Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

Sea $X_1, \ldots, X_n$ una m.a. de una distribución $n(\mu_X, \sigma_X^2)$ y sea $Y_1, \ldots, Y_m$ otra m.a. de otra distribución $n(\mu_Y, \sigma_Y^2)$, ambas m.a. E.I.

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

Sea $X_1, \ldots, X_n$ una m.a. de una distribución $n(\mu_X, \sigma_X^2)$ y sea $Y_1, \ldots, Y_m$ otra m.a. de otra distribución $n(\mu_Y, \sigma_Y^2)$, ambas m.a. E.I. Se desea probar hipótesis acerca de la diferencia $\mu_X - \mu_Y$.

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

Sea $X_1, \ldots, X_n$ una m.a. de una distribución $n(\mu_X, \sigma_X^2)$ y sea $Y_1, \ldots, Y_m$ otra m.a. de otra distribución $n(\mu_Y, \sigma_Y^2)$, ambas m.a. E.I. Se desea probar hipótesis acerca de la diferencia $\mu_X - \mu_Y$. Para un valor dado δ_0, se plantean los siguientes juegos de hipótesis:

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

Sea $X_1, \ldots, X_n$ una m.a. de una distribución $n(\mu_X, \sigma_X^2)$ y sea $Y_1, \ldots, Y_m$ otra m.a. de otra distribución $n(\mu_Y, \sigma_Y^2)$, ambas m.a. E.I. Se desea probar hipótesis acerca de la diferencia $\mu_X - \mu_Y$. Para un valor dado δ_0, se plantean los siguientes juegos de hipótesis:

$$H_0: \mu_X - \mu_Y = \delta_0 \quad vs \quad H_1: \begin{cases} \mu_X - \mu_Y < \delta_0 \\ \mu_X - \mu_Y > \delta_0 \\ \mu_X - \mu_Y \neq \delta_0 \end{cases}.$$

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

Sea $X_1, \ldots, X_n$ una m.a. de una distribución $n(\mu_X, \sigma_X^2)$ y sea $Y_1, \ldots, Y_m$ otra m.a. de otra distribución $n(\mu_Y, \sigma_Y^2)$, ambas m.a. E.I. Se desea probar hipótesis acerca de la diferencia $\mu_X - \mu_Y$. Para un valor dado δ_0, se plantean los siguientes juegos de hipótesis:

$$H_0 : \mu_X - \mu_Y = \delta_0 \quad vs \quad H_1 : \begin{cases} \mu_X - \mu_Y < \delta_0 \\ \mu_X - \mu_Y > \delta_0 \\ \mu_X - \mu_Y \neq \delta_0 \end{cases} .$$

El estadístico de Prueba dependerá de como son σ_X^2 y σ_Y^2.

Pruebas de Hipótesis

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

Sea $X_1, \ldots, X_n$ una m.a. de una distribución $n(\mu_X, \sigma_X^2)$ y sea $Y_1, \ldots, Y_m$ otra m.a. de otra distribución $n(\mu_Y, \sigma_Y^2)$, ambas m.a. E.I. Se desea probar hipótesis acerca de la diferencia $\mu_X - \mu_Y$. Para un valor dado δ_0, se plantean los siguientes juegos de hipótesis:

$$H_0: \mu_X - \mu_Y = \delta_0 \quad vs \quad H_1: \begin{cases} \mu_X - \mu_Y < \delta_0 \\ \mu_X - \mu_Y > \delta_0 \\ \mu_X - \mu_Y \neq \delta_0 \end{cases}.$$

El estadístico de Prueba dependerá de como son σ_X^2 y σ_Y^2.

Si se conocen las varianzas, se procede igual que en el caso de tener muestras grandes y el estadístico de prueba será:

Pruebas de Hipótesis

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

Sea $X_1, \ldots, X_n$ una m.a. de una distribución $n(\mu_X, \sigma_X^2)$ y sea $Y_1, \ldots, Y_m$ otra m.a. de otra distribución $n(\mu_Y, \sigma_Y^2)$, ambas m.a. E.I. Se desea probar hipótesis acerca de la diferencia $\mu_X - \mu_Y$. Para un valor dado δ_0, se plantean los siguientes juegos de hipótesis:

$$H_0:\ \mu_X - \mu_Y = \delta_0 \quad vs \quad H_1: \begin{cases} \mu_X - \mu_Y < \delta_0 \\ \mu_X - \mu_Y > \delta_0 \\ \mu_X - \mu_Y \neq \delta_0 \end{cases} .$$

El estadístico de Prueba dependerá de como son σ_X^2 y σ_Y^2.

Si se conocen las varianzas, se procede igual que en el caso de tener muestras grandes y el estadístico de prueba será:

$$Z_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta_0}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}} \sim n(0,\, 1) .$$

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

El caso interesante se tiene cuando no se conocen las varianzas.

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

El caso interesante se tiene cuando no se conocen las varianzas. La relación entre las varianzas de dos poblaciones normales, para efectos de comparar sus medias, es crucial para determinar el tipo de estadístico de prueba a usar.

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

El caso interesante se tiene cuando no se conocen las varianzas. La relación entre las varianzas de dos poblaciones normales, para efectos de comparar sus medias, es crucial para determinar el tipo de estadístico de prueba a usar. Después de identificar la relación entre las varianzas poblacionales se distinguen dos casos:

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

El caso interesante se tiene cuando no se conocen las varianzas. La relación entre las varianzas de dos poblaciones normales, para efectos de comparar sus medias, es crucial para determinar el tipo de estadístico de prueba a usar. Después de identificar la relación entre las varianzas poblacionales se distinguen dos casos:

Caso I: $\sigma_X^2 = \sigma_Y^2$.

