

**Distribuições amostrais da
média, variância e da
proporção.
Teorema Central do Limite**

5.3

Distribuição amostral

- Seja X_1, X_2, \dots, X_n uma amostra aleatória i.i.d. de tamanho n de uma população e seja $T(x_1, x_2, \dots, x_n)$ uma função real ou vetorial cujo domínio inclui o espaço amostral de (X_1, X_2, \dots, X_n) . Neste caso, dizemos que a variável ou vetor aleatório $Y = T(X_1, X_2, \dots, X_n)$ é chamado de **estatística**.
- A distribuição de probabilidade da estatística Y é chamada de **distribuição amostral** de Y .
- Uma estatística associada a algum parâmetro populacional é também chamada de **estimador**.
- Por exemplo, a distribuição de probabilidades de \bar{X} é chamada de distribuição amostral da média.

Distribuição amostral da média

Distribuição amostral da média (com variância populacional conhecida)

A distribuição amostral da média é baseada nos resultados obtidos para \bar{X} em todas as amostras possíveis de uma população conhecida, em que

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}.$$

Assim, a distribuição amostral da média nos dá uma ideia de como \bar{X} varia quando mudamos de uma amostra para a outra.

Dessa forma, estudando a distribuição amostral de \bar{X} poderemos avaliar o quanto estamos errando ao utilizarmos \bar{X} para estimar μ .

Teorema central do limite (TCL)

Seja \bar{X} a média amostral de X_1, X_2, \dots, X_n (amostra aleatória de tamanho n) de uma distribuição com média μ e desvio padrão σ ($0 < \sigma < \infty$). Então a distribuição da variável aleatória Z_n definida por

$$Z_n = \frac{\bar{X} - E(\bar{X})}{\sqrt{\text{Var}(\bar{X})}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}.$$

se **aproxima da distribuição normal padrão** quando **n tende ao infinito**. Ou seja, Z_n tem distribuição aproximadamente $N(0,1)$ quando n tende ao infinito.

Assim, o TCL nos diz que \bar{X} é assintoticamente distribuída como uma distribuição normal com média μ e variância σ^2/n . O mais impressionante do teorema central do limite é o fato de que nada é dito a respeito da função densidade f . Ou seja, qualquer que seja a função de distribuição, desde que ela tenha variância finita, a média amostral terá uma distribuição aproximadamente normal para amostras suficientemente grandes.

Observações

1. A distribuição das variáveis X pode ser discreta ou contínua.
2. A partir do TCL, chegamos às seguintes distribuições aproximadas:

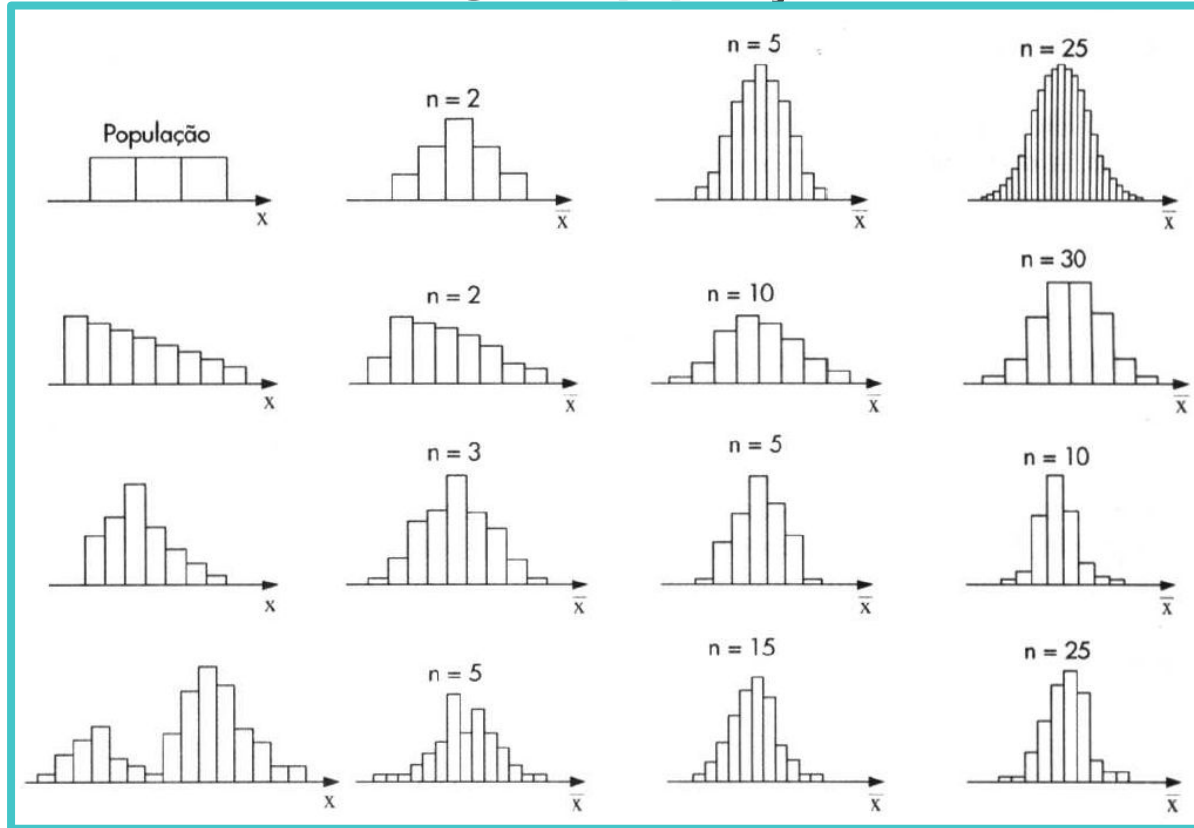
$$\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1),$$

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right),$$

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim N(n\mu, n\sigma^2).$$

3. Quanto **maior n , melhor** a aproximação. Como regra prática, para amostras de tamanho $n \geq 30$, a distribuição de \bar{X} pode ser **razoavelmente aproximada** por uma distribuição normal.
4. Devido às propriedades da distribuição normal, se a **população original é distribuída normalmente**, então a distribuição de \bar{X} **é exatamente normal** para qualquer tamanho de amostra.
5. O erro-padrão de \bar{X} é o seu desvio-padrão, ou seja, σ/\sqrt{n} .

