$$P\{-z_{\alpha/2} \le Z \le z_{\alpha/2}\} = 1 - \alpha$$

de modo que

$$P\left\{-z_{\alpha/2} \le \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \le z_{\alpha/2}\right\} = 1 - \alpha$$

Isso pode ser rearranjado como

$$P\{\overline{X} - z_{\alpha/2}\sigma/\sqrt{n} \le \mu \le \overline{X} + z_{\alpha/2}\sigma/\sqrt{n}\} = 1 - \alpha \qquad (8.34)$$

Da consideração da Eq. 8.29, os limites inferior e superior das desigualdades na Eq. 8.34 são os limites inferior e superior de confiança, L e U, respectivamente. Isso leva à seguinte definição.

Definição: Intervalo de Confiança para a Média, com Variância Conhecida

Se $\bar{x}$ for a média de uma amostra aleatória, de tamanho n, de uma população com variância conhecida σ^2, um intervalo com $100(1 - \alpha)\%$ de confiança para μ é dado por

$$\bar{x} - z_{\alpha/2}\sigma/\sqrt{n} \le \mu \le \bar{x} + z_{\alpha/2}\sigma/\sqrt{n} \qquad (8.35)$$

sendo $z_{\alpha/2}$ o ponto superior com $100\alpha/2\%$ da distribuição normal padrão.

Para amostras provenientes de uma população normal, ou para amostras de tamanho $n \ge 30$, independente da forma da população, o intervalo de confiança na Eq. 8.35 fornecerá bons resultados. Entretanto, para pequenas amostras provenientes de uma população não normal, não podemos esperar que o nível de confiança $(1 - \alpha)$ seja exato.

EXEMPLO 8.6

Considere o problema do propelente do foguete do Exemplo 8.2. Suponha que queiramos achar um intervalo com 95% de confiança para a taxa média de queima. Podemos usar a Eq. 8.35 para construir o intervalo de confiança. Um intervalo de 95% implica que $1 - \alpha = 0{,}95$; logo, $\alpha = 0{,}05$ e, da Tabela II no Apêndice, $z_{\alpha/2} = z_{0{,}05/2} = z_{0{,}025} = 1{,}96$.

O limite inferior de confiança é

$$\begin{aligned} l &= \bar{x} - z_{\alpha/2}\sigma/\sqrt{n} \\ &= 51{,}3 - 1{,}96(2)/\sqrt{25} \\ &= 51{,}3 - 0{,}78 \\ &= 50{,}52 \end{aligned}$$

e o limite superior de confiança é

$$\begin{aligned} u &= \bar{x} + z_{\alpha/2}\sigma/\sqrt{n} \\ &= 51{,}3 + 1{,}96(2)/\sqrt{25} \\ &= 51{,}3 + 0{,}78 \\ &= 52{,}08 \end{aligned}$$

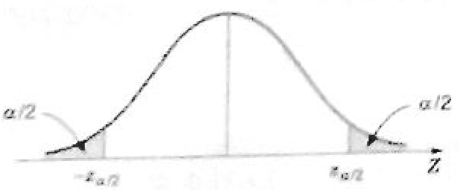


Fig. 8.8 A distribuição Z.

Desse modo, o intervalo bilateral com 95% de confiança é

$$50{,}52 \le \mu \le 52{,}08$$

Sendo nosso intervalo de valores razoáveis, para a taxa média de queima, com 95% de confiança.

Relação entre Testes de Hipóteses e Intervalos de Confiança

Há uma forte relação entre o teste de uma hipótese acerca de qualquer parâmetro, como θ, e o intervalo de confiança para θ. Se $[l,u]$ for um intervalo com $100(1 - \alpha)\%$ de confiança para o parâmetro θ, então o teste de nível de significância α da hipótese

$$H_0\colon \theta = \theta_0$$
$$H_1\colon \theta \ne \theta_0$$

levará à rejeição de H_0, se, e somente se, θ_0 não estiver no intervalo $[l, u]$ com $100(1 - \alpha)\%$ de confiança. Como ilustração, considere o problema do sistema de escapamento do propelente discutido anteriormente. A hipótese nula H_0: $\mu = 50$ foi rejeitada, usando $\alpha = 0{,}05$. O intervalo bilateral com 95% de confiança para μ é $50{,}52 \le \mu \le 52{,}08$. Isto é, o intervalo $[l, u]$ é $[50{,}52; 52{,}08]$. Uma vez que $\mu_0 = 50$ não está incluída nesse intervalo, a hipótese nula H_0: $\mu = 50$ é rejeitada.