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

El caso interesante se tiene cuando no se conocen las varianzas. La relación entre las varianzas de dos poblaciones normales, para efectos de comparar sus medias, es crucial para determinar el tipo de estadístico de prueba a usar. Después de identificar la relación entre las varianzas poblacionales se distinguen dos casos:

Caso I: $\sigma_X^2 = \sigma_Y^2$. El estadístico de prueba será:

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

El caso interesante se tiene cuando no se conocen las varianzas. La relación entre las varianzas de dos poblaciones normales, para efectos de comparar sus medias, es crucial para determinar el tipo de estadístico de prueba a usar. Después de identificar la relación entre las varianzas poblacionales se distinguen dos casos:

Caso I: $\sigma_X^2 = \sigma_Y^2$. El estadístico de prueba será:

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta_0}{S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} \sim t\,(n+m-2) \quad ; \quad S_p^2 = \frac{(n-1)\,S_X^2 + (m-1)\,S_Y^2}{n+m-2} \, .$$

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

El caso interesante se tiene cuando no se conocen las varianzas. La relación entre las varianzas de dos poblaciones normales, para efectos de comparar sus medias, es crucial para determinar el tipo de estadístico de prueba a usar. Después de identificar la relación entre las varianzas poblacionales se distinguen dos casos:

Caso I: $\sigma_X^2 = \sigma_Y^2$. El estadístico de prueba será:

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta_0}{S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} \sim t\,(n+m-2) \quad ; \quad S_p^2 = \frac{(n-1)\,S_X^2 + (m-1)\,S_Y^2}{n+m-2} \, .$$

Para α dado, la región Crítica está dada por:

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

El caso interesante se tiene cuando no se conocen las varianzas. La relación entre las varianzas de dos poblaciones normales, para efectos de comparar sus medias, es crucial para determinar el tipo de estadístico de prueba a usar. Después de identificar la relación entre las varianzas poblacionales se distinguen dos casos:

Caso I: $\sigma_X^2 = \sigma_Y^2$. El estadístico de prueba será:

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta_0}{S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} \sim t\left(n + m - 2\right) \quad ; \quad S_p^2 = \frac{(n-1)\, S_X^2 + (m-1)\, S_Y^2}{n + m - 2} \ .$$

Para α dado, la región Crítica está dada por:

$$R.C = \begin{cases} T_C \mid T_C < -t_\alpha(n+m-2) \\ T_C \mid T_C > t_\alpha(n+m-2) \\ T_C \mid |T_C| > t_{\alpha/2}(n+m-2) \end{cases} .$$

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

Caso II: $\sigma_X^2 \neq \sigma_Y^2$.

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

Caso II: $\sigma_X^2 \neq \sigma_Y^2$. En este caso el estadístico de prueba tiene una distribución aproximada.

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

Caso II: $\sigma_X^2 \neq \sigma_Y^2$. En este caso el estadístico de prueba tiene una distribución aproximada.

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta_0}{\sqrt{\frac{S_X^2}{n} + \frac{S_Y^2}{m}}} \overset{aprox}{\sim} t\left(v\right) \quad ; \quad v = \frac{\left(\frac{S_X^2}{n} + \frac{S_Y^2}{m}\right)^2}{\frac{\left(\frac{S_X^2}{n}\right)^2}{n-1} + \frac{\left(\frac{S_Y^2}{m}\right)^2}{m-1}} .$$

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

Caso II: $\sigma_X^2 \neq \sigma_Y^2$. En este caso el estadístico de prueba tiene una distribución aproximada.

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta_0}{\sqrt{\frac{S_X^2}{n} + \frac{S_Y^2}{m}}} \overset{aprox}{\sim} t\left(v\right) \quad ; \quad v = \frac{\left(\frac{S_X^2}{n} + \frac{S_Y^2}{m}\right)^2}{\frac{\left(\frac{S_X^2}{n}\right)^2}{n-1} + \frac{\left(\frac{S_Y^2}{m}\right)^2}{m-1}} .$$

La región crítica, para α dado, es de la forma:

Pruebas de Hipótesis para Diferencias de Medias en Poblaciones Normales

Caso II: $\sigma_X^2 \neq \sigma_Y^2$. En este caso el estadístico de prueba tiene una distribución aproximada.

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta_0}{\sqrt{\frac{S_X^2}{n} + \frac{S_Y^2}{m}}} \overset{aprox}{\sim} t\left(v\right) \quad ; \quad v = \frac{\left(\frac{S_X^2}{n} + \frac{S_Y^2}{m}\right)^2}{\frac{\left(\frac{S_X^2}{n}\right)^2}{n-1} + \frac{\left(\frac{S_Y^2}{m}\right)^2}{m-1}} .$$

La región crítica, para α dado, es de la forma:

$$R.C = \begin{cases} T_C \mid T_C < -t_\alpha(\nu) \\ T_C \mid T_C > t_\alpha(\nu) \\ T_C \mid |T_C| > t_{\alpha/2}(\nu) \end{cases} .$$

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser.

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser. El interés está en la resistencia al impacto del engrane, el cuál se mide en $pie - lb$.

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser. El interés está en la resistencia al impacto del engrane, el cuál se mide en $pie - lb$. Una m.a de 10 engranes suministrados por el proveedor A, arrojan una resistencia promedio de 290 pie-lb, con una desviación de 12 pie-lb.

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser. El interés está en la resistencia al impacto del engrane, el cuál se mide en $pie - lb$. Una m.a de 10 engranes suministrados por el proveedor A, arrojan una resistencia promedio de 290 pie-lb, con una desviación de 12 pie-lb. Del proveedor B se toma una m.a de 15 engranes.

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser. El interés está en la resistencia al impacto del engrane, el cuál se mide en $pie - lb$. Una m.a de 10 engranes suministrados por el proveedor A, arrojan una resistencia promedio de 290 pie-lb, con una desviación de 12 pie-lb. Del proveedor B se toma una m.a de 15 engranes. Esta muestra arroja una resistencia promedio de 308.5 pie-lb y una desviación estándar de 15 pie-lb.

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser. El interés está en la resistencia al impacto del engrane, el cuál se mide en $pie - lb$. Una m.a de 10 engranes suministrados por el proveedor A, arrojan una resistencia promedio de 290 pie-lb, con una desviación de 12 pie-lb. Del proveedor B se toma una m.a de 15 engranes. Esta muestra arroja una resistencia promedio de 308.5 pie-lb y una desviación estándar de 15 pie-lb. Se sabe que las resistencia al impacto se comportan de manera normal para este tipo de engrane.