Histogramas das distribuições amostrais da média para amostras de algumas populações



Fonte: Bussab, W. D. O., & Morettin, P. A. (2010). Estatística básica. In Estatística básica (pp. xvi-540).

Exemplo

Após arredondamento para o inteiro mais próximo, 48 números são somados. Os erros de arredondamento individuais são uniformemente distribuídos no intervalo $(-0,5; 0,5)$. Qual a probabilidade de que a soma dos números arredondados seja diferente da verdadeira soma por mais de 3 unidades (em ambos os sentidos)?

Solução. Utilizando o teorema central do limite obtemos uma solução aproximada. $X_i, i = 1, \dots, 48$ são os erros de arredondamento tais que $X_i \sim U(-0,5; 0,5)$, $E(X_i) = (-0,5 + 0,5) / 2 = 0$ e $\text{Var}(X_i) = [0,5 - (-0,5)]^2 / 12 = 1 / 12$.

O erro de arredondamento E é dado por $E = X_1 + X_2 + \dots + X_{48}$, sendo que a distribuição aproximada é $E \sim N(48 \cdot 0; 48 \cdot 1/12) = N(0,4)$.

Usando a distribuição aproximada,

$$P(E < -3) + P(E > 3) = 2 P(E < -3) = 2 P(Z < (-3-0) / 2) = 2 P(Z < -1,5) = 0,1336.$$

Distribuição amostral da média (com variância populacional desconhecida)

Se o valor da variância não for conhecida, utilizaremos o estimador

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1},$$

para σ^2 . Deste modo temos que

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{s/\sqrt{n}} \sim t_{(n-1)}$$

Distribuição t de Student com n - 1 graus de liberdade (g.l.).

Esse resultado **é válido se X tiver distribuição normal** mas, caso não seja, essa distribuição **é aproximada para tamanhos de amostra suficientemente grande** (utilizando o Teorema Central do Limite).

Distribuição t de Student

Seja Z uma variável aleatória com distribuição normal padrão e seja Y uma variável aleatória com distribuição qui-quadrado com ν graus de liberdade, com Z e Y independentes. Então

$$T = \frac{Z}{\sqrt{Y/\nu}}$$

tem distribuição t de Student com ν graus de liberdade.

Notação: $T \sim t_\nu$.

Se T tem distribuição t de Student com ν graus de liberdade, então sua função densidade de probabilidade é dada por

$$f(t; \nu) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\Gamma(\nu/2)\sqrt{\pi\nu}} \left(1 + \frac{t^2}{\nu}\right)^{-\frac{(\nu+1)}{2}}, \quad \text{se } -\infty < t < \infty$$

e sua esperança e variancia são dadas, respectivamente, por

$$E(T) = 0 \quad \text{e} \quad \text{Var}(T) = \frac{\nu}{\nu-2}.$$

Distribuições normal e t de Student

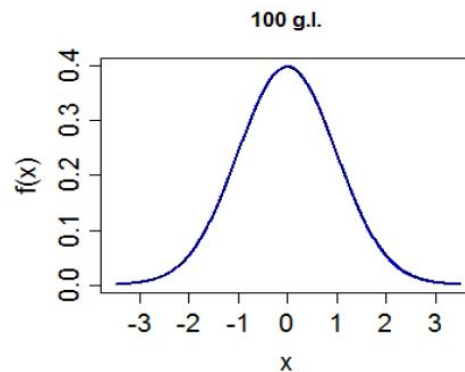
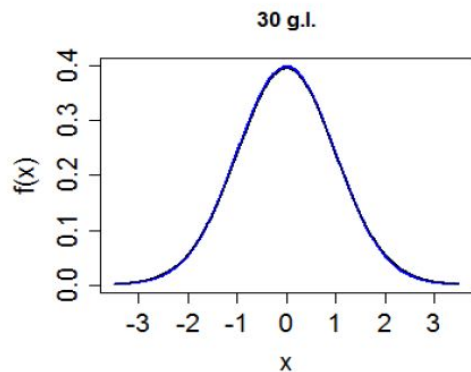
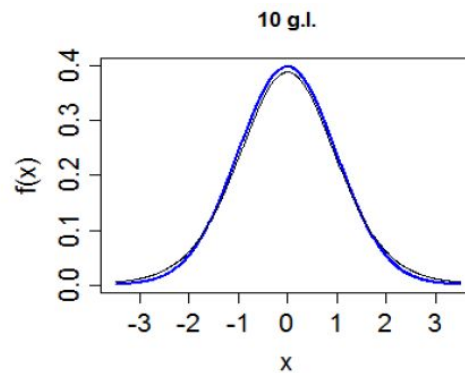
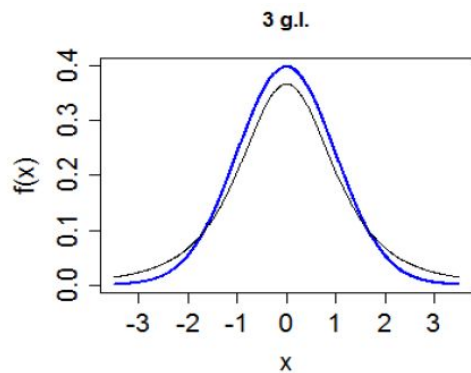
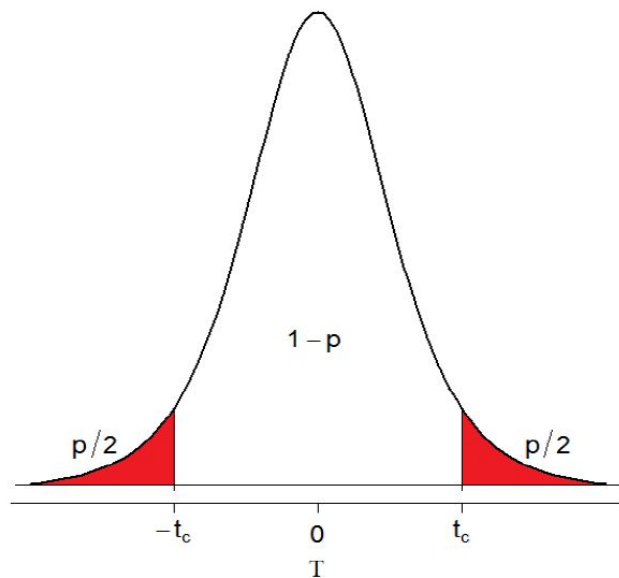
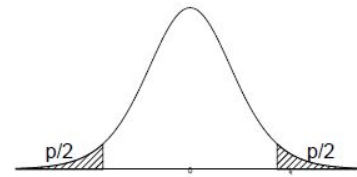