Nível de Confiança e Precisão de Estimação

Note, no exemplo anterior, que nossa escolha de 95% para o nível de confiança foi essencialmente arbitrária. O que teria acontecido, se tivéssemos escolhido um nível maior de confiança como 99%? De fato, não parece razoável que queiramos o nível maior de confiança? Com $\alpha = 0{,}01$, encontramos $z_{\alpha/2} = z_{0{,}01/2} = z_{0{,}005} = 2{,}58$, enquanto para $\alpha = 0{,}05$, $z_{0{,}025} = 1{,}96$. Assim, o comprimento do intervalo com 95% de confiança é

$$2(1{,}96\ \sigma/\sqrt{n}) = 3{,}92\ \sigma/\sqrt{n}$$

enquanto o comprimento do intervalo com 99% de confiança é

$$2(2{,}58\ \sigma/\sqrt{n}) = 5{,}16\ \sigma/\sqrt{n}$$

O intervalo com 99% de confiança é maior do que o intervalo com 95% de confiança. Essa é a razão para termos um nível maior de confiança no intervalo com 99% de confiança. Geralmente, para um tamanho fixo, n, de amostra e um desvio-padrão σ, quanto maior o nível de confiança, mais longo é o intervalo de confiança resultante.

Já que a metade do comprimento de um intervalo mede a precisão da estimação, vemos que essa precisão é inversamente relacionada ao nível de confiança. Como notado anteriormente, é desejável obter um intervalo de confiança que seja curto o suficiente para finalidades de tomada de decisão e que também tenha confiança adequada. Uma maneira de alcançar isso é escolhendo o tamanho n da amostra grande o suficiente para dar um intervalo de confiança de comprimento especificado com confiança prescrita.

Escolha do Tamanho da Amostra

A precisão do intervalo de confiança na Eq. 8.35 é $z_{\alpha/2}\ \sigma/\sqrt{n}$. Isso significa que usando $\bar{x}$ para estimar μ, o erro $E = |\bar{x} - \mu|$ é menor do que ou igual a $z_{\alpha/2}\ \sigma/\sqrt{n}$, com $100(1 - \alpha)$ de confiança. Isso está mostrado graficamente na Fig. 8.9. Em situações em que o tamanho da amostra puder ser controlado, podemos escolher n de modo que estejamos $100(1-\alpha)\%$ confiantes de que o erro na estimação de μ seja menor do que um erro especificado E. O tamanho apropriado da amostra é encontrado escolhendo n tal que $z_{\alpha/2}\sigma\sqrt{n} = E$. A resolução dessa equação resulta na seguinte fórmula para n.

Definição

Se $\bar{x}$ for usada como uma estimativa de μ, podemos estar $100(1-\alpha)\%$ confiantes de que o erro $|\bar{x}-\mu|$ não excederá um valor especificado E quando o tamanho da amostra for

$$n = \left(\frac{z_{\alpha/2}\sigma}{E}\right)^2 \qquad (8.36)$$

Se o lado direito da Eq. 8.36 não for um inteiro, o número deve ser arredondado para mais. Isso irá assegurar que o nível de confiança não cairá abaixo de $100(1-\alpha)$. Note que $2E$ é o comprimento do intervalo de confiança resultante.