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser. El interés está en la resistencia al impacto del engrane, el cuál se mide en $pie - lb$. Una m.a de 10 engranes suministrados por el proveedor A, arrojan una resistencia promedio de 290 pie-lb, con una desviación de 12 pie-lb. Del proveedor B se toma una m.a de 15 engranes. Esta muestra arroja una resistencia promedio de 308.5 pie-lb y una desviación estándar de 15 pie-lb. Se sabe que las resistencia al impacto se comportan de manera normal para este tipo de engrane. ¿Puede afirmarse que los engranes del proveedor A tienen una resistencia media inferior a los engranes del proveedor B?.

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser. El interés está en la resistencia al impacto del engrane, el cuál se mide en $pie - lb$. Una m.a de 10 engranes suministrados por el proveedor A, arrojan una resistencia promedio de 290 pie-lb, con una desviación de 12 pie-lb. Del proveedor B se toma una m.a de 15 engranes. Esta muestra arroja una resistencia promedio de 308.5 pie-lb y una desviación estándar de 15 pie-lb. Se sabe que las resistencia al impacto se comportan de manera normal para este tipo de engrane. ¿Puede afirmarse que los engranes del proveedor A tienen una resistencia media inferior a los engranes del proveedor B?.

Solución

Sea $X_1, \cdots, X_{10}$ una m.a que representa las resistencias de los engranes del proveedor A.

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser. El interés está en la resistencia al impacto del engrane, el cuál se mide en $pie - lb$. Una m.a de 10 engranes suministrados por el proveedor A, arrojan una resistencia promedio de 290 pie-lb, con una desviación de 12 pie-lb. Del proveedor B se toma una m.a de 15 engranes. Esta muestra arroja una resistencia promedio de 308.5 pie-lb y una desviación estándar de 15 pie-lb. Se sabe que las resistencia al impacto se comportan de manera normal para este tipo de engrane. ¿Puede afirmarse que los engranes del proveedor A tienen una resistencia media inferior a los engranes del proveedor B?.

Solución

Sea $X_1, \cdots, X_{10}$ una m.a que representa las resistencias de los engranes del proveedor A. Asuma que $X_i \sim n(\mu_1, \sigma_1^2)$.

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser. El interés está en la resistencia al impacto del engrane, el cuál se mide en $pie - lb$. Una m.a de 10 engranes suministrados por el proveedor A, arrojan una resistencia promedio de 290 pie-lb, con una desviación de 12 pie-lb. Del proveedor B se toma una m.a de 15 engranes. Esta muestra arroja una resistencia promedio de 308.5 pie-lb y una desviación estándar de 15 pie-lb. Se sabe que las resistencia al impacto se comportan de manera normal para este tipo de engrane. ¿Puede afirmarse que los engranes del proveedor A tienen una resistencia media inferior a los engranes del proveedor B?.

Solución

Sea $X_1, \cdots, X_{10}$ una m.a que representa las resistencias de los engranes del proveedor A. Asuma que $X_i \sim n(\mu_1, \sigma_1^2)$. Sea $Y_1, \cdots, Y_{15}$ otra m.a. que representa las resistencias de los engranes del proveedor B.

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser. El interés está en la resistencia al impacto del engrane, el cuál se mide en $pie - lb$. Una m.a de 10 engranes suministrados por el proveedor A, arrojan una resistencia promedio de 290 pie-lb, con una desviación de 12 pie-lb. Del proveedor B se toma una m.a de 15 engranes. Esta muestra arroja una resistencia promedio de 308.5 pie-lb y una desviación estándar de 15 pie-lb. Se sabe que las resistencia al impacto se comportan de manera normal para este tipo de engrane. ¿Puede afirmarse que los engranes del proveedor A tienen una resistencia media inferior a los engranes del proveedor B?.

Solución

Sea $X_1, \cdots, X_{10}$ una m.a que representa las resistencias de los engranes del proveedor A. Asuma que $X_i \sim n(\mu_1, \sigma_1^2)$. Sea $Y_1, \cdots, Y_{15}$ otra m.a. que representa las resistencias de los engranes del proveedor B. Asuma que $Y_j \sim n(\mu_2, \sigma_2^2)$, ambas m.a. E.I.

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser. El interés está en la resistencia al impacto del engrane, el cuál se mide en $pie - lb$. Una m.a de 10 engranes suministrados por el proveedor A, arrojan una resistencia promedio de 290 pie-lb, con una desviación de 12 pie-lb. Del proveedor B se toma una m.a de 15 engranes. Esta muestra arroja una resistencia promedio de 308.5 pie-lb y una desviación estándar de 15 pie-lb. Se sabe que las resistencia al impacto se comportan de manera normal para este tipo de engrane. ¿Puede afirmarse que los engranes del proveedor A tienen una resistencia media inferior a los engranes del proveedor B?.

Solución

Sea $X_1, \cdots, X_{10}$ una m.a que representa las resistencias de los engranes del proveedor A. Asuma que $X_i \sim n(\mu_1, \sigma_1^2)$. Sea $Y_1, \cdots, Y_{15}$ otra m.a. que representa las resistencias de los engranes del proveedor B. Asuma que $Y_j \sim n(\mu_2, \sigma_2^2)$, ambas m.a. E.I. De ambas muestras se obtienen los siguientes resultados:

Ejemplo 97

Dos proveedores fabrican un engrane plástico utilizado en una impresora láser. El interés está en la resistencia al impacto del engrane, el cuál se mide en $pie - lb$. Una m.a de 10 engranes suministrados por el proveedor A, arrojan una resistencia promedio de 290 pie-lb, con una desviación de 12 pie-lb. Del proveedor B se toma una m.a de 15 engranes. Esta muestra arroja una resistencia promedio de 308.5 pie-lb y una desviación estándar de 15 pie-lb. Se sabe que las resistencia al impacto se comportan de manera normal para este tipo de engrane. ¿Puede afirmarse que los engranes del proveedor A tienen una resistencia media inferior a los engranes del proveedor B?.

