | 0,858 | 1,060 | 1,319 | 1,714 | 2,069 | 2,177 | 2,500 | 2,807 | 3,485 | 3,768 | 23 |
| 24 | 0,127 | 0,256 | 0,390 | 0,531 | 0,685 | 0,857 | 1,059 | 1,318 | 1,711 | 2,064 | 2,172 | 2,492 | 2,797 | 3,467 | 3,745 | 24 |
| 25 | 0,127 | 0,256 | 0,390 | 0,531 | 0,684 | 0,856 | 1,058 | 1,316 | 1,708 | 2,060 | 2,166 | 2,485 | 2,787 | 3,450 | 3,725 | 25 |
| 26 | 0.127 | 0.256 | 0,390 | 0.531 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1,315 | 1,706 | 2.056 | 2,162 | 2,479 | 2,7791 | 3,435 | 3,707 | 26 |
| 27 | 0.127 | 0.256 | 0,389 | 0.531 | 0.684 | 0.855 | 1.057 | 1,314 | 1,703 | 2,052 | 2,158 | 2,473 | 2,771 | 3,421 | 3,690 | 27 |
| 28 | 0.127 | 0.256 | 0,389 | 0.530 | 0.684 | 0.855 | 1.056 | 1,313 | 1,701 | 2,048 | 2,154 | 2,467 | 2,763 | 3,408 | 3,674 | 28 |
| 29 | 0.127 | 0,256 | 0,389 | 0.530 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1,311 | 1,699 | 2,045 | 2,150 | 2,462 | 2,756 | 3,396 | 3,659 | 29 |
| 30 | 0.127 | 0,256 | 0,389 | 0.530 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1,310 | 1,697 | 2,042 | 2,147 | 2,457 | 2,750 | 3,385 | 3,646 | 30 |
| 35 | 0,126 | 0,255 | 0.388 | 0,529 | 0.682 | 0.852 | 1.052 | 1,306 | 1.690 | 2.030 | 2,133 | 2,438 | 2.724 | 3.340 | 3,591 | 35 |
| 40 | 0,126 | 0,255 | 0.388 | 0,529 | 0.681 | 0.851 | 1.050 | 1,303 | 1.684 | 2.021 | 2,123 | 2,423 | 2.704 | 3.307 | 3,551 | 40 |
| 50 | 0,126 | 0,254 | 0.387 | 0,528 | 0.679 | 0.849 | 1.047 | 1,299 | 1.676 | 2.009 | 2,109 | 2,403 | 2.678 | 3,261 | 3,496 | 50 |
| 60 | 0,126 | 0,254 | 0.387 | 0,527 | 0.679 | 0.848 | 1.045 | 1,296 | 1.671 | 2.000 | 2,099 | 2,390 | 2.660 | 3.232 | 3,460 | 60 |
| 120 | 0,126 | 0,254 | 0.386 | 0,526 | 0.677 | 0.845 | 1.041 | 1,289 | 1.658 | 1.980 | 2,076 | 2,358 | 2.617 | 3.160 | 3,373 | 120 |
| ∞ | 0,126 | 0,253 | 0,385 | 0,524 | 0,674 | 0,842 | 1,036 | 1,282 | 1,645 | 1,960 | 2,054 | 2,326 | 2,576 | 3,090 | 3,291 | 100 |
| | p = 90% | 80% | 70% | 60% | 50% | 40% | 30% | 20% | 10% | 5% | 4% | 2% | 1% | 0,2% | 0.1% | |

Distribuição t de Student

As distribuições t são simétricas em torno de zero mas têm caudas mais espalhadas do que a distribuição N(0,1). Entretanto, com o aumento de r, a distribuição t se aproxima da distribuição N(0,1), pois Var(t) tende à unidade (1).

$$\left\{egin{array}{l} E(t)=0 \ Var(t)=rac{r}{r-2}=rac{n-1}{n-3} \end{array}
ight.$$

Pode-se concluir da distribuição t, que

$$P(-t_{rac{lpha}{2}} \leq rac{ar{x} - \mu}{rac{s}{\sqrt{n}}} \leq +t_{rac{lpha}{2}}) = 1 - lpha$$

em que t_{lpha} é obtido na tabela da distribuição t com $r=n\!-\!1$ graus de liberdade, ou seja:

$$IC(\mu;1-lpha)=]ar{x}-t_{rac{lpha}{2}}rac{s}{\sqrt{n}};ar{x}+t_{rac{lpha}{2}}rac{s}{\sqrt{n}}[$$

Exercício

Uma amostra de 10 cães sofrendo de uma determinada doença apresentou um tempo de sobrevivência médio de 46,9 meses e o desvio padrão de 43,3 meses. Determinar os limites de confiança de 90% para μ .