EXEMPLO 8.7

Para ilustrar o uso desse procedimento, suponha que quiséssemos um erro na estimação da taxa média de queima do propelente do foguete menor do que 1,5 cm/s, com uma confiança de 95%. Uma vez que $\sigma = 2$ e $z_{0,025} = 1{,}96$, podemos definir o tamanho requerido da amostra, a partir da Eq. 8.36 como

$$n = \left(\frac{z_{\alpha/2}\sigma}{E}\right)^2 = \left[\frac{(1{,}96)2}{1{,}5}\right]^2 = 6{,}83 \cong 7$$

Note a relação geral entre o tamanho da amostra, o comprimento desejado do intervalo de confiança $2E$, o nível de confiança de $100(1-\alpha)\%$ e o desvio-padrão σ:

- À medida que o comprimento desejado do intervalo $2E$ diminui, o tamanho requerido n da amostra aumenta para um valor fixo de σ e confiança especificada;
- À medida que σ aumenta, o tamanho requerido n da amostra aumenta para um comprimento desejado fixo $2E$ e confiança especificada;
- À medida que o nível de confiança aumenta, o tamanho requerido n da amostra aumenta para um comprimento desejado fixo $2E$ e desvio-padrão σ.

Intervalos Unilaterais de Confiança

É também possível obter intervalos unilaterais de confiança para μ, estabelecendo $l = -\infty$ ou $u = \infty$ e trocando $z_{\alpha/2}$ por z_α.

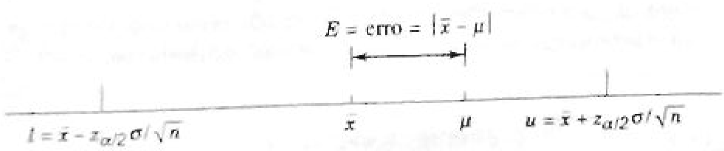


Fig. 8.9 Erro na estimação de μ com $\bar{x}$.

O intervalo superior com $100(1-\alpha)\%$ de confiança para μ é

$$\mu \le u = \bar{x} + z_\alpha\sigma/\sqrt{n} \qquad (8.37)$$

e o intervalo inferior com $100(1-\alpha)\%$ de confiança para μ é

$$\bar{x} - z_\alpha\sigma/\sqrt{n} = l \le \mu \qquad (8.38)$$

8.2.7 Método Geral para Deduzir um Intervalo de Confiança

É fácil dar um método geral para encontrar um intervalo de confiança para um parâmetro desconhecido θ. Faça $X_1, X_2, \ldots, X_n$ ser uma amostra aleatória com n observações. Suponha que possamos encontrar uma estatística $g(X_1, X_2, \ldots, X_n; \theta)$ com as seguintes propriedades:

1. $g(X_1, X_2, \ldots, X_n; \theta)$ depende da amostra e de θ e
2. a distribuição de probabilidades de $g(X_1, X_2, \ldots, X_n; \theta)$ não depende de θ ou de qualquer outro parâmetro desconhecido.

No caso considerado nessa seção, o parâmetro $\theta = \mu$. A variável aleatória $g(X_1, X_2, \ldots, X_n; \mu) = (\bar{X}-\mu)/(\sigma\sqrt{n})$ satisfaz ambas as condições anteriores; ela depende da amostra e de μ e tem uma distribuição normal padrão desde que σ seja conhecido. Agora, tem-se de encontrar as constantes C_L e C_U de modo a

$$P[C_L \le g(X_1, X_2, \ldots, X_n; \theta) \le C_U] = 1 - \alpha$$

Devido à propriedade 2, C_L e C_U não dependem de θ. Em nosso exemplo, $C_L = -z_{\alpha/2}$ e $C_U = z_{\alpha/2}$. Finalmente, você tem de manipular as desigualdades no enunciado de probabilidade, de modo a

$$P[L(X_1, X_2, \ldots, X_n) \le \theta \le U(X_1, X_2, \ldots, X_n)] = 1 - \alpha$$

Isso fornece $L(X_1, X_2, \ldots, X_n)$ e $U(X_1, X_2, \ldots, X_n)$ como os limites inferior e superior de confiança, definindo o intervalo de confiança de $100(1-\alpha)\%$ para θ. Em nosso exemplo, encontramos $L(X_1, X_2, \ldots, X_n) = \bar{X} - z_{\alpha/2}\sigma\sqrt{n}$ e $U(X_1, X_2, \ldots, X_n) = \bar{X} + z_{\alpha/2}\sigma\sqrt{n}$.