Solución

Sea $X_1, \cdots, X_{10}$ una m.a que representa las resistencias de los engranes del proveedor A. Asuma que $X_i \sim n(\mu_1, \sigma_1^2)$. Sea $Y_1, \cdots, Y_{15}$ otra m.a. que representa las resistencias de los engranes del proveedor B. Asuma que $Y_j \sim n(\mu_2, \sigma_2^2)$, ambas m.a. E.I. De ambas muestras se obtienen los siguientes resultados:

$$\bar{x} = 290,\ s_1 = 12,\ n = 10 \quad ; \quad \bar{y} = 308.5,\ s_2 = 15,\ m = 15\ .$$

En este caso la pregunta de interés es: $\mu_1 < \mu_2$?.

Pruebas de Hipótesis

En este caso la pregunta de interés es: $\mu_1 < \mu_2$?. Esto equivale a determinar si $\mu_1 - \mu_2 < 0$.

Pruebas de Hipótesis

En este caso la pregunta de interés es: $\mu_1 < \mu_2$?. Esto equivale a determinar si $\mu_1 - \mu_2 < 0$. Así las hipótesis a probar son:

Pruebas de Hipótesis

En este caso la pregunta de interés es: $\mu_1 < \mu_2$?. Esto equivale a determinar si $\mu_1 - \mu_2 < 0$. Así las hipótesis a probar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0\,.$$

Pruebas de Hipótesis

En este caso la pregunta de interés es: $\mu_1 < \mu_2$?. Esto equivale a determinar si $\mu_1 - \mu_2 < 0$. Así las hipótesis a probar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \, .$$

Para conocer el tipo de Estadístico de Prueba, se debe primero verificar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ o NO.

Pruebas de Hipótesis

En este caso la pregunta de interés es: $\mu_1 < \mu_2$?. Esto equivale a determinar si $\mu_1 - \mu_2 < 0$. Así las hipótesis a probar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0\ .$$

Para conocer el tipo de Estadístico de Prueba, se debe primero verificar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ o NO. Para ello se plantean las hipótesis:

En este caso la pregunta de interés es: $\mu_1 < \mu_2$?. Esto equivale a determinar si $\mu_1 - \mu_2 < 0$. Así las hipótesis a probar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \,.$$

Para conocer el tipo de Estadístico de Prueba, se debe primero verificar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ o NO. Para ello se plantean las hipótesis:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \,.$$

Pruebas de Hipótesis

En este caso la pregunta de interés es: $\mu_1 < \mu_2$?. Esto equivale a determinar si $\mu_1 - \mu_2 < 0$. Así las hipótesis a probar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \,.$$

Para conocer el tipo de Estadístico de Prueba, se debe primero verificar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ o NO. Para ello se plantean las hipótesis:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \,.$$

Estadístico de Prueba, bajo H_0 cierta es:

Pruebas de Hipótesis

En este caso la pregunta de interés es: $\mu_1 < \mu_2$?. Esto equivale a determinar si $\mu_1 - \mu_2 < 0$. Así las hipótesis a probar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \, .$$

Para conocer el tipo de Estadístico de Prueba, se debe primero verificar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ o NO. Para ello se plantean las hipótesis:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \, .$$

Estadístico de Prueba, bajo H_0 cierta es:

$$F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 14) \, .$$

Pruebas de Hipótesis

En este caso la pregunta de interés es: $\mu_1 < \mu_2$?. Esto equivale a determinar si $\mu_1 - \mu_2 < 0$. Así las hipótesis a probar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \, .$$

Para conocer el tipo de Estadístico de Prueba, se debe primero verificar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ o NO. Para ello se plantean las hipótesis:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \, .$$

Estadístico de Prueba, bajo H_0 cierta es:

$$F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 14) \, .$$

$F_C = \frac{12^2}{15^2} = 0.64$. En este caso el Valor P se obtiene como:

En este caso la pregunta de interés es: $\mu_1 < \mu_2$?. Esto equivale a determinar si $\mu_1 - \mu_2 < 0$. Así las hipótesis a probar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \, .$$

Para conocer el tipo de Estadístico de Prueba, se debe primero verificar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ o NO. Para ello se plantean las hipótesis:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \, .$$

Estadístico de Prueba, bajo H_0 cierta es:

$$F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 14) \, .$$

$F_C = \frac{12^2}{15^2} = 0.64$. En este caso el Valor P se obtiene como:

$$Vp = P(f(9,\, 14) < 0.64) + P(f(14,\, 9) > 1/0.64) = 0.2533 + 0.2533 = 0.5066 \, .$$

En este caso la pregunta de interés es: $\mu_1 < \mu_2$?. Esto equivale a determinar si $\mu_1 - \mu_2 < 0$. Así las hipótesis a probar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \,.$$

Para conocer el tipo de Estadístico de Prueba, se debe primero verificar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ o NO. Para ello se plantean las hipótesis:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \,.$$

Estadístico de Prueba, bajo H_0 cierta es:

$$F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 14) \,.$$

$F_C = \frac{12^2}{15^2} = 0.64$. En este caso el Valor P se obtiene como:

$$Vp = P(f(9,\, 14) < 0.64) + P(f(14,\, 9) > 1/0.64) = 0.2533 + 0.2533 = 0.5066 \,.$$

Como este Valor P es tan grande, no se rechaza H_0, así, se asume que $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$.

