Probabilidade e estatística - Aula 17

Intervalos de confiança

Dr. Giannini Italino Alves Vieira

Universidade Federal do Ceará - Campus de Crateús

2024

Estimação intervalar

- Antes de iniciarmos um estudo sobre estimação intervalar, veremos primeiro um importante teorema (Teorema central do limite) que utilizaremos para construirmos um importante intervalo de confiança.
- Vimos, em estimação pontual, que $\bar{X}$ (média da amostra) é um bom estimador para a média de uma população.
- A distribuição de probabilidade de $\bar{X}$ é chamada de distribuição amostral da média.
- Veremos agora uma das mais importantes distribuições amostrais, que é a distribuição da média.

Estimação intervalar

- Antes de iniciarmos um estudo sobre estimação intervalar, veremos primeiro um importante teorema (Teorema central do limite) que utilizaremos para construirmos um importante intervalo de confiança.
- Vimos, em estimação pontual, que $\bar{X}$ (média da amostra) é um bom estimador para a média de uma população.
- A distribuição de probabilidade de $\bar{X}$ é chamada de distribuição amostral da média.
- Veremos agora uma das mais importantes distribuições amostrais, que é a distribuição da média.

Estimação intervalar

- Antes de iniciarmos um estudo sobre estimação intervalar, veremos primeiro um importante teorema (Teorema central do limite) que utilizaremos para construirmos um importante intervalo de confiança.
- Vimos, em estimação pontual, que $\bar{X}$ (média da amostra) é um bom estimador para a média de uma população.
- A distribuição de probabilidade de $\bar{X}$ é chamada de distribuição amostral da média.
- Veremos agora uma das mais importantes distribuições amostrais, que é a distribuição da média.

Estimação intervalar

- Antes de iniciarmos um estudo sobre estimação intervalar, veremos primeiro um importante teorema (Teorema central do limite) que utilizaremos para construirmos um importante intervalo de confiança.
- Vimos, em estimação pontual, que $\bar{X}$ (média da amostra) é um bom estimador para a média de uma população.
- A distribuição de probabilidade de $\bar{X}$ é chamada de distribuição amostral da média.
- Veremos agora uma das mais importantes distribuições amostrais, que é a distribuição da média.

Teorema central do limite

- Intuitivamente, o teorema central do limite estabelece que se estivermos amostrando de uma população com distribuição de probabilidade desconhecida, então a distribuição amostral da média da amostra, $\bar{X}$, será aproximadamente normal de média μ e variância $\frac{\sigma^2}{n}$, se o tamanho da amostra for grande.

Teorema central do limite - TCL

Teorema: Sejam $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra aleatória de tamanho n de uma população (finita ou infinita) com média μ e variância σ^2. Se $\bar{X}$ for a média da amostra, então a forma limite da distribuição de

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

quando $n \to \infty$ é a distribuição normal padrão.

- Em muitos casos práticos, se $n \geq 30$ a aproximação pela normal será satisfatória, independente da forma da população.
- Se $n < 30$, o TCL se aplica, desde que a distribuição da população não difira muito da normal.

Teorema central do limite

- Intuitivamente, o teorema central do limite estabelece que se estivermos amostrando de uma população com distribuição de probabilidade desconhecida, então a distribuição amostral da média da amostra, $\bar{X}$, será aproximadamente normal de média μ e variância $\frac{\sigma^2}{n}$, se o tamanho da amostra for grande.

Teorema central do limite - TCL

Teorema: Sejam $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra aleatória de tamanho n de uma população (finita ou infinita) com média μ e variância σ^2. Se $\bar{X}$ for a média da amostra, então a forma limite da distribuição de

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

quando $n \to \infty$ é a distribuição normal padrão.

- Em muitos casos práticos, se $n \geq 30$ a aproximação pela normal será satisfatória, independente da forma da população.
- Se $n < 30$, o TCL se aplica, desde que a distribuição da população não difira muito da normal.

Teorema central do limite

- Intuitivamente, o teorema central do limite estabelece que se estivermos amostrando de uma população com distribuição de probabilidade desconhecida, então a distribuição amostral da média da amostra, $\bar{X}$, será aproximadamente normal de média μ e variância $\frac{\sigma^2}{n}$, se o tamanho da amostra for grande.

Teorema central do limite - TCL

Teorema: Sejam $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra aleatória de tamanho n de uma população (finita ou infinita) com média μ e variância σ^2. Se $\bar{X}$ for a média da amostra, então a forma limite da distribuição de

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

quando $n \to \infty$ é a distribuição normal padrão.

- Em muitos casos práticos, se $n \geq 30$ a aproximação pela normal será satisfatória, independente da forma da população.
- Se $n < 30$, o TCL se aplica, desde que a distribuição da população não difira muito da normal.

Teorema central do limite

- Intuitivamente, o teorema central do limite estabelece que se estivermos amostrando de uma população com distribuição de probabilidade desconhecida, então a distribuição amostral da média da amostra, $\bar{X}$, será aproximadamente normal de média μ e variância $\frac{\sigma^2}{n}$, se o tamanho da amostra for grande.

Teorema central do limite - TCL

Teorema: Sejam $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra aleatória de tamanho n de uma população (finita ou infinita) com média μ e variância σ^2. Se $\bar{X}$ for a média da amostra, então a forma limite da distribuição de

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

quando $n \to \infty$ é a distribuição normal padrão.

- Em muitos casos práticos, se $n \geq 30$ a aproximação pela normal será satisfatória, independente da forma da população.
- Se $n < 30$, o TCL se aplica, desde que a distribuição da população não difira muito da normal.

Teorema central do limite

- Intuitivamente, o teorema central do limite estabelece que se estivermos amostrando de uma população com distribuição de probabilidade desconhecida, então a distribuição amostral da média da amostra, $\bar{X}$, será aproximadamente normal de média μ e variância $\frac{\sigma^2}{n}$, se o tamanho da amostra for grande.

Teorema central do limite - TCL

Teorema: Sejam $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra aleatória de tamanho n de uma população (finita ou infinita) com média μ e variância σ^2. Se $\bar{X}$ for a média da amostra, então a forma limite da distribuição de

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

quando $n \to \infty$ é a distribuição normal padrão.

- Em muitos casos práticos, se $n \geq 30$ a aproximação pela normal será satisfatória, independente da forma da população.
- Se $n < 30$, o TCL se aplica, desde que a distribuição da população não difira muito da normal.

Teorema central do limite

- Intuitivamente, o teorema central do limite estabelece que se estivermos amostrando de uma população com distribuição de probabilidade desconhecida, então a distribuição amostral da média da amostra, $\bar{X}$, será aproximadamente normal de média μ e variância $\frac{\sigma^2}{n}$, se o tamanho da amostra for grande.

Teorema central do limite - TCL

Teorema: Sejam $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra aleatória de tamanho n de uma população (finita ou infinita) com média μ e variância σ^2. Se $\bar{X}$ for a média da amostra, então a forma limite da distribuição de

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

quando $n \to \infty$ é a distribuição normal padrão.

- Em muitos casos práticos, se $n \geq 30$ a aproximação pela normal será satisfatória, independente da forma da população.
- Se $n < 30$, o TCL se aplica, desde que a distribuição da população não difira muito da normal.

Exemplo

Exemplo: Uma fibra sintética usada na fabricação de carpete, tem uma resistência à tração que é normalmente distribuída, com uma média de 75.5 psi e um desvio-padrão de 3.5 psi. Encontre a probabilidade de uma amostra aleatória de $n = 6$ corpos de prova de fibra ter resistência média amostral à tração que exceda 75.75 psi.