8.2.8 Intervalos de Confiança *Bootstrap*

Na Seção 7.3.4, mostramos como uma técnica chamada ***bootstrap*** poderia ser usada para estimar o erro-padrão $\sigma_{\hat{\theta}}$, em que $\hat{\theta}$ é uma estimativa de um parâmetro θ. Podemos usar também o *bootstrap* para encontrar o intervalo de confiança para o parâmetro θ. Para ilustrar, considere o caso em que θ seja a média μ de uma distribuição normal com σ conhecido. O estimador de θ é $\bar{X}$. Note também que $z_{\alpha/2}\sigma\sqrt{n}$ é o $100(1-\alpha/2)$ percentil da distribuição de $\bar{X}-\mu$ e $-z_{\alpha/2}\sigma\sqrt{n}$ é $100(\alpha/2)$ percentil dessa distribuição. Conseqüentemente, podemos escrever a probabilidade associada com o intervalo de confiança de $100(1-\alpha)\%$ como

$$P(100(\alpha/2) \text{ percentil} \le \bar{X} - \mu \le 100(1-\alpha/2) \text{ percentil}) = 1 - \alpha$$

ou

$$P(\overline{X} - 100(1 - \alpha/2) \text{ percentil} \leq \mu \leq \overline{X} - 100(\alpha/2) \text{ percentil}) = 1 - \alpha$$

Essa última probabilidade implica que os limites inferior e superior de confiança de $100(1 - \alpha)\%$, para μ são

$$L = \overline{X} - 100(1 - \alpha/2) \text{ percentil de } \overline{X} - \mu$$
$$= \overline{X} - z_{\alpha/2}\sigma/\sqrt{n}$$
$$U = \overline{X} - 100(\alpha/2) \text{ percentil de } \overline{X} - \mu$$
$$= \overline{X} + z_{\alpha/2}\sigma/\sqrt{n}$$

Podemos generalizar isso através de um parâmetro arbitrário θ. Os limites com $100(1 - \alpha)\%$ de confiança para $\hat{\theta}$ são

$$L = \hat{\theta} - 100(1 - \alpha/2) \text{ percentil de } \hat{\theta} - \theta$$
$$U = \hat{\theta} - 100(\alpha/2) \text{ percentil de } \hat{\theta} - \theta$$

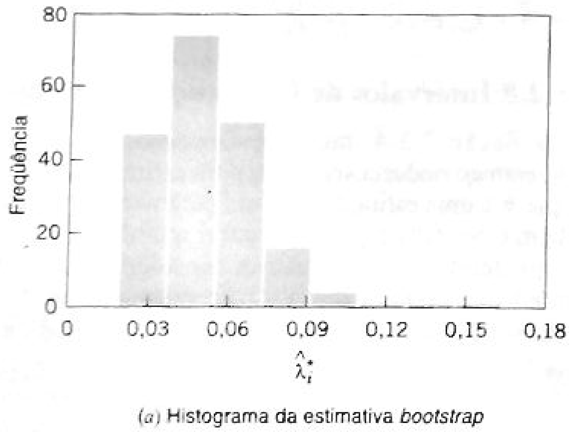
Infelizmente, os percentis de $\hat{\theta} - \theta$ podem não ser tão fáceis de encontrar quanto no caso da média da distribuição normal. No entanto, eles podem ser estimados a partir de **amostras bootstrap**. Suponha que encontremos B amostras *bootstrap*, e calculemos $\hat{\theta}_1^*, \hat{\theta}_2^*, \ldots, \hat{\theta}_B^*$ e $\overline{\theta}^*$ então, computemos $\hat{\theta}_1^* - \overline{\theta}^*, \hat{\theta}_2^* - \overline{\theta}^*, \ldots, \hat{\theta}_B^* - \overline{\theta}^*$. Os percentis requeridos podem ser obtidos diretamente através das diferenças. Por exemplo, se $B = 200$ e um intervalo de confiança de 95% em θ for desejado, então a quinta menor e a quinta maior das diferenças $\hat{\theta}_i^* - \overline{\theta}^*$ são as estimativas dos percentis necessários.