Pruebas de Hipótesis

De esta manera, para probar:

Pruebas de Hipótesis

De esta manera, para probar:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \ .$$

De esta manera, para probar:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \; .$$

El estadístico de prueba, bajo H_0 cierta es:

Pruebas de Hipótesis

De esta manera, para probar:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \; .$$

El estadístico de prueba, bajo H_0 cierta es:

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - 0}{S_p \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{15}}} \sim t(23) \quad ; \quad S_p^2 = \frac{9\, s_1^2 + 14\, s_2^2}{23} = 193.30 \; .$$

Pruebas de Hipótesis

De esta manera, para probar:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \ .$$

El estadístico de prueba, bajo H_0 cierta es:

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - 0}{S_p \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{15}}} \sim t(23) \quad ; \quad S_p^2 = \frac{9\, s_1^2 + 14\, s_2^2}{23} = 193.30 \ .$$

Así, se obtiene que:

De esta manera, para probar:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \, .$$

El estadístico de prueba, bajo H_0 cierta es:

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - 0}{S_p \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{15}}} \sim t(23) \quad ; \quad S_p^2 = \frac{9\, s_1^2 + 14\, s_2^2}{23} = 193.30 \, .$$

Así, se obtiene que:

$$T_C = \frac{290 - 308.5}{13.9 \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{15}}} = -3.259 \, .$$

De esta manera, para probar:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \; .$$

El estadístico de prueba, bajo H_0 cierta es:

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - 0}{S_p \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{15}}} \sim t(23) \quad ; \quad S_p^2 = \frac{9\, s_1^2 + 14\, s_2^2}{23} = 193.30 \; .$$

Así, se obtiene que:

$$T_C = \frac{290 - 308.5}{13.9 \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{15}}} = -3.259 \; .$$

El valor P de esta prueba se obtiene como:

De esta manera, para probar:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \,.$$

El estadístico de prueba, bajo H_0 cierta es:

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - 0}{S_p \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{15}}} \sim t(23) \quad ; \quad S_p^2 = \frac{9\, s_1^2 + 14\, s_2^2}{23} = 193.30 \,.$$

Así, se obtiene que:

$$T_C = \frac{290 - 308.5}{13.9 \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{15}}} = -3.259 \,.$$

El valor P de esta prueba se obtiene como: $Vp = P\,(t(23) < -3.259) = 0.0017\,.$

De esta manera, para probar:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0 \,.$$

El estadístico de prueba, bajo H_0 cierta es:

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - 0}{S_p \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{15}}} \sim t(23) \quad ; \quad S_p^2 = \frac{9\, s_1^2 + 14\, s_2^2}{23} = 193.30 \,.$$

Así, se obtiene que:

$$T_C = \frac{290 - 308.5}{13.9 \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{15}}} = -3.259 \,.$$

El valor P de esta prueba se obtiene como: $Vp = P\,(t(23) < -3.259) = 0.0017$.

Como la probabilidad de rechazar H_0 suponiendo que fuera cierta, es tan pequeña, se puede rechazar H_0 con seguridad y se concluye que, según la información suministrada, la resistencia media de los engranes del Proveedor B es mayor a la de los engranes del Proveedor A.

Ejemplo 98

Se investigan los puntos de fusión de dos aleaciones utilizadas en la fabricación de cierto tipo de soldadura.

Ejemplo 98

Se investigan los puntos de fusión de dos aleaciones utilizadas en la fabricación de cierto tipo de soldadura. Para ello se funden 10 muestras de cada material, y se miden en ambas los respectivos puntos de fusión.

Ejemplo 98

Se investigan los puntos de fusión de dos aleaciones utilizadas en la fabricación de cierto tipo de soldadura. Para ello se funden 10 muestras de cada material, y se miden en ambas los respectivos puntos de fusión. Para la aleación 1 se obtiene un punto de fusión promedio de $421^{\circ}F$ con una desvición estándar de $2^{\circ}F$.

Ejemplo 98

Se investigan los puntos de fusión de dos aleaciones utilizadas en la fabricación de cierto tipo de soldadura. Para ello se funden 10 muestras de cada material, y se miden en ambas los respectivos puntos de fusión. Para la aleación 1 se obtiene un punto de fusión promedio de $421°F$ con una desvición estándar de $2°F$. Para la aleación 2 los resultados fueron $426°F$ y $4.2°F$ respectivamente.

Ejemplo 98

Se investigan los puntos de fusión de dos aleaciones utilizadas en la fabricación de cierto tipo de soldadura. Para ello se funden 10 muestras de cada material, y se miden en ambas los respectivos puntos de fusión. Para la aleación 1 se obtiene un punto de fusión promedio de $421^\circ F$ con una desvición estándar de $2^\circ F$. Para la aleación 2 los resultados fueron $426^\circ F$ y $4.2^\circ F$ respectivamente. Por experiencia se sabe que los puntos de fusión para ambas aleaciones se pueden modelar con distribuciones normales.

Ejemplo 98

Se investigan los puntos de fusión de dos aleaciones utilizadas en la fabricación de cierto tipo de soldadura. Para ello se funden 10 muestras de cada material, y se miden en ambas los respectivos puntos de fusión. Para la aleación 1 se obtiene un punto de fusión promedio de $421°F$ con una desvición estándar de $2°F$. Para la aleación 2 los resultados fueron $426°F$ y $4.2°F$ respectivamente. Por experiencia se sabe que los puntos de fusión para ambas aleaciones se pueden modelar con distribuciones normales. ¿Se puede afirmar que no hay diferencia significativa en los puntos medios de fusión de ambas aleaciones? Use el Valor P para concluir.

Ejemplo 98

Se investigan los puntos de fusión de dos aleaciones utilizadas en la fabricación de cierto tipo de soldadura. Para ello se funden 10 muestras de cada material, y se miden en ambas los respectivos puntos de fusión. Para la aleación 1 se obtiene un punto de fusión promedio de $421°F$ con una desvición estándar de $2°F$. Para la aleación 2 los resultados fueron $426°F$ y $4.2°F$ respectivamente. Por experiencia se sabe que los puntos de fusión para ambas aleaciones se pueden modelar con distribuciones normales. ¿Se puede afirmar que no hay diferencia significativa en los puntos medios de fusión de ambas aleaciones? Use el Valor P para concluir.

Solución

Sea $X_1, \cdots, X_{10}$ una m.a. que representa los puntos de fusión de las 10 muestras de la aleación tipo 1.