- Sol.: Temos que se $\bar{X}$ é a resistência média amostral à tração, então queremos calcular $P(\bar{X} > 75.75)$.
- Contudo, temos que $\bar{X} \sim N(75.5, \frac{(3.5)^2}{6})$, ou seja, $\frac{\bar{X}-75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} \sim N(0,1)$
- Logo, temos que

$$P(\bar{X} > 75.75) = P\left(\frac{\bar{X} - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} > \frac{75.75 - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}}\right) \approx P(Z > 0.174965)$$

Em que $Z \sim N(0.1)$. Mas, temos que $P(\bar{X} > 75.75) = 1 - P(\bar{X} \leq 75.75)$, ou seja,

$$P(\bar{X} > 75.75) \approx 1 - P(Z < 0.174965) \approx 0.4306.$$

Exemplo

Exemplo: Uma fibra sintética usada na fabricação de carpete, tem uma resistência à tração que é normalmente distribuída, com uma média de 75.5 psi e um desvio-padrão de 3.5 psi. Encontre a probabilidade de uma amostra aleatória de $n = 6$ corpos de prova de fibra ter resistência média amostral à tração que exceda 75.75 psi.

- Sol.: Temos que se $\bar{X}$ é a resistência média amostral à tração, então queremos calcular $P(\bar{X} > 75.75)$.
- Contudo, temos que $\bar{X} \sim N(75.5, \frac{(3.5)^2}{6})$, ou seja, $\frac{\bar{X}-75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} \sim N(0,1)$
- Logo, temos que

$$P(\bar{X} > 75.75) = P\left(\frac{\bar{X} - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} > \frac{75.75 - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}}\right) \approx P(Z > 0.174965)$$

Em que $Z \sim N(0.1)$. Mas, temos que $P(\bar{X} > 75.75) = 1 - P(\bar{X} \leq 75.75)$, ou seja,

$$P(\bar{X} > 75.75) \approx 1 - P(Z < 0.174965) \approx 0.4306.$$

Exemplo

Exemplo: Uma fibra sintética usada na fabricação de carpete, tem uma resistência à tração que é normalmente distribuída, com uma média de 75.5 psi e um desvio-padrão de 3.5 psi. Encontre a probabilidade de uma amostra aleatória de $n = 6$ corpos de prova de fibra ter resistência média amostral à tração que exceda 75.75 psi.

- Sol.: Temos que se $\bar{X}$ é a resistência média amostral à tração, então queremos calcular $P(\bar{X} > 75.75)$.
- Contudo, temos que $\bar{X} \sim N(75.5, \frac{(3.5)^2}{6})$, ou seja, $\frac{\bar{X}-75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} \sim N(0,1)$
- Logo, temos que

$$P(\bar{X} > 75.75) = P\left(\frac{\bar{X} - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} > \frac{75.75 - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}}\right) \approx P(Z > 0.174965)$$

Em que $Z \sim N(0.1)$. Mas, temos que $P(\bar{X} > 75.75) = 1 - P(\bar{X} \leq 75.75)$, ou seja,

$$P(\bar{X} > 75.75) \approx 1 - P(Z < 0.174965) \approx 0.4306.$$

Exemplo

Exemplo: Uma fibra sintética usada na fabricação de carpete, tem uma resistência à tração que é normalmente distribuída, com uma média de 75.5 psi e um desvio-padrão de 3.5 psi. Encontre a probabilidade de uma amostra aleatória de $n = 6$ corpos de prova de fibra ter resistência média amostral à tração que exceda 75.75 psi.

- Sol.: Temos que se $\bar{X}$ é a resistência média amostral à tração, então queremos calcular $P(\bar{X} > 75.75)$.
- Contudo, temos que $\bar{X} \sim N(75.5, \frac{(3.5)^2}{6})$, ou seja, $\frac{\bar{X}-75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} \sim N(0,1)$
- Logo, temos que

$$P(\bar{X} > 75.75) = P\left(\frac{\bar{X} - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} > \frac{75.75 - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}}\right) \approx P(Z > 0.174965)$$

Em que $Z \sim N(0.1)$. Mas, temos que $P(\bar{X} > 75.75) = 1 - P(\bar{X} \leq 75.75)$, ou seja,

$$P(\bar{X} > 75.75) \approx 1 - P(Z < 0.174965) \approx 0.4306.$$

Exemplo

Exemplo: Uma fibra sintética usada na fabricação de carpete, tem uma resistência à tração que é normalmente distribuída, com uma média de 75.5 psi e um desvio-padrão de 3.5 psi. Encontre a probabilidade de uma amostra aleatória de $n = 6$ corpos de prova de fibra ter resistência média amostral à tração que exceda 75.75 psi.

- Sol.: Temos que se $\bar{X}$ é a resistência média amostral à tração, então queremos calcular $P(\bar{X} > 75.75)$.
- Contudo, temos que $\bar{X} \sim N(75.5, \frac{(3.5)^2}{6})$, ou seja, $\frac{\bar{X}-75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} \sim N(0,1)$
- Logo, temos que

$$P(\bar{X} > 75.75) = P\left(\frac{\bar{X} - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} > \frac{75.75 - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}}\right) \approx P(Z > 0.174965)$$

Em que $Z \sim N(0.1)$. Mas, temos que $P(\bar{X} > 75.75) = 1 - P(\bar{X} \leq 75.75)$, ou seja,

$$P(\bar{X} > 75.75) \approx 1 - P(Z < 0.174965) \approx 0.4306.$$

Exemplo

Exemplo: Uma fibra sintética usada na fabricação de carpete, tem uma resistência à tração que é normalmente distribuída, com uma média de 75.5 psi e um desvio-padrão de 3.5 psi. Encontre a probabilidade de uma amostra aleatória de $n = 6$ corpos de prova de fibra ter resistência média amostral à tração que exceda 75.75 psi.

- Sol.: Temos que se $\bar{X}$ é a resistência média amostral à tração, então queremos calcular $P(\bar{X} > 75.75)$.
- Contudo, temos que $\bar{X} \sim N(75.5, \frac{(3.5)^2}{6})$, ou seja, $\frac{\bar{X}-75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} \sim N(0,1)$
- Logo, temos que

$$P(\bar{X} > 75.75) = P\left(\frac{\bar{X} - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} > \frac{75.75 - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}}\right) \approx P(Z > 0.174965)$$

Em que $Z \sim N(0.1)$. Mas, temos que $P(\bar{X} > 75.75) = 1 - P(\bar{X} \leq 75.75)$, ou seja,

$$P(\bar{X} > 75.75) \approx 1 - P(Z < 0.174965) \approx 0.4306.$$

Exemplo

Exemplo: Uma fibra sintética usada na fabricação de carpete, tem uma resistência à tração que é normalmente distribuída, com uma média de 75.5 psi e um desvio-padrão de 3.5 psi. Encontre a probabilidade de uma amostra aleatória de $n = 6$ corpos de prova de fibra ter resistência média amostral à tração que exceda 75.75 psi.