Tabela da distribuição t de Student



A tabela da distribuição t de Student contém os valores de t_c ($t_c > 0$) tais que $P(-t_c \leq T \leq t_c) = 1 - p$ correspondentes a **alguns valores de p** e para **alguns graus de liberdade**.

Distribuição t de Student



| | 90% | 80% | 70% | 60% | 50% | 40% | 30% | 20% | 10% | 9% | 8% | 7% | 6% | 5% | 4% | 3% | 2% | 1% | 0.5% | 0.2% | 0.1% |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| 2 | 0.142 | 0.289 | 0.445 | 0.617 | 0.816 | 1.061 | 1.386 | 1.886 | 2.920 | 3.104 | 3.320 | 3.578 | 3.896 | 4.303 | 4.849 | 5.643 | 6.965 | 9.925 | 14.089 | 22.327 | 31.599 |
| 3 | 0.137 | 0.277 | 0.424 | 0.584 | 0.765 | 0.978 | 1.250 | 1.638 | 2.353 | 2.471 | 2.605 | 2.763 | 2.951 | 3.182 | 3.482 | 3.896 | 4.541 | 5.841 | 7.453 | 10.215 | 12.924 |
| 4 | 0.134 | 0.271 | 0.414 | 0.569 | 0.741 | 0.941 | 1.190 | 1.533 | 2.132 | 2.226 | 2.333 | 2.456 | 2.601 | 2.776 | 2.999 | 3.298 | 3.747 | 4.604 | 5.598 | 7.173 | 8.610 |
| 5 | 0.132 | 0.267 | 0.408 | 0.559 | 0.727 | 0.920 | 1.156 | 1.476 | 2.015 | 2.098 | 2.191 | 2.297 | 2.422 | 2.571 | 2.757 | 3.003 | 3.365 | 4.032 | 4.773 | 5.893 | 6.869 |
| 6 | 0.131 | 0.265 | 0.404 | 0.553 | 0.718 | 0.906 | 1.134 | 1.440 | 1.943 | 2.019 | 2.104 | 2.201 | 2.313 | 2.447 | 2.612 | 2.829 | 3.143 | 3.707 | 4.317 | 5.208 | 5.959 |
| 7 | 0.130 | 0.263 | 0.402 | 0.549 | 0.711 | 0.896 | 1.119 | 1.415 | 1.895 | 1.966 | 2.046 | 2.136 | 2.241 | 2.365 | 2.517 | 2.715 | 2.998 | 3.499 | 4.029 | 4.785 | 5.408 |
| 8 | 0.130 | 0.262 | 0.399 | 0.546 | 0.706 | 0.889 | 1.108 | 1.397 | 1.860 | 1.928 | 2.004 | 2.090 | 2.189 | 2.306 | 2.449 | 2.634 | 2.896 | 3.355 | 3.833 | 4.501 | 5.041 |
| 9 | 0.129 | 0.261 | 0.398 | 0.543 | 0.703 | 0.883 | 1.100 | 1.383 | 1.833 | 1.899 | 1.973 | 2.055 | 2.150 | 2.262 | 2.398 | 2.574 | 2.821 | 3.250 | 3.690 | 4.297 | 4.781 |
| 10 | 0.129 | 0.260 | 0.397 | 0.542 | 0.700 | 0.879 | 1.093 | 1.372 | 1.812 | 1.877 | 1.948 | 2.028 | 2.120 | 2.228 | 2.359 | 2.527 | 2.764 | 3.169 | 3.581 | 4.144 | 4.587 |
| 11 | 0.129 | 0.260 | 0.396 | 0.540 | 0.697 | 0.876 | 1.088 | 1.363 | 1.796 | 1.859 | 1.928 | 2.007 | 2.096 | 2.201 | 2.328 | 2.491 | 2.718 | 3.106 | 3.497 | 4.025 | 4.437 |
| 12 | 0.128 | 0.259 | 0.395 | 0.539 | 0.695 | 0.873 | 1.083 | 1.356 | 1.782 | 1.844 | 1.912 | 1.989 | 2.076 | 2.179 | 2.303 | 2.461 | 2.681 | 3.055 | 3.428 | 3.930 | 4.318 |
| 13 | 0.128 | 0.259 | 0.394 | 0.538 | 0.694 | 0.870 | 1.079 | 1.350 | 1.771 | 1.832 | 1.899 | 1.974 | 2.060 | 2.160 | 2.282 | 2.436 | 2.650 | 3.012 | 3.372 | 3.852 | 4.221 |
| 14 | 0.128 | 0.258 | 0.393 | 0.537 | 0.692 | 0.868 | 1.076 | 1.345 | 1.761 | 1.821 | 1.887 | 1.962 | 2.046 | 2.145 | 2.264 | 2.415 | 2.624 | 2.977 | 3.326 | 3.787 | 4.140 |
| 15 | 0.128 | 0.258 | 0.393 | 0.536 | 0.691 | 0.866 | 1.074 | 1.341 | 1.753 | 1.812 | 1.878 | 1.951 | 2.034 | 2.131 | 2.249 | 2.397 | 2.602 | 2.947 | 3.286 | 3.733 | 4.073 |
| 16 | 0.128 | 0.258 | 0.392 | 0.535 | 0.690 | 0.865 | 1.071 | 1.337 | 1.746 | 1.805 | 1.869 | 1.942 | 2.024 | 2.120 | 2.235 | 2.382 | 2.583 | 2.921 | 3.252 | 3.686 | 4.015 |
| 17 | 0.128 | 0.257 | 0.392 | 0.534 | 0.689 | 0.863 | 1.069 | 1.333 | 1.740 | 1.798 | 1.862 | 1.934 | 2.015 | 2.110 | 2.224 | 2.368 | 2.567 | 2.898 | 3.227 | 3.646 | 3.965 |
| 18 | 0.127 | 0.257 | 0.392 | 0.534 | 0.688 | 0.862 | 1.067 | 1.330 | 1.734 | 1.792 | 1.855 | 1.926 | 2.007 | 2.101 | 2.214 | 2.356 | 2.552 | 2.878 | 3.197 | 3.610 | 3.922 |