Ejemplo 98

Se investigan los puntos de fusión de dos aleaciones utilizadas en la fabricación de cierto tipo de soldadura. Para ello se funden 10 muestras de cada material, y se miden en ambas los respectivos puntos de fusión. Para la aleación 1 se obtiene un punto de fusión promedio de $421°F$ con una desvición estándar de $2°F$. Para la aleación 2 los resultados fueron $426°F$ y $4.2°F$ respectivamente. Por experiencia se sabe que los puntos de fusión para ambas aleaciones se pueden modelar con distribuciones normales. ¿Se puede afirmar que no hay diferencia significativa en los puntos medios de fusión de ambas aleaciones? Use el Valor P para concluir.

Solución

Sea $X_1, \cdots, X_{10}$ una m.a. que representa los puntos de fusión de las 10 muestras de la aleación tipo 1. Asuma que $X_i \sim n(\mu_1, \sigma_1^2)$, para $i = 1, 2, \cdots, 10$.

Pruebas de Hipótesis

Ejemplo 98

Se investigan los puntos de fusión de dos aleaciones utilizadas en la fabricación de cierto tipo de soldadura. Para ello se funden 10 muestras de cada material, y se miden en ambas los respectivos puntos de fusión. Para la aleación 1 se obtiene un punto de fusión promedio de $421^\circ F$ con una desvición estándar de $2^\circ F$. Para la aleación 2 los resultados fueron $426^\circ F$ y $4.2^\circ F$ respectivamente. Por experiencia se sabe que los puntos de fusión para ambas aleaciones se pueden modelar con distribuciones normales. ¿Se puede afirmar que no hay diferencia significativa en los puntos medios de fusión de ambas aleaciones? Use el Valor P para concluir.

Solución

Sea $X_1, \cdots, X_{10}$ una m.a. que representa los puntos de fusión de las 10 muestras de la aleación tipo 1. Asuma que $X_i \sim n(\mu_1, \sigma_1^2)$, para $i = 1, 2, \cdots, 10$. Sea $Y_1, \cdots, Y_{10}$ otra m.a. que representa los puntos de fusión de las 10 muestras de la aleación tipo 2.

Ejemplo 98

Se investigan los puntos de fusión de dos aleaciones utilizadas en la fabricación de cierto tipo de soldadura. Para ello se funden 10 muestras de cada material, y se miden en ambas los respectivos puntos de fusión. Para la aleación 1 se obtiene un punto de fusión promedio de $421°F$ con una desvición estándar de $2°F$. Para la aleación 2 los resultados fueron $426°F$ y $4.2°F$ respectivamente. Por experiencia se sabe que los puntos de fusión para ambas aleaciones se pueden modelar con distribuciones normales. ¿Se puede afirmar que no hay diferencia significativa en los puntos medios de fusión de ambas aleaciones? Use el Valor P para concluir.

Solución

Sea $X_1, \cdots, X_{10}$ una m.a. que representa los puntos de fusión de las 10 muestras de la aleación tipo 1. Asuma que $X_i \sim n(\mu_1, \sigma_1^2)$, para $i = 1, 2, \cdots, 10$. Sea $Y_1, \cdots, Y_{10}$ otra m.a. que representa los puntos de fusión de las 10 muestras de la aleación tipo 2. Asuma que $Y_j \sim n(\mu_2, \sigma_2^2)$, para $j = 1, 2, \cdots, 10$, ambas muestras aleatorias independientes entre si.

Ejemplo 98

Se investigan los puntos de fusión de dos aleaciones utilizadas en la fabricación de cierto tipo de soldadura. Para ello se funden 10 muestras de cada material, y se miden en ambas los respectivos puntos de fusión. Para la aleación 1 se obtiene un punto de fusión promedio de $421°F$ con una desvición estándar de $2°F$. Para la aleación 2 los resultados fueron $426°F$ y $4.2°F$ respectivamente. Por experiencia se sabe que los puntos de fusión para ambas aleaciones se pueden modelar con distribuciones normales. ¿Se puede afirmar que no hay diferencia significativa en los puntos medios de fusión de ambas aleaciones? Use el Valor P para concluir.

Solución

Sea $X_1, \cdots, X_{10}$ una m.a. que representa los puntos de fusión de las 10 muestras de la aleación tipo 1. Asuma que $X_i \sim n(\mu_1, \sigma_1^2)$, para $i = 1, 2, \cdots, 10$. Sea $Y_1, \cdots, Y_{10}$ otra m.a. que representa los puntos de fusión de las 10 muestras de la aleación tipo 2. Asuma que $Y_j \sim n(\mu_2, \sigma_2^2)$, para $j = 1, 2, \cdots, 10$, ambas muestras aleatorias independientes entre si. De la información muestral se tiene:

Ejemplo 98

Se investigan los puntos de fusión de dos aleaciones utilizadas en la fabricación de cierto tipo de soldadura. Para ello se funden 10 muestras de cada material, y se miden en ambas los respectivos puntos de fusión. Para la aleación 1 se obtiene un punto de fusión promedio de $421°F$ con una desvición estándar de $2°F$. Para la aleación 2 los resultados fueron $426°F$ y $4.2°F$ respectivamente. Por experiencia se sabe que los puntos de fusión para ambas aleaciones se pueden modelar con distribuciones normales. ¿Se puede afirmar que no hay diferencia significativa en los puntos medios de fusión de ambas aleaciones? Use el Valor P para concluir.

Solución

Sea $X_1, \cdots, X_{10}$ una m.a. que representa los puntos de fusión de las 10 muestras de la aleación tipo 1. Asuma que $X_i \sim n(\mu_1, \sigma_1^2)$, para $i = 1, 2, \cdots, 10$. Sea $Y_1, \cdots, Y_{10}$ otra m.a. que representa los puntos de fusión de las 10 muestras de la aleación tipo 2. Asuma que $Y_j \sim n(\mu_2, \sigma_2^2)$, para $j = 1, 2, \cdots, 10$, ambas muestras aleatorias independientes entre si. De la información muestral se tiene:

$$\bar{x} = 421\ ,\ s_1 = 2.0\ ,\ n = 10\ \ ,\ \ \bar{y} = 426\ ,\ s_2 = 4.2\ ,\ m = 10\ .$$

Pruebas de Hipótesis

Para determinar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$.