- Sol.: Temos que se $\bar{X}$ é a resistência média amostral à tração, então queremos calcular $P(\bar{X} > 75.75)$.
- Contudo, temos que $\bar{X} \sim N(75.5, \frac{(3.5)^2}{6})$, ou seja, $\frac{\bar{X}-75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} \sim N(0,1)$
- Logo, temos que

$$P(\bar{X} > 75.75) = P\left(\frac{\bar{X} - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}} > \frac{75.75 - 75.5}{\frac{3.5}{\sqrt{6}}}\right) \approx P(Z > 0.174965)$$

Em que $Z \sim N(0.1)$. Mas, temos que $P(\bar{X} > 75.75) = 1 - P(\bar{X} \leq 75.75)$, ou seja,

$$P(\bar{X} > 75.75) \approx 1 - P(Z < 0.174965) \approx 0.4306.$$

Intervalos de confiança

- Em estimação pontual vimos como um parâmetro populacional pode ser estimado a partir dos dados. Faremos agora um estudo sobre estimação intervalar.
- Intuitivamente, um intervalo de confiança é uma estimativa intervalar para um parâmetro populacional, ou seja, é um intervalo que representa valores plausíveis para um parâmetro populacional.
- Veremos que, ao construirmos um intervalo de confiança para um parâmetro, não podemos estar certos de que esse intervalo conterá o parâmetro verdadeiro desconhecido, uma vez que usamos somente uma amostra da população para obter as estimativas pontuais e o intervalo.
- No entanto, veremos que o intervalo é construído de modo que tenhamos alta confiança de que ele contenha o parâmetro desconhecido da população.

Intervalos de confiança

- Em estimação pontual vimos como um parâmetro populacional pode ser estimado a partir dos dados. Faremos agora um estudo sobre estimação intervalar.
- Intuitivamente, um intervalo de confiança é uma estimativa intervalar para um parâmetro populacional, ou seja, é um intervalo que representa valores plausíveis para um parâmetro populacional.
- Veremos que, ao construirmos um intervalo de confiança para um parâmetro, não podemos estar certos de que esse intervalo conterá o parâmetro verdadeiro desconhecido, uma vez que usamos somente uma amostra da população para obter as estimativas pontuais e o intervalo.
- No entanto, veremos que o intervalo é construído de modo que tenhamos alta confiança de que ele contenha o parâmetro desconhecido da população.

Intervalos de confiança

- Em estimação pontual vimos como um parâmetro populacional pode ser estimado a partir dos dados. Faremos agora um estudo sobre estimação intervalar.
- Intuitivamente, um intervalo de confiança é uma estimativa intervalar para um parâmetro populacional, ou seja, é um intervalo que representa valores plausíveis para um parâmetro populacional.
- Veremos que, ao construirmos um intervalo de confiança para um parâmetro, não podemos estar certos de que esse intervalo conterá o parâmetro verdadeiro desconhecido, uma vez que usamos somente uma amostra da população para obter as estimativas pontuais e o intervalo.
- No entanto, veremos que o intervalo é construído de modo que tenhamos alta confiança de que ele contenha o parâmetro desconhecido da população.

Intervalos de confiança

- Em estimação pontual vimos como um parâmetro populacional pode ser estimado a partir dos dados. Faremos agora um estudo sobre estimação intervalar.
- Intuitivamente, um intervalo de confiança é uma estimativa intervalar para um parâmetro populacional, ou seja, é um intervalo que representa valores plausíveis para um parâmetro populacional.
- Veremos que, ao construirmos um intervalo de confiança para um parâmetro, não podemos estar certos de que esse intervalo conterá o parâmetro verdadeiro desconhecido, uma vez que usamos somente uma amostra da população para obter as estimativas pontuais e o intervalo.
- No entanto, veremos que o intervalo é construído de modo que tenhamos alta confiança de que ele contenha o parâmetro desconhecido da população.

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- A fim de entender as ideias de um IC, consideremos a situação de obter um IC para a média, μ, de uma população normal de variância conhecida, σ^2.
- Suponha que $X_1, X_2, \ldots, X_n$ seja uma amostra aleatória proveniente de uma população normal de média μ e variância conhecida σ^2.
- Sabemos que $\bar{X}$ é normalmente distribuída com média μ e variância $\frac{\sigma^2}{n}$. Logo, podemos padronizar $\bar{X}$, subtraindo da média e dividindo pelo desvio-padrão e concluir que

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

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- A fim de entender as ideias de um IC, consideremos a situação de obter um IC para a média, μ, de uma população normal de variância conhecida, σ^2.
- Suponha que $X_1, X_2, \ldots, X_n$ seja uma amostra aleatória proveniente de uma população normal de média μ e variância conhecida σ^2.
- Sabemos que $\bar{X}$ é normalmente distribuída com média μ e variância $\frac{\sigma^2}{n}$. Logo, podemos padronizar $\bar{X}$, subtraindo da média e dividindo pelo desvio-padrão e concluir que

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

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- A fim de entender as ideias de um IC, consideremos a situação de obter um IC para a média, μ, de uma população normal de variância conhecida, σ^2.
- Suponha que $X_1, X_2, \ldots, X_n$ seja uma amostra aleatória proveniente de uma população normal de média μ e variância conhecida σ^2.
- Sabemos que $\bar{X}$ é normalmente distribuída com média μ e variância $\frac{\sigma^2}{n}$. Logo, podemos padronizar $\bar{X}$, subtraindo da média e dividindo pelo desvio-padrão e concluir que

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

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- A fim de entender as ideias de um IC, consideremos a situação de obter um IC para a média, μ, de uma população normal de variância conhecida, σ^2.
- Suponha que $X_1, X_2, \ldots, X_n$ seja uma amostra aleatória proveniente de uma população normal de média μ e variância conhecida σ^2.
- Sabemos que $\bar{X}$ é normalmente distribuída com média μ e variância $\frac{\sigma^2}{n}$. Logo, podemos padronizar $\bar{X}$, subtraindo da média e dividindo pelo desvio-padrão e concluir que

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

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Uma estimativa intervalar para μ é um intervalo da forma $l \leq \mu \leq u$ em que os extremos l e u são calculados a partir da amostra observada.
- Note que uma vez que diferentes amostras produzirão diferentes valores de l e u, então l e u são, na verdade, valores assumidos por variáveis aleatórias L e U.
- Considere que queremos obter valores de L e U de modo que

$$P\{L \leq \mu \leq U\} = 1 - \alpha$$

sendo $\alpha \in [0, 1]$. Ou seja, há uma probabilidade de $1 - \alpha$ de selecionar uma amostra para o qual o IC conterá o valor verdadeiro de μ.
- A quantidade $1 - \alpha$ é chamada de coeficiente de confiança do intervalo.
- Uma vez selecionada a amostra, ou seja, $X_1 = x_1, X_2 = x_2, \ldots, X_n = x_n$, e calculado l e u, então o intervalo

$$l \leq \mu \leq u$$

será o intervalo de confiança para μ.

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Uma estimativa intervalar para μ é um intervalo da forma $l \leq \mu \leq u$ em que os extremos l e u são calculados a partir da amostra observada.
- Note que uma vez que diferentes amostras produzirão diferentes valores de l e u, então l e u são, na verdade, valores assumidos por variáveis aleatórias L e U.
- Considere que queremos obter valores de L e U de modo que

$$P\{L \leq \mu \leq U\} = 1 - \alpha$$

sendo $\alpha \in [0, 1]$. Ou seja, há uma probabilidade de $1 - \alpha$ de selecionar uma amostra para o qual o IC conterá o valor verdadeiro de μ.

- A quantidade $1 - \alpha$ é chamada de coeficiente de confiança do intervalo.
- Uma vez selecionada a amostra, ou seja, $X_1 = x_1, X_2 = x_2, \ldots, X_n = x_n$, e calculado l e u, então o intervalo

$$l \leq \mu \leq u$$

será o intervalo de confiança para μ.

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Uma estimativa intervalar para μ é um intervalo da forma $l \leq \mu \leq u$ em que os extremos l e u são calculados a partir da amostra observada.
- Note que uma vez que diferentes amostras produzirão diferentes valores de l e u, então l e u são, na verdade, valores assumidos por variáveis aleatórias L e U.
- Considere que queremos obter valores de L e U de modo que

$$P\{L \leq \mu \leq U\} = 1 - \alpha$$

sendo $\alpha \in [0, 1]$. Ou seja, há uma probabilidade de $1 - \alpha$ de selecionar uma amostra para o qual o IC conterá o valor verdadeiro de μ.