Ilustraremos esse procedimento usando a situação descrita pela primeira vez no Exemplo 7.3, envolvendo o parâmetro λ de uma distribuição exponencial. Lembre-se daquele exemplo da amostra aleatória de $n = 8$ módulos controladores do motor que foram testados quanto à falha, sendo a estimativa de λ obtida como $\hat{\lambda} = 0{,}0462$, em que $\hat{\lambda} = 1/\overline{X}$ é um estimador de máxima verossimilhança. Usamos 200 amostras *bootstrap* para obter uma estimativa do erro-padrão para $\hat{\lambda}$.

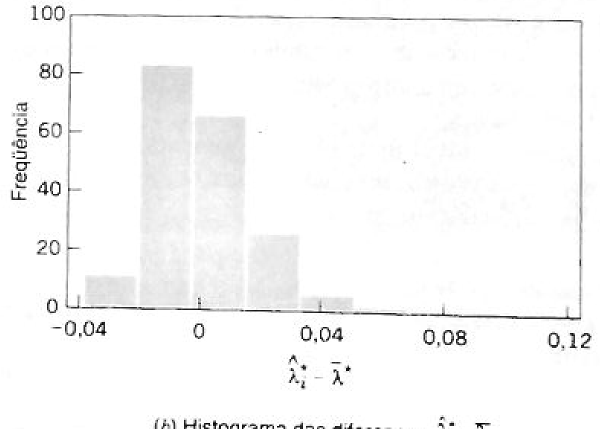
A Fig. 8.10(a) é um histograma das 200 estimativas *bootstrap* $\hat{\lambda}_i^*$, $i = 1, 2, \ldots, 200$. Note que o histograma não é simétrico, sendo desviado para a direita, indicando que a distribuição amostral de $\hat{\lambda}$ tem também essa mesma forma. Subtraímos a média da amostra dessas estimativas *bootstrap* $\overline{\lambda}^* = 0{,}5013$ de cada $\hat{\lambda}_i^*$. O histograma das diferenças $\hat{\lambda}_i^* - \overline{\lambda}^*$, $i = 1, 2, \ldots, 200$ é mostrado na Fig. 8.10(b). Suponha que desejemos encontrar um intervalo de confiança de 90% para λ. Agora, o quinto percentil das amostras *bootstrap* $\hat{\lambda}_i^* - \overline{\lambda}^*$ é $-0{,}0228$ e o 95.º percentil é $0{,}03135$. Por conseguinte, os limites inferior e superior de confiança de 90% são

$$L = \hat{\lambda} - 95 \text{ percentil de } \hat{\lambda}_i^* - \overline{\lambda}^*$$
$$= 0{,}0462 - 0{,}03135 = 0{,}0149$$
$$U = \hat{\lambda} - 5 \text{ percentil de } \hat{\lambda}_i^* - \overline{\lambda}^*$$
$$= 0{,}0462 - (-0{,}0228) = 0{,}0690$$

Conseqüentemente, nosso intervalo de confiança *bootstrap* de 90% para λ é $0{,}0149 \leq \lambda \leq 0{,}0690$. É evidente que há um intervalo de confiança exato para o parâmetro λ em uma distribuição exponencial. Para os dados do Exemplo 7.3, o intervalo exato de confiança[1] de 90% para λ é $0{,}0230 \leq \lambda \leq 0{,}0759$. Note que os dois intervalos de confiança são muito similares. O comprimento do intervalo exato de confiança é $0{,}0759 - 0{,}0230 = 0{,}0529$, enquanto o comprimento do intervalo de confiança *bootstrap* é $0{,}0690 - 0{,}0149 = 0{,}0541$, que é somente levemente maior. O método de percentil para intervalos de confiança *bootstrap* trabalha bem quando o estimador for não tendencioso e o erro-padrão de $\hat{\theta}$ for aproximadamente constante (como uma função de $\hat{\theta}$). Uma melhoria, conhecida como método *corrigido e acelerado pela tendência*, ajusta os percentis nos casos mais gerais. Ela poderia ser aplicada nesse exemplo (porque $\hat{\lambda}$ é um estimador tendencioso), mas a custo de complexidade adicional.