Pruebas de Hipótesis

Para determinar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Para ello se establecen las siguientes hipótesis y el respectivo Estadístico de Prueba:

Pruebas de Hipótesis

Para determinar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Para ello se establecen las siguientes hipótesis y el respectivo Estadístico de Prueba:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \quad ; \quad F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 9)\,.$$

Pruebas de Hipótesis

Para determinar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Para ello se establecen las siguientes hipótesis y el respectivo Estadístico de Prueba:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \quad ; \quad F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 9)\,.$$

Como $F_C = 0.227$, el $Vp = P(f(9,\, 9) < 0.227) + P(f(9,9) > 4.405) = 0.0378$.

Pruebas de Hipótesis

Para determinar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Para ello se establecen las siguientes hipótesis y el respectivo Estadístico de Prueba:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \quad ; \quad F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 9)\,.$$

Como $F_C = 0.227$, el $Vp = P(f(9,\, 9) < 0.227) + P(f(9, 9) > 4.405) = 0.0378$. Dado que este valor es pequeño, se rechaza H_0 y se concluye que $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$.

Pruebas de Hipótesis

Para determinar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Para ello se establecen las siguientes hipótesis y el respectivo Estadístico de Prueba:

$$H_0: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \quad ; \quad F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 9)\,.$$

Como $F_C = 0.227$, el $Vp = P(f(9,\, 9) < 0.227) + P(f(9,9) > 4.405) = 0.0378$. Dado que este valor es pequeño, se rechaza H_0 y se concluye que $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$. Las hipótesis a contrastar son:

Pruebas de Hipótesis

Para determinar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Para ello se establecen las siguientes hipótesis y el respectivo Estadístico de Prueba:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \quad ; \quad F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 9)\,.$$

Como $F_C = 0.227$, el $Vp = P(f(9,\, 9) < 0.227) + P(f(9, 9) > 4.405) = 0.0378$. Dado que este valor es pequeño, se rechaza H_0 y se concluye que $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$. Las hipótesis a contrastar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0\,.$$

Para determinar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Para ello se establecen las siguientes hipótesis y el respectivo Estadístico de Prueba:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \quad ; \quad F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 9)\,.$$

Como $F_C = 0.227$, el $Vp = P(f(9,\, 9) < 0.227) + P(f(9, 9) > 4.405) = 0.0378$. Dado que este valor es pequeño, se rechaza H_0 y se concluye que $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$. Las hipótesis a contrastar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0\,.$$

El Estadístico de Prueba es:

Pruebas de Hipótesis

Para determinar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Para ello se establecen las siguientes hipótesis y el respectivo Estadístico de Prueba:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \quad ; \quad F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 9)\ .$$

Como $F_C = 0.227$, el $Vp = P(f(9,\, 9) < 0.227) + P(f(9, 9) > 4.405) = 0.0378$. Dado que este valor es pequeño, se rechaza H_0 y se concluye que $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$. Las hipótesis a contrastar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0\ .$$

El Estadístico de Prueba es:

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - 0}{\sqrt{\frac{S_1^2}{10} + \frac{S_2^2}{10}}} \overset{aprox}{\sim} t\,(v)\ , \text{ con } v = 12.88 \cong 13 \quad ; \quad T_C = -3.399\ .$$

Pruebas de Hipótesis

Para determinar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Para ello se establecen las siguientes hipótesis y el respectivo Estadístico de Prueba:

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \quad ; \quad F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 9)\,.$$

Como $F_C = 0.227$, el $Vp = P(f(9,\, 9) < 0.227) + P(f(9, 9) > 4.405) = 0.0378$. Dado que este valor es pequeño, se rechaza H_0 y se concluye que $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$. Las hipótesis a contrastar son:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0 \quad vs \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0\,.$$

El Estadístico de Prueba es:

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - 0}{\sqrt{\frac{S_1^2}{10} + \frac{S_2^2}{10}}} \overset{aprox}{\sim} t\,(v)\,, \text{ con } v = 12.88 \cong 13 \quad ; \quad T_C = -3.399\,.$$

$$Vp = P\,(\,|t(13)| > |-3.399|\,) = 2\,P(t(13) > 3.399) = 0.0048\,.$$

Pruebas de Hipótesis

Para determinar si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Para ello se establecen las siguientes hipótesis y el respectivo Estadístico de Prueba:

$$H_0: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad vs \quad H_1: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \quad ; \quad F_C = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim f(9,\, 9)\,.$$

Como $F_C = 0.227$, el $Vp = P(f(9,\, 9) < 0.227) + P(f(9,9) > 4.405) = 0.0378$. Dado que este valor es pequeño, se rechaza H_0 y se concluye que $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$. Las hipótesis a contrastar son:

$$H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0 \quad vs \quad H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0\,.$$

El Estadístico de Prueba es:

$$T_C = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - 0}{\sqrt{\frac{S_1^2}{10} + \frac{S_2^2}{10}}} \overset{aprox}{\sim} t\,(v)\,,\ \text{con}\ \ v = 12.88 \cong 13 \quad ; \quad T_C = -3.399\,.$$

$$Vp = P\,(\,|t(13)| > |-3.399|\,) = 2\,P(t(13) > 3.399) = 0.0048\,.$$

Como el Valor P es muy pequeño, se rechaza con seguridad y se concluye que, según los datos observados, los puntos medios de fusión para ambas aleaciones, son diferentes.

Pruebas de Hipótesis para Proporciones

Suponga que X es una v.a tal que $X \sim bin(n, p)$, con p desconocida.

Pruebas de Hipótesis para Proporciones

Suponga que X es una v.a tal que $X \sim bin(n, p)$, con p desconocida. Sea p_0 un valor de interés para p.