- A quantidade $1 - \alpha$ é chamada de coeficiente de confiança do intervalo.
- Uma vez selecionada a amostra, ou seja, $X_1 = x_1, X_2 = x_2, \ldots, X_n = x_n$, e calculado l e u, então o intervalo

$$l \leq \mu \leq u$$

será o intervalo de confiança para μ.

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Uma estimativa intervalar para μ é um intervalo da forma $l \leq \mu \leq u$ em que os extremos l e u são calculados a partir da amostra observada.
- Note que uma vez que diferentes amostras produzirão diferentes valores de l e u, então l e u são, na verdade, valores assumidos por variáveis aleatórias L e U.
- Considere que queremos obter valores de L e U de modo que

$$P\{L \leq \mu \leq U\} = 1 - \alpha$$

  sendo $\alpha \in [0, 1]$. Ou seja, há uma probabilidade de $1 - \alpha$ de selecionar uma amostra para o qual o IC conterá o valor verdadeiro de μ.
- A quantidade $1 - \alpha$ é chamada de coeficiente de confiança do intervalo.
- Uma vez selecionada a amostra, ou seja, $X_1 = x_1, X_2 = x_2, \ldots, X_n = x_n$, e calculado l e u, então o intervalo

$$l \leq \mu \leq u$$

  será o intervalo de confiança para μ.

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Uma estimativa intervalar para μ é um intervalo da forma $l \leq \mu \leq u$ em que os extremos l e u são calculados a partir da amostra observada.
- Note que uma vez que diferentes amostras produzirão diferentes valores de l e u, então l e u são, na verdade, valores assumidos por variáveis aleatórias L e U.
- Considere que queremos obter valores de L e U de modo que

$$P\{L \leq \mu \leq U\} = 1 - \alpha$$

sendo $\alpha \in [0, 1]$. Ou seja, há uma probabilidade de $1 - \alpha$ de selecionar uma amostra para o qual o IC conterá o valor verdadeiro de μ.

- A quantidade $1 - \alpha$ é chamada de coeficiente de confiança do intervalo.
- Uma vez selecionada a amostra, ou seja, $X_1 = x_1, X_2 = x_2, \ldots, X_n = x_n$, e calculado l e u, então o intervalo

$$l \leq \mu \leq u$$

será o intervalo de confiança para μ.

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Uma estimativa intervalar para μ é um intervalo da forma $l \leq \mu \leq u$ em que os extremos l e u são calculados a partir da amostra observada.
- Note que uma vez que diferentes amostras produzirão diferentes valores de l e u, então l e u são, na verdade, valores assumidos por variáveis aleatórias L e U.
- Considere que queremos obter valores de L e U de modo que

$$P\{L \leq \mu \leq U\} = 1 - \alpha$$

  sendo $\alpha \in [0, 1]$. Ou seja, há uma probabilidade de $1 - \alpha$ de selecionar uma amostra para o qual o IC conterá o valor verdadeiro de μ.
- A quantidade $1 - \alpha$ é chamada de coeficiente de confiança do intervalo.
- Uma vez selecionada a amostra, ou seja, $X_1 = x_1, X_2 = x_2, \ldots, X_n = x_n$, e calculado l e u, então o intervalo

$$l \leq \mu \leq u$$

  será o intervalo de confiança para μ.

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Em nossa situação, de determinar IC para a média da distribuição normal com variância conhecida, temos que

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

Logo, podemos determinar um intervalo de $1 - \alpha$ de coeficiente de confiança para μ procedendo da forma:

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Em nossa situação, de determinar IC para a média da distribuição normal com variância conhecida, temos que

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

Logo, podemos determinar um intervalo de $1 - \alpha$ de coeficiente de confiança para μ procedendo da forma:

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$

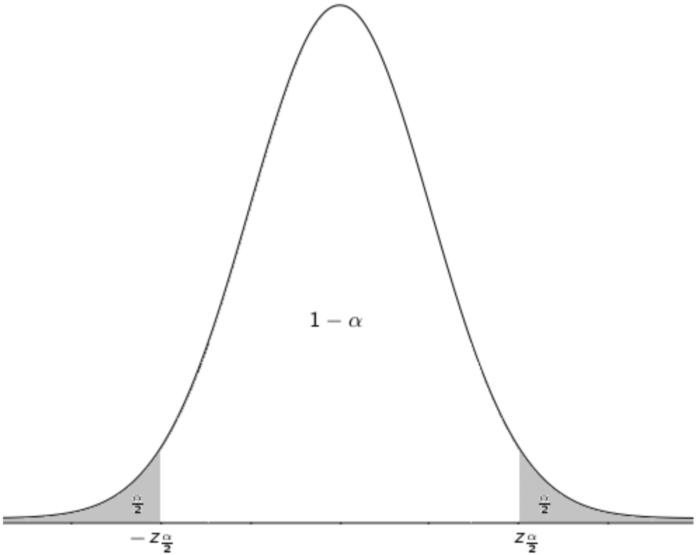
IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Em nossa situação, de determinar IC para a média da distribuição normal com variância conhecida, temos que

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

Logo, podemos determinar um intervalo de $1-\alpha$ de coeficiente de confiança para μ procedendo da forma:

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1-\alpha$$


$1-\alpha$
$\frac{\alpha}{2}$
$\frac{\alpha}{2}$
$-z_{\frac{\alpha}{2}}$
$z_{\frac{\alpha}{2}}$

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Mas, note que:

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1-\alpha \Leftrightarrow P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{X}-\mu \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

ou ainda,

$$P\left(-\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq -\mu \leq -\bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

e finalmente

$$P\left(\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Mas, note que:

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1-\alpha \Leftrightarrow P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{X}-\mu \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

ou ainda,

$$P\left(-\bar{X}-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq -\mu \leq -\bar{X}+z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

e finalmente

$$P\left(\bar{X}-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X}+z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Mas, note que:

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1-\alpha \Leftrightarrow P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{X}-\mu \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

ou ainda,

$$P\left(-\bar{X}-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq -\mu \leq -\bar{X}+z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

e finalmente

$$P\left(\bar{X}-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X}+z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Mas, note que:

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1-\alpha \Leftrightarrow P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{X}-\mu \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

ou ainda,

$$P\left(-\bar{X}-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq -\mu \leq -\bar{X}+z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

e finalmente

$$P\left(\bar{X}-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X}+z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Mas, note que:

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1-\alpha \Leftrightarrow P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{X}-\mu \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

ou ainda,

$$P\left(-\bar{X}-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq -\mu \leq -\bar{X}+z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

e finalmente

$$P\left(\bar{X}-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X}+z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Mas, note que:

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1-\alpha \Leftrightarrow P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{X}-\mu \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

ou ainda,

$$P\left(-\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq -\mu \leq -\bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

e finalmente

$$P\left(\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Mas, note que:

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1-\alpha \Leftrightarrow P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{X}-\mu \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

ou ainda,

$$P\left(-\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq -\mu \leq -\bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

e finalmente

$$P\left(\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha$$

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Portanto, temos que

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

$$\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

em que $z_{\frac{\alpha}{2}}$ é obtido da tabela da normal padrão tal que $P(Z > z_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2}$.

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Portanto, temos que

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

$$\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

em que $z_{\frac{\alpha}{2}}$ é obtido da tabela da normal padrão tal que $P(Z > z_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2}$.