Solução:
$$\overline{x}_a = 46,9 \text{ meses}$$
 $s = 43,3 \text{ meses}$ $1 - \alpha = 0,90$ $n - 1 = 9$ $t_{\frac{\alpha}{2}} = 1,833$ Limites de confiança para μ : $\overline{x} \pm t_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}} = 46,9 \pm 1,833 \frac{43,3}{\sqrt{10}} = 21,8$ e 72,0 $meses$ Portanto, $IC(\mu: 90\%) = [21,8; 72,0]$

Intervalo de Confiança para a Proporção

Fazendo uso do fato que, para n grande, a distribuição binomial pode ser aproximada com a normal:

$$Z=rac{x-n.\,p}{\sqrt{n.\,p.\,q}}=rac{\hat{p}-p}{\sqrt{rac{\hat{p}\hat{q}}{n}}}$$

Temos:

$$P\left(-z_{rac{lpha}{2}} \leq rac{x-np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq +z_{rac{lpha}{2}}
ight) = 1-lpha$$

Substituindo p, visto que é desconhecido, por seu estimador \hat{p} dentro das raízes, obtêm-se:

$$IC(\hat{p};1-lpha)=\left]\hat{p}-z_{rac{lpha}{2}}\sqrt{rac{\hat{p}\hat{q}}{n}};\hat{p}+z_{rac{lpha}{2}}\sqrt{rac{\hat{p}\hat{q}}{n}}
ight[$$

Exemplo

Suponha que em n=400 animais são administrados uma droga, obtendo X=320 sucessos, ou seja, 80% dos animais melhoraram. A partir destes dados, obtenha um IC para p, com $1-\alpha=0,90$.

| decimal de Z _c | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | decima de Z _c |
|------------------------------|-------|-------|-------|-------|----------|-------|-------|-------|---------|-------|-----------------------------|
| | p = 0 | | | | * | | | | | | |
| 0,0 | 00000 | 00399 | 00798 | 01197 | 01595 | 01994 | 02392 | 02790 | 03188 | 03586 | 0.0 |
| 0,1 | 03983 | 04380 | 04776 | 05172 | 05567 | 05962 | 06356 | 06749 | 07142 | 07535 | 0,1 |
| 0,2 | 07926 | 08317 | 08706 | 09095 | 09483 | 09871 | 10257 | 10642 | 11026 | 11409 | 0,2 |
| 0,3 | 11791 | 12172 | 12552 | 12930 | 13307 | 13683 | 14058 | 14431 | 14803 | 15173 | 0,3 |
| 0,4 | 15542 | 15910 | 16276 | 16640 | 17003 | 17364 | 17724 | 18082 | . 18439 | 18793 | 0,4 |
| 0,5 | 19146 | 19497 | 19847 | 20194 | 20540 | 20884 | 21226 | 21566 | 21904 | 22240 | 0,5 |
| 0,6 | 22575 | 22907 | 23237 | 23565 | 23891 | 24215 | 24537 | 24857 | 25175 | 25490 | 0,6 |
| 0,7 | 25804 | 26115 | 26424 | 26730 | 27035 | 27337 | 27637 | 27935 | 28230 | 28524 | 0.7 |
| 0,8 | 28814 | 29103 | 29389 | 29673 | 29955 | 30234 | 30511 | 30785 | 31057 | 31327 | 0.8 |
| 0,9 | 31594 | 31859 | 32121 | 32381 | 32639 | 32894 | 33147 | 33398 | 33646 | 33891 | 0,9 |
| 1,0 | 34134 | 34375 | 34614 | 34850 | 35033 | 35314 | 35543 | 35769 | 35993 | 36214 | 1,0 |
| 1,1 | 36433 | 36650 | 36864 | 37076 | 37236 | 37493 | 37698 | 37900 | 38100 | 38298 | 1,1 |
| 1,2 | 38493 | 38686 | 38877 | 39065 | 39251 | 39435 | 39617 | 39796 | 39973 | 40147 | 1,2 |
| 1,3 | 40320 | 40490 | 40658 | 40824 | 40938 | 41149 | 41309 | 41466 | 41621 | 41774 | 1,3 |
| 1,4 | 41924 | 42073 | 42220 | 42364 | 42507 | 42647 | 42786 | 42922 | 43056 | 43189 | 1,4 |
| 1,5 | 43319 | 43448 | 43574 | 43699 | 43822 | 43943 | 44062 | 44179 | 44295 | 44408 | 1,5 |
| 1,6 | 44520 | 14630 | 44738 | 44845 | 44950 | 45053 | 45154 | 45254 | 45352 | 45449 | 1,6 |
| 1,7 | 45543 | 45637 | 45728 | 45818 | 45907 | 45994 | 46080 | 46164 | 46246 | 46327 | 1,7 |
| 1,8 | 46407 | 46485 | 46562 | 46638 | 46712 | 46784 | 46856 | 46926 | 46995 | 47062 | 1,8 |
| 1,9 | 47128 | 47193 | 47257 | 47320 | 47381 | 47441 | 47500 | 47558 | 47615 | 47670 | 1,9 |
| 2,0 | 47725 | 47778 | 47831 | 47882 | 47932 | 47982 | 48030 | 48077 | 48124 | 48169 | 2,0 |
| | | | | | | , , , | | | | | 1 |

$$z_{\alpha/2} = 1,64$$

$$P(\overline{X} - 1,64 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \overline{X} + 1,64 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}) = 0,90$$

Exemplo

Suponha que em n=400 animais doentes são administrados uma droga, obtendo X=320 sucessos, ou seja, 80% dos animais melhoraram. A partir destes dados, obtenha um IC para p, com $1-\alpha=0,90$.

Solução:
$$\hat{p} = 320/400 = 0,80$$
 $\hat{q} = 0,20$
 $IC = 0,80 \pm 1,64 \sqrt{\frac{0,80.0,2}{400}} =]0,767;0,833[$

Portanto, IC(p:90%) =]0,767;0,833[