| 19 | 0.127 | 0.257 | 0.391 | 0.533 | 0.688 | 0.861 | 1.066 | 1.328 | 1.729 | 1.786 | 1.850 | 1.920 | 2.000 | 2.093 | 2.205 | 2.346 | 2.539 | 2.861 | 3.174 | 3.579 | 3.883 |
| 20 | 0.127 | 0.257 | 0.391 | 0.533 | 0.687 | 0.860 | 1.064 | 1.325 | 1.725 | 1.782 | 1.844 | 1.914 | 1.994 | 2.086 | 2.197 | 2.336 | 2.528 | 2.845 | 3.153 | 3.552 | 3.850 |
| 21 | 0.127 | 0.257 | 0.391 | 0.532 | 0.686 | 0.859 | 1.063 | 1.323 | 1.721 | 1.777 | 1.840 | 1.909 | 1.988 | 2.080 | 2.189 | 2.328 | 2.518 | 2.831 | 3.135 | 3.527 | 3.819 |
| 22 | 0.127 | 0.256 | 0.390 | 0.532 | 0.686 | 0.858 | 1.061 | 1.321 | 1.717 | 1.773 | 1.835 | 1.905 | 1.983 | 2.074 | 2.183 | 2.320 | 2.508 | 2.819 | 3.119 | 3.505 | 3.792 |
| 23 | 0.127 | 0.256 | 0.390 | 0.532 | 0.685 | 0.858 | 1.060 | 1.319 | 1.714 | 1.770 | 1.832 | 1.900 | 1.978 | 2.069 | 2.177 | 2.313 | 2.500 | 2.807 | 3.104 | 3.485 | 3.768 |
| 24 | 0.127 | 0.256 | 0.390 | 0.531 | 0.685 | 0.857 | 1.059 | 1.318 | 1.711 | 1.767 | 1.828 | 1.896 | 1.974 | 2.064 | 2.172 | 2.307 | 2.492 | 2.797 | 3.091 | 3.467 | 3.745 |
| 25 | 0.127 | 0.256 | 0.390 | 0.531 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.316 | 1.708 | 1.764 | 1.825 | 1.893 | 1.970 | 2.060 | 2.167 | 2.301 | 2.485 | 2.787 | 3.078 | 3.450 | 3.725 |
| 26 | 0.127 | 0.256 | 0.390 | 0.531 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.315 | 1.706 | 1.761 | 1.822 | 1.890 | 1.967 | 2.056 | 2.162 | 2.296 | 2.479 | 2.779 | 3.067 | 3.435 | 3.707 |
| 27 | 0.127 | 0.256 | 0.389 | 0.531 | 0.684 | 0.855 | 1.057 | 1.314 | 1.703 | 1.758 | 1.819 | 1.887 | 1.963 | 2.052 | 2.158 | 2.291 | 2.473 | 2.771 | 3.057 | 3.421 | 3.690 |
| 28 | 0.127 | 0.256 | 0.389 | 0.530 | 0.683 | 0.855 | 1.056 | 1.313 | 1.701 | 1.756 | 1.817 | 1.884 | 1.960 | 2.048 | 2.154 | 2.286 | 2.467 | 2.763 | 3.047 | 3.408 | 3.674 |
| 29 | 0.127 | 0.256 | 0.389 | 0.530 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.311 | 1.699 | 1.754 | 1.814 | 1.881 | 1.957 | 2.045 | 2.150 | 2.282 | 2.462 | 2.756 | 3.038 | 3.396 | 3.659 |
| 30 | 0.127 | 0.256 | 0.389 | 0.530 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.310 | 1.697 | 1.752 | 1.812 | 1.879 | 1.955 | 2.042 | 2.147 | 2.278 | 2.457 | 2.750 | 3.030 | 3.385 | 3.646 |
| 35 | 0.127 | 0.255 | 0.388 | 0.529 | 0.682 | 0.852 | 1.052 | 1.306 | 1.690 | 1.744 | 1.803 | 1.869 | 1.944 | 2.030 | 2.133 | 2.262 | 2.438 | 2.724 | 2.996 | 3.340 | 3.591 |
| 40 | 0.126 | 0.255 | 0.388 | 0.529 | 0.681 | 0.851 | 1.050 | 1.303 | 1.684 | 1.737 | 1.796 | 1.862 | 1.936 | 2.021 | 2.123 | 2.250 | 2.423 | 2.704 | 2.971 | 3.307 | 3.551 |
| 50 | 0.126 | 0.255 | 0.388 | 0.528 | 0.679 | 0.849 | 1.047 | 1.299 | 1.676 | 1.729 | 1.787 | 1.852 | 1.924 | 2.009 | 2.109 | 2.234 | 2.403 | 2.678 | 2.937 | 3.261 | 3.496 |
| 60 | 0.126 | 0.254 | 0.387 | 0.527 | 0.679 | 0.848 | 1.045 | 1.296 | 1.671 | 1.723 | 1.781 | 1.845 | 1.917 | 2.000 | 2.099 | 2.223 | 2.390 | 2.660 | 2.915 | 3.232 | 3.460 |
| 120 | 0.126 | 0.254 | 0.386 | 0.526 | 0.677 | 0.845 | 1.041 | 1.289 | 1.658 | 1.709 | 1.766 | 1.828 | 1.899 | 1.980 | 2.076 | 2.196 | 2.358 | 2.617 | 2.860 | 3.160 | 3.373 |

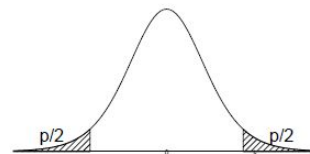
Tabela 2: Quantis da Distribuição t . Graus de liberdade na margem esquerda da tabela e probabilidades p dadas no topo da tabela tal que $\frac{p}{2} = P[t \geq t_i]$.