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Portanto, temos que

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

$$\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

em que $z_{\frac{\alpha}{2}}$ é obtido da tabela da normal padrão tal que $P(Z > z_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2}$.

IC para a média da distribuição normal com variância conhecida

- Portanto, temos que

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

$$\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

em que $z_{\frac{\alpha}{2}}$ é obtido da tabela da normal padrão tal que $P(Z > z_{\frac{\alpha}{2}}) = \frac{\alpha}{2}$.

Exemplo: Um engenheiro civil está analisando a resistência à compressão do concreto. A resistência à compressão é distribuída normalmente com $\sigma^2 = 1000$ (psi)^2. Uma amostra aleatória de 12 corpos de prova tem uma resistência média À compressão de $\bar{x} = 3250$ psi. Construa um intervalo de confiança com 95% de confiança para a resistência média à compressão.

- Como estamos no caso de dados normais com variância conhecida, então sabemos que o IC para μ com $1-\alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\sigma^2 = 1000$, $\bar{x} = 3250$, $n = 12$ e $100(1-\alpha)\% = 95\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 5\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.05}{2}} = z_{0.025}$.
- Recorde que $z_{0.025}$ é tal que $P(Z > z_{0.025}) = 0.025$, ou seja, $P(Z > z_{0.025}) = 0.025 = 1 - P(Z \leq z_{0.025})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.025}) = 1 - 0.025 = 0.975$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.025} = 1.96$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[3250 - (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}, 3250 + (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}] \Leftrightarrow [3232.1, 3267.9].$$

Exemplo: Um engenheiro civil está analisando a resistência à compressão do concreto. A resistência à compressão é distribuída normalmente com $\sigma^2 = 1000$ (psi)^2. Uma amostra aleatória de 12 corpos de prova tem uma resistência média À compressão de $\bar{x} = 3250$ psi. Construa um intervalo de confiança com 95% de confiança para a resistência média à compressão.

- Como estamos no caso de dados normais com variância conhecida, então sabemos que o IC para μ com $1-\alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\sigma^2 = 1000$, $\bar{x} = 3250$, $n = 12$ e $100(1-\alpha)\% = 95\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 5\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.05}{2}} = z_{0.025}$.
- Recorde que $z_{0.025}$ é tal que $P(Z > z_{0.025}) = 0.025$, ou seja, $P(Z > z_{0.025}) = 0.025 = 1 - P(Z \leq z_{0.025})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.025}) = 1 - 0.025 = 0.975$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.025} = 1.96$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[3250 - (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}, 3250 + (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}] \Leftrightarrow [3232.1, 3267.9].$$

Exemplo: Um engenheiro civil está analisando a resistência à compressão do concreto. A resistência à compressão é distribuída normalmente com $\sigma^2 = 1000$ (psi)^2. Uma amostra aleatória de 12 corpos de prova tem uma resistência média À compressão de $\bar{x} = 3250$ psi. Construa um intervalo de confiança com 95% de confiança para a resistência média à compressão.

- Como estamos no caso de dados normais com variância conhecida, então sabemos que o IC para μ com $1 - \alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\sigma^2 = 1000$, $\bar{x} = 3250$, $n = 12$ e $100(1-\alpha)\% = 95\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 5\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.05}{2}} = z_{0.025}$.
- Recorde que $z_{0.025}$ é tal que $P(Z > z_{0.025}) = 0.025$, ou seja, $P(Z > z_{0.025}) = 0.025 = 1 - P(Z \leq z_{0.025})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.025}) = 1 - 0.025 = 0.975$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.025} = 1.96$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[3250 - (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}, 3250 + (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}] \Leftrightarrow [3232.1, 3267.9].$$

Exemplo: Um engenheiro civil está analisando a resistência à compressão do concreto. A resistência à compressão é distribuída normalmente com $\sigma^2 = 1000$ (psi)^2. Uma amostra aleatória de 12 corpos de prova tem uma resistência média À compressão de $\bar{x} = 3250$ psi. Construa um intervalo de confiança com 95% de confiança para a resistência média à compressão.

- Como estamos no caso de dados normais com variância conhecida, então sabemos que o IC para μ com $1-\alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\sigma^2 = 1000$, $\bar{x} = 3250$, $n = 12$ e $100(1-\alpha)\% = 95\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 5\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.05}{2}} = z_{0.025}$.
- Recorde que $z_{0.025}$ é tal que $P(Z > z_{0.025}) = 0.025$, ou seja, $P(Z > z_{0.025}) = 0.025 = 1 - P(Z \leq z_{0.025})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.025}) = 1 - 0.025 = 0.975$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.025} = 1.96$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[3250 - (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}, 3250 + (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}] \Leftrightarrow [3232.1, 3267.9].$$

Exemplo: Um engenheiro civil está analisando a resistência à compressão do concreto. A resistência à compressão é distribuída normalmente com $\sigma^2 = 1000$ (psi)^2. Uma amostra aleatória de 12 corpos de prova tem uma resistência média À compressão de $\bar{x} = 3250$ psi. Construa um intervalo de confiança com 95% de confiança para a resistência média à compressão.

- Como estamos no caso de dados normais com variância conhecida, então sabemos que o IC para μ com $1-\alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\sigma^2 = 1000$, $\bar{x} = 3250$, $n = 12$ e $100(1-\alpha)\% = 95\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 5\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.05}{2}} = z_{0.025}$.
- Recorde que $z_{0.025}$ é tal que $P(Z > z_{0.025}) = 0.025$, ou seja, $P(Z > z_{0.025}) = 0.025 = 1 - P(Z \leq z_{0.025})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.025}) = 1 - 0.025 = 0.975$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.025} = 1.96$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[3250 - (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}, 3250 + (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}] \Leftrightarrow [3232.1, 3267.9].$$

Exemplo: Um engenheiro civil está analisando a resistência à compressão do concreto. A resistência à compressão é distribuída normalmente com $\sigma^2 = 1000$ (psi)^2. Uma amostra aleatória de 12 corpos de prova tem uma resistência média À compressão de $\bar{x} = 3250$ psi. Construa um intervalo de confiança com 95% de confiança para a resistência média à compressão.

- Como estamos no caso de dados normais com variância conhecida, então sabemos que o IC para μ com $1-\alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\sigma^2 = 1000$, $\bar{x} = 3250$, $n = 12$ e $100(1-\alpha)\% = 95\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 5\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.05}{2}} = z_{0.025}$.
- Recorde que $z_{0.025}$ é tal que $P(Z > z_{0.025}) = 0.025$, ou seja, $P(Z > z_{0.025}) = 0.025 = 1 - P(Z \leq z_{0.025})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.025}) = 1 - 0.025 = 0.975$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.025} = 1.96$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[3250 - (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}, 3250 + (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}] \Leftrightarrow [3232.1, 3267.9].$$

Exemplo: Um engenheiro civil está analisando a resistência à compressão do concreto. A resistência à compressão é distribuída normalmente com $\sigma^2 = 1000$ (psi)^2. Uma amostra aleatória de 12 corpos de prova tem uma resistência média À compressão de $\bar{x} = 3250$ psi. Construa um intervalo de confiança com 95% de confiança para a resistência média à compressão.