(*a*) Histograma da estimativa *bootstrap*



(*b*) Histograma das diferenças $\hat{\lambda}_i^* - \overline{\lambda}$

Fig. 8.10 Histogramas das estimativas *bootstrap* de λ e das diferenças $\hat{\lambda}_i^* - \hat{\lambda}^*$ usadas na determinação do intervalo de confiança *bootstrap*.

[1] O intervalo de confiança é $\chi^2_{\alpha/2, 2n}/2\sum x_i \leq \lambda \leq \chi^2_{1-\alpha/2, 2n}/2\sum x_i$ sendo $\chi^2_{\alpha/2, 2n}$ e $\chi^2_{1-\alpha/2, 2n}$ os pontos percentuais $\alpha/2$ inferior e superior da distribuição qui-quadrado (que será introduzida na Seção 8.4) e os x_i são as n observações amostrais.

EXERCÍCIOS PARA A SEÇÃO 8.2

8.19. A resistência à quebra de um fio usado na fabricação de material moldável necessita ser no mínimo 100 psi. Experiência passada indicou que o desvio-padrão da resistência à quebra foi 2 psi. Uma amostra aleatória de nove espécimes é testada e a resistência média à quebra é 98 psi.
(a) A fibra deve ser julgada como aceitável com $\alpha = 0{,}05$?
(b) Qual é o valor P para esse teste?
(c) Qual será a probabilidade de aceitar a hipótese nula, com $\alpha = 0{,}05$, se a fibra tiver uma resistência verdadeira à quebra igual a 104 psi?
(d) Encontre um intervalo bilateral de confiança de 95% para a resistência média verdadeira à quebra.

8.20. O rendimento de um processo químico está sendo estudado. De experiências prévias com esse processo, sabe-se que o desvio-padrão do rendimento é igual a 3. Os últimos cinco dias de operação da planta resultou nos seguintes rendimentos: 91,6%, 88,75%, 90,8%, 89,95% e 91,3%. Use $\alpha = 0{,}05$.
(a) Há evidência de que o rendimento não seja 90%?
(b) Qual é o valor P desse teste?
(c) Qual é o tamanho requerido da amostra para detectar um rendimento médio verdadeiro de 85%, com probabilidade de 0,95?
(d) Qual será a probabilidade do erro tipo II se o rendimento médio verdadeiro for 92%?
(e) Encontre um intervalo bilateral de confiança de 90% para o rendimento médio verdadeiro.

8.21. O diâmetro dos orifícios para arreios de cabo tem um desvio-padrão de 0,01 in. Uma amostra aleatória de tamanho 10 resulta em um diâmetro médio de 1,5045 in. Use $\alpha = 0{,}01$.
(a) Teste a hipótese de que o diâmetro médio verdadeiro do orifício seja igual a 1,50 in.
(b) Qual é o valor P para esse teste?
(c) Qual seria o tamanho necessário da amostra para detectar um diâmetro médio verdadeiro do orifício igual a 1,505 in, com uma probabilidade de no mínimo 0,90?
(d) Qual será o erro β se o diâmetro médio verdadeiro do orifício for 1,505 in?
(e) Encontre um intervalo bilateral de confiança de 99% para o diâmetro médio do orifício. Os resultados desse cálculo parecem intuitivos, baseados na resposta dos itens (a) e (b) desse problema? Por favor, discuta.

8.22. Um fabricante produz anéis para pistões de um motor de automóveis. É sabido que o diâmetro do anel é distribuído de forma aproximadamente normal e tem um desvio-padrão de $\sigma = 0{,}001$ mm. Uma amostra aleatória de 15 anéis tem um diâmetro médio de $\bar{x} = 74{,}036$ mm.
(a) Teste a hipótese de que o diâmetro médio do anel do pistão seja 74,035 mm. Use $\alpha = 0{,}01$.
(b) Qual é o valor P para esse teste?
(c) Construa um intervalo bilateral de confiança de 99% para o diâmetro médio do anel do pistão.
(d) Construa um limite inferior de confiança de 95% para o diâmetro médio do anel do pistão.