Exemplo

Calcule a probabilidade $P(T > 2,201)$ em uma amostra de tamanho $n=12$.

Solução: Se $n=12$, então $T \sim t_{12-1}$.

Distribuição t de Student



| | 90% | 80% | 70% | 60% | 50% | 40% | 30% | 20% | 10% | 9% | 8% | 7% | 6% | 5% | 4% | 3% | 2% | 1% | 0.5% | 0.2% | 0.1% |
|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| 2 | 0.142 | 0.289 | 0.445 | 0.617 | 0.816 | 1.061 | 1.386 | 1.886 | 2.920 | 3.104 | 3.320 | 3.578 | 3.896 | 4.303 | 4.849 | 5.643 | 6.965 | 9.925 | 14.089 | 22.327 | 31.599 |
| 3 | 0.137 | 0.277 | 0.424 | 0.584 | 0.765 | 0.978 | 1.250 | 1.638 | 2.353 | 2.471 | 2.605 | 2.763 | 2.951 | 3.182 | 3.482 | 3.896 | 4.541 | 5.841 | 7.453 | 10.215 | 12.924 |
| 4 | 0.134 | 0.271 | 0.414 | 0.569 | 0.741 | 0.941 | 1.190 | 1.533 | 2.132 | 2.226 | 2.333 | 2.456 | 2.601 | 2.776 | 2.999 | 3.298 | 3.747 | 4.604 | 5.598 | 7.173 | 8.610 |
| 5 | 0.132 | 0.267 | 0.408 | 0.559 | 0.727 | 0.920 | 1.156 | 1.476 | 2.015 | 2.098 | 2.191 | 2.297 | 2.422 | 2.571 | 2.757 | 3.003 | 3.365 | 4.032 | 4.773 | 5.893 | 6.869 |
| 6 | 0.131 | 0.265 | 0.404 | 0.553 | 0.718 | 0.906 | 1.134 | 1.440 | 1.943 | 2.019 | 2.104 | 2.201 | 2.313 | 2.447 | 2.612 | 2.829 | 3.143 | 3.707 | 4.317 | 5.208 | 5.959 |
| 7 | 0.130 | 0.263 | 0.402 | 0.549 | 0.711 | 0.896 | 1.119 | 1.415 | 1.895 | 1.966 | 2.046 | 2.136 | 2.241 | 2.365 | 2.517 | 2.715 | 2.998 | 3.499 | 4.029 | 4.785 | 5.408 |
| 8 | 0.130 | 0.262 | 0.399 | 0.546 | 0.706 | 0.889 | 1.108 | 1.397 | 1.860 | 1.928 | 2.004 | 2.090 | 2.189 | 2.306 | 2.449 | 2.634 | 2.896 | 3.355 | 3.833 | 4.501 | 5.041 |
| 9 | 0.129 | 0.261 | 0.398 | 0.543 | 0.703 | 0.883 | 1.100 | 1.383 | 1.833 | 1.899 | 1.973 | 2.055 | 2.150 | 2.262 | 2.398 | 2.574 | 2.821 | 3.250 | 3.690 | 4.297 | 4.781 |
| 10 | 0.129 | 0.260 | 0.397 | 0.542 | 0.700 | 0.879 | 1.093 | 1.372 | 1.812 | 1.877 | 1.948 | 2.028 | 2.120 | 2.228 | 2.359 | 2.527 | 2.764 | 3.169 | 3.581 | 4.144 | 4.587 |
| 11 | 0.129 | 0.260 | 0.396 | 0.540 | 0.697 | 0.876 | 1.088 | 1.363 | 1.796 | 1.859 | 1.928 | 2.007 | 2.096 | 2.201 | 2.328 | 2.491 | 2.718 | 3.106 | 3.497 | 4.025 | 4.437 |
| 12 | 0.128 | 0.259 | 0.395 | 0.539 | 0.695 | 0.873 | 1.083 | 1.356 | 1.782 | 1.844 | 1.912 | 1.989 | 2.076 | 2.179 | 2.303 | 2.461 | 2.681 | 3.055 | 3.428 | 3.930 | 4.318 |

Assim, $P(T > 2,201) = 0,05 / 2 = 0,025$

Distribuição amostral da proporção

Distribuição amostral da proporção

Suponha que queremos determinar a proporção de sucessos p de uma certa população. Logo, podemos definir uma variável aleatória X da seguinte maneira

$$X = \begin{cases} 1, & \text{se ocorre sucesso,} \\ 0, & \text{se ocorre fracasso.} \end{cases}$$

Assim, temos que X é uma variável discreta, com distribuição de Bernoulli tal que $\mu = E(X) = p$ e $\sigma^2 = \text{Var}(X) = p(1 - p)$.

Retirada uma amostra aleatória X_1, X_2, \dots, X_n de tamanho n dessa população, e indicando por Y_n o total de sucessos nesta amostra ($Y_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$), sabemos que

$$Y_n \sim \text{Binomial}(n, p).$$

Sabemos que \hat{p} é o estimador para p , em que

$$\hat{p} = \frac{Y_n}{n}.$$

Podemos escrever que

$$Y_n = \sum_{i=1}^n X_i = n \sum_{i=1}^n \frac{X_i}{n} = n\bar{X}$$

mas, pelo Teorema Central do Limite, \bar{X} terá distribuição aproximadamente normal, com média p e variância $p(1-p)/n$, ou seja

$$\bar{X} \sim N\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right).$$

Note que \bar{X} , na expressão acima, é a própria variável \hat{p} e, desse modo, para n grande podemos considerar a distribuição amostral de p como aproximadamente normal

$$\hat{p} \sim N\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right)$$

e a transformação $Y_n = n\bar{X}$ terá a distribuição

$$Y_n \sim N(np, np(1-p)).$$

Exemplo

O presidente de uma distribuidora acredita que 30% das encomendas feitas na firma são provenientes de clientes que compram pela primeira vez. Suponha que o presidente esteja correto e que a proporção populacional seja 30%. Uma amostra aleatória simples de 100 pedidos será usado para estimar a proporção de clientes que compram pela primeira vez.