- Como estamos no caso de dados normais com variância conhecida, então sabemos que o IC para μ com $1-\alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\sigma^2 = 1000$, $\bar{x} = 3250$, $n = 12$ e $100(1-\alpha)\% = 95\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 5\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.05}{2}} = z_{0.025}$.
- Recorde que $z_{0.025}$ é tal que $P(Z > z_{0.025}) = 0.025$, ou seja, $P(Z > z_{0.025}) = 0.025 = 1 - P(Z \leq z_{0.025})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.025}) = 1 - 0.025 = 0.975$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.025} = 1.96$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[3250 - (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}, 3250 + (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}] \Leftrightarrow [3232.1, 3267.9].$$

Exemplo: Um engenheiro civil está analisando a resistência à compressão do concreto. A resistência à compressão é distribuída normalmente com $\sigma^2 = 1000$ (psi)^2. Uma amostra aleatória de 12 corpos de prova tem uma resistência média À compressão de $\bar{x} = 3250$ psi. Construa um intervalo de confiança com 95% de confiança para a resistência média à compressão.

- Como estamos no caso de dados normais com variância conhecida, então sabemos que o IC para μ com $1 - \alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\sigma^2 = 1000$, $\bar{x} = 3250$, $n = 12$ e $100(1-\alpha)\% = 95\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 5\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.05}{2}} = z_{0.025}$.
- Recorde que $z_{0.025}$ é tal que $P(Z > z_{0.025}) = 0.025$, ou seja, $P(Z > z_{0.025}) = 0.025 = 1 - P(Z \leq z_{0.025})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.025}) = 1 - 0.025 = 0.975$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.025} = 1.96$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[3250 - (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}, 3250 + (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}] \Leftrightarrow [3232.1, 3267.9].$$

Exemplo: Um engenheiro civil está analisando a resistência à compressão do concreto. A resistência à compressão é distribuída normalmente com $\sigma^2 = 1000$ (psi)^2. Uma amostra aleatória de 12 corpos de prova tem uma resistência média À compressão de $\bar{x} = 3250$ psi. Construa um intervalo de confiança com 95% de confiança para a resistência média à compressão.

- Como estamos no caso de dados normais com variância conhecida, então sabemos que o IC para μ com $1 - \alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\sigma^2 = 1000$, $\bar{x} = 3250$, $n = 12$ e $100(1-\alpha)\% = 95\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 5\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.05}{2}} = z_{0.025}$.
- Recorde que $z_{0.025}$ é tal que $P(Z > z_{0.025}) = 0.025$, ou seja, $P(Z > z_{0.025}) = 0.025 = 1 - P(Z \leq z_{0.025})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.025}) = 1 - 0.025 = 0.975$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.025} = 1.96$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[3250 - (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}, 3250 + (1.96)\frac{\sqrt{(1000)}}{\sqrt{12}}] \Leftrightarrow [3232.1, 3267.9].$$

Interpretando um IC

- No exemplo anterior obtivemos o IC $[3232.1, 3267.9]$ com 95% de confiança para μ. Logo, uma primeira tentativa de conclusão natural seria concluir que com 95% de probabilidade teríamos μ dentro desse intervalo.
- Contudo, note que isso é falso, uma vez que um IC é um intervalo aleatório.
- A interpretação correta é a de que se um numero de amostras é coletado e se um intervalo de confiança $100(1-\alpha)\%$ para μ é calculado, a partir de cada amostra, então $100(1-\alpha)\%$ desses intervalos conterão o valor verdadeiro de μ.
- Por exemplo, no IC de confiança obtido no exemplo anterior, ou seja, um intervalo de 95% de confiança, teríamos que 5% dos intervalos falhariam em conter o verdadeiro valor do parâmetro μ.

Interpretando um IC

- No exemplo anterior obtivemos o IC $[3232.1, 3267.9]$ com 95% de confiança para μ. Logo, uma primeira tentativa de conclusão natural seria concluir que com 95% de probabilidade teríamos μ dentro desse intervalo.
- Contudo, note que isso é falso, uma vez que um IC é um intervalo aleatório.
- A interpretação correta é a de que se um numero de amostras é coletado e se um intervalo de confiança $100(1-\alpha)\%$ para μ é calculado, a partir de cada amostra, então $100(1-\alpha)\%$ desses intervalos conterão o valor verdadeiro de μ.
- Por exemplo, no IC de confiança obtido no exemplo anterior, ou seja, um intervalo de 95% de confiança, teríamos que 5% dos intervalos falhariam em conter o verdadeiro valor do parâmetro μ.

Interpretando um IC

- No exemplo anterior obtivemos o IC $[3232.1, 3267.9]$ com 95% de confiança para μ. Logo, uma primeira tentativa de conclusão natural seria concluir que com 95% de probabilidade teríamos μ dentro desse intervalo.
- Contudo, note que isso é falso, uma vez que um IC é um intervalo aleatório.
- A interpretação correta é a de que se um numero de amostras é coletado e se um intervalo de confiança $100(1-\alpha)\%$ para μ é calculado, a partir de cada amostra, então $100(1-\alpha)\%$ desses intervalos conterão o valor verdadeiro de μ.
- Por exemplo, no IC de confiança obtido no exemplo anterior, ou seja, um intervalo de 95% de confiança, teríamos que 5% dos intervalos falhariam em conter o verdadeiro valor do parâmetro μ.

Interpretando um IC

- No exemplo anterior obtivemos o IC $[3232.1, 3267.9]$ com 95% de confiança para μ. Logo, uma primeira tentativa de conclusão natural seria concluir que com 95% de probabilidade teríamos μ dentro desse intervalo.
- Contudo, note que isso é falso, uma vez que um IC é um intervalo aleatório.
- A interpretação correta é a de que se um numero de amostras é coletado e se um intervalo de confiança $100(1-\alpha)\%$ para μ é calculado, a partir de cada amostra, então $100(1-\alpha)\%$ desses intervalos conterão o valor verdadeiro de μ.
- Por exemplo, no IC de confiança obtido no exemplo anterior, ou seja, um intervalo de 95% de confiança, teríamos que 5% dos intervalos falhariam em conter o verdadeiro valor do parâmetro μ.

Interpretando um IC

- No exemplo anterior obtivemos o IC $[3232.1, 3267.9]$ com 95% de confiança para μ. Logo, uma primeira tentativa de conclusão natural seria concluir que com 95% de probabilidade teríamos μ dentro desse intervalo.
- Contudo, note que isso é falso, uma vez que um IC é um intervalo aleatório.
- A interpretação correta é a de que se um numero de amostras é coletado e se um intervalo de confiança $100(1-\alpha)\%$ para μ é calculado, a partir de cada amostra, então $100(1-\alpha)\%$ desses intervalos conterão o valor verdadeiro de μ.
- Por exemplo, no IC de confiança obtido no exemplo anterior, ou seja, um intervalo de 95% de confiança, teríamos que 5% dos intervalos falhariam em conter o verdadeiro valor do parâmetro μ.

Intervalo de confiança para a média μ - amostras grandes

- No intervalo obtido anteriormente, consideramos que a distribuição da população é normal com média μ e variância σ^2 conhecida.
- Veremos agora um IC para μ considerando amostras grandes. Esse intervalo não requer suposição de normalidade dos dados e nem do conhecimento sobre a variância.
- Seja $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra proveniente de uma população X com média μ e variância σ^2, ambas desconhecidas. Recorde que se n for grande, o T.C.L estabelece que

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

tem distribuição normal padrão aproximada.
- Logo, poderíamos proceder da forma como fizemos no intervalo anterior, para obter um IC para μ. Contudo, observe que σ^2 é desconhecido.
- Logo, como n é grande, podemos trocar σ por $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$. Essa troca tem pouco efeito na distribuição de Z.

Intervalo de confiança para a média μ - amostras grandes

- No intervalo obtido anteriormente, consideramos que a distribuição da população é normal com média μ e variância σ^2 conhecida.
- Veremos agora um IC para μ considerando amostras grandes. Esse intervalo não requer suposição de normalidade dos dados e nem do conhecimento sobre a variância.
- Seja $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra proveniente de uma população X com média μ e variância σ^2, ambas desconhecidas. Recorde que se n for grande, o T.C.L estabelece que

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

tem distribuição normal padrão aproximada.