8.23. Sabe-se que a vida em horas de um bulbo de uma lâmpada de 75 W é distribuída de forma aproximadamente normal, com desvio-padrão $\sigma = 25$ horas. Uma amostra aleatória de 20 bulbos tem uma vida média de $\bar{x} = 1.014$ horas.
(a) Há alguma evidência que suporte a alegação de que a vida do bulbo excede 1.000 horas? Use $\alpha = 0{,}05$.
(b) Qual é o valor P para o teste no item (a)?
(c) Qual será o erro β para o teste no item (a) se a vida média verdadeira for 1.050 h?
(d) Qual seria o tamanho requerido da amostra para assegurar que β não excederia 0,10 se a vida média verdadeira fosse 1.025 h?
(e) Construa um intervalo bilateral de confiança de 95% para a vida média.
(f) Construa um limite inferior de confiança de 95% para a vida média.

8.24. Um engenheiro civil está analisando a resistência à compressão do concreto. A resistência à compressão é distribuída de forma aproximadamente normal, com uma variância de $\sigma^2 = 1.000\ (\text{psi})^2$. Uma amostra aleatória de 12 corpos de prova tem uma resistência média à compressão de $\bar{x} = 3.250$ psi.
(a) Teste a hipótese de que a resistência média à compressão seja 3.500 psi. Use $\alpha = 0{,}01$.
(b) Qual é o menor nível de significância ao qual você estaria propenso a rejeitar a hipótese nula?
(c) Construa um intervalo bilateral de confiança de 95% para a resistência média à compressão.
(d) Construa um intervalo bilateral de confiança de 99% para a resistência média à compressão. Compare a largura desse intervalo de confiança com aquele calculado no item (c).

8.25. Suponha que no Exercício 8.23 quiséssemos estar 95% confiantes de que o erro na estimação da vida média fosse menor do que 5 horas. Qual tamanho da amostra deveria ser usado?

8.26. Suponha que no Exercício 8.23 quiséssemos que a largura total do intervalo bilateral de confiança para a vida média fosse de 6 horas com 95% de confiança. Qual tamanho da amostra deveria ser usado?

8.27. Suponha que no Exercício 8.24 desejássemos estimar a resistência à compressão, com um erro que fosse menor do que 15 psi, com 99% de confiança. Qual o tamanho requerido da amostra?

8.3 INFERÊNCIA SOBRE A MÉDIA DE UMA POPULAÇÃO COM VARIÂNCIA DESCONHECIDA

Quando estamos testando hipóteses ou construindo intervalos de confiança para a média μ de uma população quando σ^2 for desconhecida, podemos usar os procedimentos de testes da Seção 8.2, desde que o tamanho da amostra seja grande (como $n \geq 30$). Esses procedimentos são aproximadamente válidos (por causa do teorema central do limite), independentemente da população em foco ser ou não normal. Entretanto, quando a amostra for pequena e σ^2 for desconhecida, teremos de fazer uma suposição sobre a forma da distribuição em estudo de modo a obter um procedimento de teste. Uma suposição razoável, em muitos casos, é que a distribuição sob consideração seja normal.

Muitas populações encontradas, na prática, são bem aproximadas pela distribuição normal; assim, essa suposição levará a procedimentos de inferência de larga aplicabilidade. De fato, o desvio moderado da normalidade terá um pequeno efeito na validade. Quando a suposição não for razoável, uma alternativa será usar procedimentos não paramétricos que sejam válidos para qualquer distribuição em foco. Veja o Cap. 13 para uma introdução a essas técnicas.

8.3.1 Testes de Hipóteses para a Média

Suponha que a população de interesse tenha uma distribuição normal, com média μ e variância σ^2 desconhecidas. Desejamos testar a hipótese de que μ seja igual a uma constante μ_0. Note que essa situação é similar àquela da Seção 8.2, exceto que agora ambas, μ e σ^2, são desconhecidas. Considere que uma da amostra aleatória de tamanho n, como $X_1, X_2, \ldots, X_n$, seja disponível e sejam $\bar{X}$ e S^2 a média e a variância amostral, respectivamente.

Desejamos testar a hipótese alternativa bilateral