- Qual a distribuição amostral das proporções amostrais?
- Qual a probabilidade da proporção amostral ser estar no intervalo (0,20 ; 0,40)?

$$a) \hat{p} \sim N\left(0,3; \frac{0,3 \cdot (1-0,3)}{n=100}\right)$$

$$b) P(0,2 < \hat{p} < 0,4) = P\left(\frac{0,2 - 0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{100}}} < Z < \frac{0,4 - 0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{100}}}\right) = P(-2,18 < Z < 2,18)$$
$$= \underline{\underline{0,97}}$$

Distribuição amostral da variância

Distribuição amostral da variância

Temos que a estatística s^2 é um estimador não viciado da variância σ^2 . Vamos estudar agora a distribuição de s^2 .

A estatística amostral da variância é

$$Q = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2},$$

em que σ^2 é a variância da população. É possível mostrar que

$$Q \sim \chi_{n-1}^2.$$

Esse resultado **é válido se X tiver distribuição normal** mas, caso não seja, essa distribuição **é aproximada para tamanhos de amostra suficientemente grande** (utilizando o Teorema Central do Limite).

Distribuição qui-quadrado

Sejam Z_1, Z_2, \dots, Z_n , variáveis aleatórias independentes com distribuição normal padrão.

Então

$$Y = \sum_{i=1}^n Z_i^2,$$

tem distribuição qui-quadrado com n graus de liberdade.

Notação: $Y \sim \chi_n^2$.

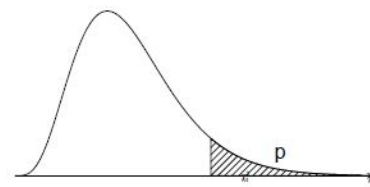
Se Y tem distribuição qui-quadrado com n graus de liberdade, então sua função densidade de probabilidade é dada por

$$f(y;n) = \begin{cases} \frac{1}{\Gamma(n/2) 2^{n/2}} \cdot y^{\frac{n}{2}-1} \cdot e^{-y/2}, & \text{se } y > 0 \\ 0, & \text{se } y < 0 \end{cases}$$