- Logo, poderíamos proceder da forma como fizemos no intervalo anterior, para obter um IC para μ. Contudo, observe que σ^2 é desconhecido.
- Logo, como n é grande, podemos trocar σ por $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$. Essa troca tem pouco efeito na distribuição de Z.

Intervalo de confiança para a média μ - amostras grandes

- No intervalo obtido anteriormente, consideramos que a distribuição da população é normal com média μ e variância σ^2 conhecida.
- Veremos agora um IC para μ considerando amostras grandes. Esse intervalo não requer suposição de normalidade dos dados e nem do conhecimento sobre a variância.
- Seja $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra proveniente de uma população X com média μ e variância σ^2, ambas desconhecidas. Recorde que se n for grande, o T.C.L estabelece que

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

tem distribuição normal padrão aproximada.

- Logo, poderíamos proceder da forma como fizemos no intervalo anterior, para obter um IC para μ. Contudo, observe que σ^2 é desconhecido.
- Logo, como n é grande, podemos trocar σ por $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$. Essa troca tem pouco efeito na distribuição de Z.

Intervalo de confiança para a média μ - amostras grandes

- No intervalo obtido anteriormente, consideramos que a distribuição da população é normal com média μ e variância σ^2 conhecida.
- Veremos agora um IC para μ considerando amostras grandes. Esse intervalo não requer suposição de normalidade dos dados e nem do conhecimento sobre a variância.
- Seja $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra proveniente de uma população X com média μ e variância σ^2, ambas desconhecidas. Recorde que se n for grande, o T.C.L estabelece que

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

tem distribuição normal padrão aproximada.

- Logo, poderíamos proceder da forma como fizemos no intervalo anterior, para obter um IC para μ. Contudo, observe que σ^2 é desconhecido.
- Logo, como n é grande, podemos trocar σ por $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$. Essa troca tem pouco efeito na distribuição de Z.

Intervalo de confiança para a média μ - amostras grandes

- No intervalo obtido anteriormente, consideramos que a distribuição da população é normal com média μ e variância σ^2 conhecida.
- Veremos agora um IC para μ considerando amostras grandes. Esse intervalo não requer suposição de normalidade dos dados e nem do conhecimento sobre a variância.
- Seja $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra proveniente de uma população X com média μ e variância σ^2, ambas desconhecidas. Recorde que se n for grande, o T.C.L estabelece que

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

tem distribuição normal padrão aproximada.

- Logo, poderíamos proceder da forma como fizemos no intervalo anterior, para obter um IC para μ. Contudo, observe que σ^2 é desconhecido.
- Logo, como n é grande, podemos trocar σ por $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$. Essa troca tem pouco efeito na distribuição de Z.

Intervalo de confiança para a média μ - amostras grandes

- No intervalo obtido anteriormente, consideramos que a distribuição da população é normal com média μ e variância σ^2 conhecida.
- Veremos agora um IC para μ considerando amostras grandes. Esse intervalo não requer suposição de normalidade dos dados e nem do conhecimento sobre a variância.
- Seja $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra proveniente de uma população X com média μ e variância σ^2, ambas desconhecidas. Recorde que se n for grande, o T.C.L estabelece que

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

tem distribuição normal padrão aproximada.

- Logo, poderíamos proceder da forma como fizemos no intervalo anterior, para obter um IC para μ. Contudo, observe que σ^2 é desconhecido.
- Logo, como n é grande, podemos trocar σ por $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$. Essa troca tem pouco efeito na distribuição de Z.

Intervalo de confiança para a média μ - amostras grandes

- No intervalo obtido anteriormente, consideramos que a distribuição da população é normal com média μ e variância σ^2 conhecida.
- Veremos agora um IC para μ considerando amostras grandes. Esse intervalo não requer suposição de normalidade dos dados e nem do conhecimento sobre a variância.
- Seja $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra proveniente de uma população X com média μ e variância σ^2, ambas desconhecidas. Recorde que se n for grande, o T.C.L estabelece que

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

tem distribuição normal padrão aproximada.

- Logo, poderíamos proceder da forma como fizemos no intervalo anterior, para obter um IC para μ. Contudo, observe que σ^2 é desconhecido.
- Logo, como n é grande, podemos trocar σ por $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$. Essa troca tem pouco efeito na distribuição de Z.

Intervalo de confiança para a média μ - amostras grandes

- No intervalo obtido anteriormente, consideramos que a distribuição da população é normal com média μ e variância σ^2 conhecida.
- Veremos agora um IC para μ considerando amostras grandes. Esse intervalo não requer suposição de normalidade dos dados e nem do conhecimento sobre a variância.
- Seja $X_1, X_2, \ldots, X_n$ uma amostra proveniente de uma população X com média μ e variância σ^2, ambas desconhecidas. Recorde que se n for grande, o T.C.L estabelece que

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

tem distribuição normal padrão aproximada.

- Logo, poderíamos proceder da forma como fizemos no intervalo anterior, para obter um IC para μ. Contudo, observe que σ^2 é desconhecido.
- Logo, como n é grande, podemos trocar σ por $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$. Essa troca tem pouco efeito na distribuição de Z.

Intervalo de confiança para a média μ - amostras grandes

- Portanto, quando n é grande temos que a grandeza $Z = \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ tem distribuição normal padrão aproximada. Então, um IC com $100(1-\alpha)\%$ para μ, para amostras grandes, é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n}}]$$

- Geralmente, para $n \geq 40$ pode-se usar esse resultado de maneira confiável.

Intervalo de confiança para a média μ - amostras grandes

- Portanto, quando n é grande temos que a grandeza $Z = \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ tem distribuição normal padrão aproximada. Então, um IC com $100(1-\alpha)\%$ para μ, para amostras grandes, é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}]$$

- Geralmente, para $n \geq 40$ pode-se usar esse resultado de maneira confiável.

Exemplo: Um artigo reportou a contaminação por mercúrio em um determinado tipo de peixe. Uma amostra de peixe foi selecionada de 53 lagos da Flórida e mediu-se a concentração (em ppm) de mercúrio no tecido muscular. Considere que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$. Vamos obter um intervalo aproximado para μ com 99% de confiança.

- Como estamos no caso de dados quaisquer com variância desconhecida, então sabemos que o IC aproximado para μ com $1 - \alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$, $n = 53$ e $100(1 - \alpha)\% = 99\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 1\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.01}{2}} = z_{0.005}$.
- Recorde que $z_{0.005}$ é tal que $P(Z > z_{0.005}) = 0.005$, ou seja, $P(Z > z_{0.005}) = 0.005 = 1 - P(Z \leq z_{0.005})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.005}) = 1 - 0.005 = 0.995$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.005} \approx 2.57$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[0.5250 - (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}, 0.5250 + (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}] \Leftrightarrow [0.4019, 0.6480].$$

Exemplo: Um artigo reportou a contaminação por mercúrio em um determinado tipo de peixe. Uma amostra de peixe foi selecionada de 53 lagos da Flórida e mediu-se a concentração (em ppm) de mercúrio no tecido muscular. Considere que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$. Vamos obter um intervalo aproximado para μ com 99% de confiança.

- Como estamos no caso de dados quaisquer com variância desconhecida, então sabemos que o IC aproximado para μ com $1-\alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$, $n = 53$ e $100(1-\alpha)\% = 99\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 1\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.01}{2}} = z_{0.005}$.
- Recorde que $z_{0.005}$ é tal que $P(Z > z_{0.005}) = 0.005$, ou seja, $P(Z > z_{0.005}) = 0.005 = 1 - P(Z \leq z_{0.005})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.005}) = 1 - 0.005 = 0.995$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.005} \approx 2.57$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[0.5250 - (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}, 0.5250 + (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}] \Leftrightarrow [0.4019, 0.6480].$$

Exemplo: Um artigo reportou a contaminação por mercúrio em um determinado tipo de peixe. Uma amostra de peixe foi selecionada de 53 lagos da Flórida e mediu-se a concentração (em ppm) de mercúrio no tecido muscular. Considere que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$. Vamos obter um intervalo aproximado para μ com 99% de confiança.

- Como estamos no caso de dados quaisquer com variância desconhecida, então sabemos que o IC aproximado para μ com $1-\alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$, $n = 53$ e $100(1-\alpha)\% = 99\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 1\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.01}{2}} = z_{0.005}$.
- Recorde que $z_{0.005}$ é tal que $P(Z > z_{0.005}) = 0.005$, ou seja, $P(Z > z_{0.005}) = 0.005 = 1 - P(Z \leq z_{0.005})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.005}) = 1 - 0.005 = 0.995$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.005} \approx 2.57$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[0.5250 - (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}, 0.5250 + (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}] \Leftrightarrow [0.4019, 0.6480].$$

Exemplo: Um artigo reportou a contaminação por mercúrio em um determinado tipo de peixe. Uma amostra de peixe foi selecionada de 53 lagos da Flórida e mediu-se a concentração (em ppm) de mercúrio no tecido muscular. Considere que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$. Vamos obter um intervalo aproximado para μ com 99% de confiança.

- Como estamos no caso de dados quaisquer com variância desconhecida, então sabemos que o IC aproximado para μ com $1 - \alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$, $n = 53$ e $100(1 - \alpha)\% = 99\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 1\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.01}{2}} = z_{0.005}$.
- Recorde que $z_{0.005}$ é tal que $P(Z > z_{0.005}) = 0.005$, ou seja, $P(Z > z_{0.005}) = 0.005 = 1 - P(Z \leq z_{0.005})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.005}) = 1 - 0.005 = 0.995$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.005} \approx 2.57$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[0.5250 - (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}, 0.5250 + (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}] \Leftrightarrow [0.4019, 0.6480].$$

Exemplo: Um artigo reportou a contaminação por mercúrio em um determinado tipo de peixe. Uma amostra de peixe foi selecionada de 53 lagos da Flórida e mediu-se a concentração (em ppm) de mercúrio no tecido muscular. Considere que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$. Vamos obter um intervalo aproximado para μ com 99% de confiança.

- Como estamos no caso de dados quaisquer com variância desconhecida, então sabemos que o IC aproximado para μ com $1-\alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$, $n = 53$ e $100(1-\alpha)\% = 99\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 1\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.01}{2}} = z_{0.005}$.

- Recorde que $z_{0.005}$ é tal que $P(Z > z_{0.005}) = 0.005$, ou seja, $P(Z > z_{0.005}) = 0.005 = 1 - P(Z \leq z_{0.005})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.005}) = 1 - 0.005 = 0.995$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.005} \approx 2.57$.

- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[0.5250 - (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}, 0.5250 + (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}] \Leftrightarrow [0.4019, 0.6480].$$

Exemplo: Um artigo reportou a contaminação por mercúrio em um determinado tipo de peixe. Uma amostra de peixe foi selecionada de 53 lagos da Flórida e mediu-se a concentração (em ppm) de mercúrio no tecido muscular. Considere que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$. Vamos obter um intervalo aproximado para μ com 99% de confiança.

- Como estamos no caso de dados quaisquer com variância desconhecida, então sabemos que o IC aproximado para μ com $1-\alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$, $n = 53$ e $100(1-\alpha)\% = 99\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 1\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.01}{2}} = z_{0.005}$.
- Recorde que $z_{0.005}$ é tal que $P(Z > z_{0.005}) = 0.005$, ou seja, $P(Z > z_{0.005}) = 0.005 = 1 - P(Z \leq z_{0.005})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.005}) = 1 - 0.005 = 0.995$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.005} \approx 2.57$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[0.5250 - (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}, 0.5250 + (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}] \Leftrightarrow [0.4019, 0.6480].$$

Exemplo: Um artigo reportou a contaminação por mercúrio em um determinado tipo de peixe. Uma amostra de peixe foi selecionada de 53 lagos da Flórida e mediu-se a concentração (em ppm) de mercúrio no tecido muscular. Considere que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$. Vamos obter um intervalo aproximado para μ com 99% de confiança.

- Como estamos no caso de dados quaisquer com variância desconhecida, então sabemos que o IC aproximado para μ com $1-\alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$, $n = 53$ e $100(1-\alpha)\% = 99\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 1\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.01}{2}} = z_{0.005}$.
- Recorde que $z_{0.005}$ é tal que $P(Z > z_{0.005}) = 0.005$, ou seja, $P(Z > z_{0.005}) = 0.005 = 1 - P(Z \leq z_{0.005})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.005}) = 1 - 0.005 = 0.995$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.005} \approx 2.57$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[0.5250 - (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}, 0.5250 + (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}] \Leftrightarrow [0.4019, 0.6480].$$

Exemplo: Um artigo reportou a contaminação por mercúrio em um determinado tipo de peixe. Uma amostra de peixe foi selecionada de 53 lagos da Flórida e mediu-se a concentração (em ppm) de mercúrio no tecido muscular. Considere que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$. Vamos obter um intervalo aproximado para μ com 99% de confiança.

- Como estamos no caso de dados quaisquer com variância desconhecida, então sabemos que o IC aproximado para μ com $1 - \alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$, $n = 53$ e $100(1-\alpha)\% = 99\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 1\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.01}{2}} = z_{0.005}$.
- Recorde que $z_{0.005}$ é tal que $P(Z > z_{0.005}) = 0.005$, ou seja, $P(Z > z_{0.005}) = 0.005 = 1 - P(Z \leq z_{0.005})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.005}) = 1 - 0.005 = 0.995$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.005} \approx 2.57$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[0.5250 - (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}, 0.5250 + (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}] \Leftrightarrow [0.4019, 0.6480].$$

Exemplo: Um artigo reportou a contaminação por mercúrio em um determinado tipo de peixe. Uma amostra de peixe foi selecionada de 53 lagos da Flórida e mediu-se a concentração (em ppm) de mercúrio no tecido muscular. Considere que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$. Vamos obter um intervalo aproximado para μ com 99% de confiança.

- Como estamos no caso de dados quaisquer com variância desconhecida, então sabemos que o IC aproximado para μ com $1 - \alpha$ de coeficiente de confiança é

$$[\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}}]$$

- Temos que $\bar{x} = 0.5250$ e $s = 0.3486$, $n = 53$ e $100(1 - \alpha)\% = 99\%$. Logo, temos ainda $\alpha = 1\%$ e $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.01}{2}} = z_{0.005}$.
- Recorde que $z_{0.005}$ é tal que $P(Z > z_{0.005}) = 0.005$, ou seja, $P(Z > z_{0.005}) = 0.005 = 1 - P(Z \leq z_{0.005})$. Portanto, $P(Z \leq z_{0.005}) = 1 - 0.005 = 0.995$, o que implica, pela tabela da normal padrão, que $z_{0.005} \approx 2.57$.
- Dessa forma, temos que o IC para μ é

$$[0.5250 - (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}, 0.5250 + (2.57)\frac{0.3486}{\sqrt{53}}] \Leftrightarrow [0.4019, 0.6480].$$