e sua esperança e variância são dadas, respectivamente, por

$$E(Y) = n \quad \text{e} \quad \text{Var}(Y) = 2n.$$

Distribuição χ^2



| | 99% | 98% | 97.5% | 95% | 90% | 80% | 70% | 60% | 50% | 40% | 30% | 20% | 10% | 5% | 4% | 2.5% | 2% | 1% | 0.2% | 0.1% |
|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1 | 0.000 | 0.001 | 0.001 | 0.004 | 0.016 | 0.064 | 0.148 | 0.275 | 0.455 | 0.708 | 1.074 | 1.642 | 2.706 | 3.841 | 4.218 | 5.024 | 5.412 | 6.635 | 9.550 | 10.828 |
| 2 | 0.020 | 0.040 | 0.051 | 0.103 | 0.211 | 0.446 | 0.713 | 1.022 | 1.386 | 1.833 | 2.408 | 3.219 | 4.605 | 5.991 | 6.438 | 7.378 | 7.824 | 9.210 | 12.429 | 13.816 |
| 3 | 0.115 | 0.185 | 0.216 | 0.352 | 0.584 | 1.005 | 1.424 | 1.869 | 2.366 | 2.946 | 3.665 | 4.642 | 6.251 | 7.815 | 8.311 | 9.348 | 9.837 | 11.345 | 14.796 | 16.266 |
| 4 | 0.297 | 0.429 | 0.484 | 0.711 | 1.064 | 1.649 | 2.195 | 2.753 | 3.357 | 4.045 | 4.878 | 5.989 | 7.779 | 9.488 | 10.026 | 11.143 | 11.668 | 13.277 | 16.924 | 18.467 |
| 5 | 0.554 | 0.752 | 0.831 | 1.145 | 1.610 | 2.343 | 3.000 | 3.655 | 4.351 | 5.132 | 6.064 | 7.289 | 9.236 | 11.070 | 11.644 | 12.833 | 13.388 | 15.086 | 18.907 | 20.515 |
| 6 | 0.872 | 1.134 | 1.237 | 1.635 | 2.204 | 3.070 | 3.828 | 4.570 | 5.348 | 6.211 | 7.231 | 8.558 | 10.645 | 12.592 | 13.198 | 14.449 | 15.033 | 16.812 | 20.791 | 22.458 |
| 7 | 1.239 | 1.564 | 1.690 | 2.167 | 2.833 | 3.822 | 4.671 | 5.493 | 6.346 | 7.283 | 8.383 | 9.803 | 12.017 | 14.067 | 14.703 | 16.013 | 16.622 | 18.475 | 22.601 | 24.322 |
| 8 | 1.646 | 2.032 | 2.180 | 2.733 | 3.490 | 4.594 | 5.527 | 6.423 | 7.344 | 8.351 | 9.524 | 11.030 | 13.362 | 15.507 | 16.171 | 17.535 | 18.168 | 20.090 | 24.352 | 26.124 |
| 9 | 2.088 | 2.532 | 2.700 | 3.325 | 4.168 | 5.380 | 6.393 | 7.357 | 8.343 | 9.414 | 10.656 | 12.242 | 14.684 | 16.919 | 17.608 | 19.023 | 19.679 | 21.666 | 26.056 | 27.877 |
| 10 | 2.558 | 3.059 | 3.247 | 3.940 | 4.865 | 6.179 | 7.267 | 8.295 | 9.342 | 10.473 | 11.781 | 13.442 | 15.987 | 18.307 | 19.021 | 20.483 | 21.161 | 23.209 | 27.722 | 29.588 |
| 11 | 3.053 | 3.609 | 3.816 | 4.575 | 5.578 | 6.989 | 8.148 | 9.237 | 10.341 | 11.530 | 12.899 | 14.631 | 17.275 | 19.675 | 20.412 | 21.920 | 22.618 | 24.725 | 29.354 | 31.264 |
| 12 | 3.571 | 4.178 | 4.404 | 5.226 | 6.304 | 7.807 | 9.034 | 10.182 | 11.340 | 12.584 | 14.011 | 15.812 | 18.549 | 21.026 | 21.785 | 23.337 | 24.054 | 26.217 | 30.957 | 32.909 |
| 13 | 4.107 | 4.765 | 5.009 | 5.892 | 7.042 | 8.634 | 9.926 | 11.129 | 12.340 | 13.636 | 15.119 | 16.985 | 19.812 | 22.362 | 23.142 | 24.736 | 25.472 | 27.688 | 32.535 | 34.528 |
| 14 | 4.660 | 5.368 | 5.629 | 6.571 | 7.790 | 9.467 | 10.821 | 12.078 | 13.339 | 14.685 | 16.222 | 18.151 | 21.064 | 23.685 | 24.485 | 26.119 | 26.873 | 29.141 | 34.091 | 36.123 |
| 15 | 5.229 | 5.985 | 6.262 | 7.261 | 8.547 | 10.307 | 11.721 | 13.030 | 14.339 | 15.733 | 17.322 | 19.311 | 22.307 | 24.996 | 25.816 | 27.488 | 28.259 | 30.578 | 35.628 | 37.697 |
| 16 | 5.812 | 6.614 | 6.908 | 7.962 | 9.312 | 11.152 | 12.624 | 13.983 | 15.338 | 16.780 | 18.418 | 20.465 | 23.542 | 26.296 | 27.136 | 28.845 | 29.633 | 32.000 | 37.146 | 39.252 |
| 17 | 6.408 | 7.255 | 7.564 | 8.672 | 10.085 | 12.002 | 13.531 | 14.937 | 16.338 | 17.824 | 19.511 | 21.615 | 24.769 | 27.587 | 28.445 | 30.191 | 30.995 | 33.409 | 38.648 | 40.790 |
| 18 | 7.015 | 7.906 | 8.231 | 9.390 | 10.865 | 12.857 | 14.440 | 15.893 | 17.338 | 18.868 | 20.601 | 22.760 | 25.989 | 28.869 | 29.745 | 31.526 | 32.346 | 34.805 | 40.136 | 42.312 |
| 19 | 7.633 | 8.567 | 8.907 | 10.117 | 11.651 | 13.716 | 15.352 | 16.850 | 18.338 | 19.910 | 21.689 | 23.900 | 27.204 | 30.144 | 31.037 | 32.852 | 33.687 | 36.191 | 41.610 | 43.820 |
| 20 | 8.260 | 9.237 | 9.591 | 10.851 | 12.443 | 14.578 | 16.266 | 17.809 | 19.337 | 20.951 | 22.775 | 25.038 | 28.412 | 31.410 | 32.321 | 34.170 | 35.020 | 37.566 | 43.072 | 45.315 |
| 21 | 8.897 | 9.915 | 10.283 | 11.591 | 13.240 | 15.445 | 17.182 | 18.768 | 20.337 | 21.991 | 23.858 | 26.171 | 29.615 | 32.671 | 33.597 | 35.479 | 36.343 | 38.932 | 44.522 | 46.797 |
| 22 | 9.542 | 10.600 | 10.982 | 12.338 | 14.041 | 16.314 | 18.101 | 19.729 | 21.337 | 23.031 | 24.939 | 27.301 | 30.813 | 33.924 | 34.867 | 36.781 | 37.659 | 40.289 | 45.962 | 48.268 |
| 23 | 10.196 | 11.293 | 11.689 | 13.091 | 14.848 | 17.187 | 19.021 | 20.690 | 22.337 | 24.069 | 26.018 | 28.429 | 32.007 | 35.172 | 36.131 | 38.076 | 38.968 | 41.638 | 47.391 | 49.728 |
| 24 | 10.856 | 11.992 | 12.401 | 13.848 | 15.659 | 18.062 | 19.943 | 21.652 | 23.337 | 25.106 | 27.096 | 29.553 | 33.196 | 36.415 | 37.389 | 39.364 | 40.270 | 42.980 | 48.812 | 51.179 |
| 25 | 11.524 | 12.697 | 13.120 | 14.611 | 16.473 | 18.940 | 20.867 | 22.616 | 24.337 | 26.143 | 28.172 | 30.675 | 34.382 | 37.652 | 38.642 | 40.646 | 41.566 | 44.314 | 50.223 | 52.620 |
| 26 | 12.198 | 13.409 | 13.844 | 15.379 | 17.292 | 19.820 | 21.792 | 23.579 | 25.336 | 27.179 | 29.246 | 31.795 | 35.563 | 38.885 | 39.889 | 41.923 | 42.856 | 45.642 | 51.627 | 54.052 |
| 27 | 12.879 | 14.125 | 14.573 | 16.151 | 18.114 | 20.703 | 22.719 | 24.544 | 26.336 | 28.214 | 30.319 | 32.912 | 36.741 | 40.113 | 41.132 | 43.195 | 44.140 | 46.963 | 53.023 | 55.476 |
| 28 | 13.565 | 14.847 | 15.308 | 16.928 | 18.939 | 21.588 | 23.647 | 25.509 | 27.336 | 29.249 | 31.391 | 34.027 | 37.916 | 41.337 | 42.370 | 44.461 | 45.419 | 48.278 | 54.411 | 56.892 |
| 29 | 14.256 | 15.574 | 16.047 | 17.708 | 19.768 | 22.475 | 24.577 | 26.475 | 28.336 | 30.283 | 32.461 | 35.139 | 39.087 | 42.557 | 43.604 | 45.722 | 46.693 | 49.588 | 55.792 | 58.301 |
| 30 | 14.953 | 16.306 | 16.791 | 18.493 | 20.599 | 23.364 | 25.508 | 27.442 | 29.336 | 31.316 | 33.530 | 36.250 | 40.256 | 43.773 | 44.834 | 46.979 | 47.962 | 50.892 | 57.167 | 59.703 |
| 35 | 18.509 | 20.027 | 20.569 | 22.465 | 24.797 | 27.836 | 30.178 | 32.282 | 34.336 | 36.475 | 38.859 | 41.778 | 46.059 | 49.802 | 50.928 | 53.203 | 54.244 | 57.342 | 63.955 | 66.619 |
| 40 | 22.164 | 23.838 | 24.433 | 26.509 | 29.051 | 32.345 | 34.872 | 37.134 | 39.335 | 41.622 | 44.165 | 47.269 | 51.805 | 55.758 | 56.946 | 59.342 | 60.436 | 63.691 | 70.618 | 73.402 |
| 45 | 25.901 | 27.720 | 28.366 | 30.612 | 33.350 | 36.884 | 39.585 | 41.995 | 44.335 | 46.761 | 49.452 | 52.729 | 57.505 | 61.656 | 62.901 | 65.410 | 66.555 | 69.957 | 77.179 | 80.077 |
| 50 | 29.707 | 31.664 | 32.357 | 34.764 | 37.689 | 41.449 | 44.313 | 46.864 | 49.335 | 51.892 | 54.723 | 58.164 | 63.167 | 67.505 | 68.804 | 71.420 | 72.613 | 76.154 | 83.657 | 86.661 |

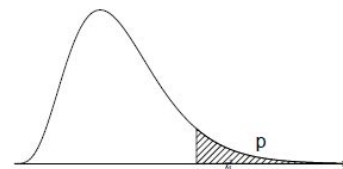
Tabela 3: Quantis da Distribuição χ^2 . Graus de liberdade na margem esquerda da tabela e probabilidades p dadas no topo da tabela tal que $p = P[\chi^2 \geq \chi^2_p]$.

Exemplo

Calcule a probabilidade da estatística Q assumir um valor maior do que 20,48, quando $n = 11$.

Solução: Se $n=11$, então $Q \sim \chi^2_{11-1}$.

Distribuição χ^2



| | 99% | 98% | 97.5% | 95% | 90% | 80% | 70% | 60% | 50% | 40% | 30% | 20% | 10% | 5% | 4% | 2.5% | 2% | 1% | 0.2% | 0.1% |
|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1 | 0.000 | 0.001 | 0.001 | 0.004 | 0.016 | 0.064 | 0.148 | 0.275 | 0.455 | 0.708 | 1.074 | 1.642 | 2.706 | 3.841 | 4.218 | 5.024 | 5.412 | 6.635 | 9.550 | 10.828 |
| 2 | 0.020 | 0.040 | 0.051 | 0.103 | 0.211 | 0.446 | 0.713 | 1.022 | 1.386 | 1.833 | 2.408 | 3.219 | 4.605 | 5.991 | 6.438 | 7.378 | 7.824 | 9.210 | 12.429 | 13.816 |
| 3 | 0.115 | 0.185 | 0.216 | 0.352 | 0.584 | 1.005 | 1.424 | 1.869 | 2.366 | 2.946 | 3.665 | 4.642 | 6.251 | 7.815 | 8.311 | 9.348 | 9.837 | 11.345 | 14.796 | 16.266 |
| 4 | 0.297 | 0.429 | 0.484 | 0.711 | 1.064 | 1.649 | 2.195 | 2.753 | 3.357 | 4.045 | 4.878 | 5.989 | 7.779 | 9.488 | 10.026 | 11.143 | 11.668 | 13.277 | 16.924 | 18.467 |
| 5 | 0.554 | 0.752 | 0.831 | 1.145 | 1.610 | 2.343 | 3.000 | 3.655 | 4.351 | 5.132 | 6.064 | 7.289 | 9.236 | 11.070 | 11.644 | 12.833 | 13.388 | 15.086 | 18.907 | 20.515 |
| 6 | 0.872 | 1.134 | 1.237 | 1.635 | 2.204 | 3.070 | 3.828 | 4.570 | 5.348 | 6.211 | 7.231 | 8.558 | 10.645 | 12.592 | 13.198 | 14.449 | 15.033 | 16.812 | 20.791 | 22.458 |
| 7 | 1.239 | 1.564 | 1.690 | 2.167 | 2.833 | 3.822 | 4.671 | 5.493 | 6.346 | 7.283 | 8.383 | 9.803 | 12.017 | 14.067 | 14.703 | 16.013 | 16.622 | 18.475 | 22.601 | 24.322 |
| 8 | 1.646 | 2.032 | 2.180 | 2.733 | 3.490 | 4.594 | 5.527 | 6.423 | 7.344 | 8.351 | 9.524 | 11.030 | 13.362 | 15.507 | 16.171 | 17.535 | 18.168 | 20.090 | 24.352 | 26.124 |
| 9 | 2.088 | 2.532 | 2.700 | 3.325 | 4.168 | 5.380 | 6.393 | 7.357 | 8.343 | 9.414 | 10.656 | 12.242 | 14.684 | 16.919 | 17.608 | 19.023 | 19.679 | 21.666 | 26.056 | 27.877 |
| 10 | 2.558 | 3.059 | 3.247 | 3.940 | 4.865 | 6.179 | 7.267 | 8.295 | 9.342 | 10.473 | 11.781 | 13.442 | 15.987 | 18.307 | 19.021 | 20.483 | 21.161 | 23.209 | 27.722 | 29.588 |
| 11 | 3.053 | 3.609 | 3.816 | 4.575 | 5.578 | 6.989 | 8.148 | 9.237 | 10.341 | 11.530 | 12.899 | 14.631 | 17.275 | 19.675 | 20.412 | 21.920 | 22.618 | 24.725 | 29.354 | 31.264 |

Assim, $P(Q > 20,48) = 0,025$