Pruebas de Hipótesis para Proporciones

Suponga que X es una v.a tal que $X \sim bin(n, p)$, con p desconocida. Sea p_0 un valor de interés para p. Tres hipótesis pueden ser planteadas acerca de p:

Pruebas de Hipótesis para Proporciones

Suponga que X es una v.a tal que $X \sim bin(n, p)$, con p desconocida. Sea p_0 un valor de interés para p. Tres hipótesis pueden ser planteadas acerca de p:

$$H_0 : p = p_0 \quad vs \quad H_a : \begin{cases} p < p_0 \\ p > p_0 \\ p \neq p_0 \end{cases} .$$

Pruebas de Hipótesis para Proporciones

Suponga que X es una v.a tal que $X \sim bin(n, p)$, con p desconocida. Sea p_0 un valor de interés para p. Tres hipótesis pueden ser planteadas acerca de p:

$$H_0 : p = p_0 \quad vs \quad H_a : \begin{cases} p < p_0 \\ p > p_0 \\ p \neq p_0 \end{cases} .$$

El T.L.C. garantiza que si n es grande, entonces, bajo H_0 cierta, el estadístico de prueba será:

Pruebas de Hipótesis para Proporciones

Suponga que X es una v.a tal que $X \sim bin(n, p)$, con p desconocida. Sea p_0 un valor de interés para p. Tres hipótesis pueden ser planteadas acerca de p:

$$H_0 : p = p_0 \quad vs \quad H_a : \begin{cases} p < p_0 \\ p > p_0 \\ p \neq p_0 \end{cases} .$$

El T.L.C. garantiza que si n es grande, entonces, bajo H_0 cierta, el estadístico de prueba será:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0\,(1-p_0)}{n}}} \overset{aprox}{\sim} n(0, 1) .$$

Pruebas de Hipótesis para Proporciones

Suponga que X es una v.a tal que $X \sim bin(n, p)$, con p desconocida. Sea p_0 un valor de interés para p. Tres hipótesis pueden ser planteadas acerca de p:

$$H_0 : p = p_0 \quad vs \quad H_a : \begin{cases} p < p_0 \\ p > p_0 \\ p \neq p_0 \end{cases} .$$

El T.L.C. garantiza que si n es grande, entonces, bajo H_0 cierta, el estadístico de prueba será:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0\,(1-p_0)}{n}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1) .$$

Para α dado, la Región crítica y los respectivos cálculos del Valor P son de la forma:

Pruebas de Hipótesis para Proporciones

Suponga que X es una v.a tal que $X \sim bin(n, p)$, con p desconocida. Sea p_0 un valor de interés para p. Tres hipótesis pueden ser planteadas acerca de p:

$$H_0 : p = p_0 \quad vs \quad H_a : \begin{cases} p < p_0 \\ p > p_0 \\ p \neq p_0 \end{cases} .$$

El T.L.C. garantiza que si n es grande, entonces, bajo H_0 cierta, el estadístico de prueba será:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0\,(1-p_0)}{n}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1) .$$

Para α dado, la Región crítica y los respectivos cálculos del Valor P son de la forma:

$$\text{R.C.} : \begin{cases} Z_C \,|\, Z_C < -z_\alpha \\ Z_C \,|\, Z_C > z_\alpha \\ Z_C \,\big|\, |Z_C| > z_{\alpha/2} \end{cases} \quad ; \qquad Vp = \begin{cases} P\,(Z < Z_C) \\ P\,(Z > Z_C) \\ 2 * P\,(Z > |Z_C|) \end{cases} .$$

Ejemplo 99

En cierta región, un candidato aspira a cierto cargo público.

Ejemplo 99

En cierta región, un candidato aspira a cierto cargo público. Se desea conocer como es el nivel de aceptación en dicha región.

Ejemplo 99

En cierta región, un candidato aspira a cierto cargo público. Se desea conocer como es el nivel de aceptación en dicha región. El candidato considera que su aceptación es buena si esta es superior al $60\,\%$.

Ejemplo 99

En cierta región, un candidato aspira a cierto cargo público. Se desea conocer como es el nivel de aceptación en dicha región. El candidato considera que su aceptación es buena si esta es superior al $60\,\%$. Para verificarlo, se toma una muestra aleatoria de 900 personas aptas para votar y se les pregunta si votarían por el candidato o no.

Ejemplo 99

En cierta región, un candidato aspira a cierto cargo público. Se desea conocer como es el nivel de aceptación en dicha región. El candidato considera que su aceptación es buena si esta es superior al $60\,\%$. Para verificarlo, se toma una muestra aleatoria de 900 personas aptas para votar y se les pregunta si votarían por el candidato o no. Los resultados de la encuesta indican que 570 personas votarían por dicho candidato.

Ejemplo 99

En cierta región, un candidato aspira a cierto cargo público. Se desea conocer como es el nivel de aceptación en dicha región. El candidato considera que su aceptación es buena si esta es superior al $60\,\%$. Para verificarlo, se toma una muestra aleatoria de 900 personas aptas para votar y se les pregunta si votarían por el candidato o no. Los resultados de la encuesta indican que 570 personas votarían por dicho candidato. Según la expectativa del candidato, ¿se puede afirmar que la aceptación por parte de los votantes es buena?

Ejemplo 99

En cierta región, un candidato aspira a cierto cargo público. Se desea conocer como es el nivel de aceptación en dicha región. El candidato considera que su aceptación es buena si esta es superior al $60\,\%$. Para verificarlo, se toma una muestra aleatoria de 900 personas aptas para votar y se les pregunta si votarían por el candidato o no. Los resultados de la encuesta indican que 570 personas votarían por dicho candidato. Según la expectativa del candidato, ¿se puede afirmar que la aceptación por parte de los votantes es buena?

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas que votarían por el candidato, de las 900 encuestadas.

Ejemplo 99

En cierta región, un candidato aspira a cierto cargo público. Se desea conocer como es el nivel de aceptación en dicha región. El candidato considera que su aceptación es buena si esta es superior al $60\,\%$. Para verificarlo, se toma una muestra aleatoria de 900 personas aptas para votar y se les pregunta si votarían por el candidato o no. Los resultados de la encuesta indican que 570 personas votarían por dicho candidato. Según la expectativa del candidato, ¿se puede afirmar que la aceptación por parte de los votantes es buena?

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas que votarían por el candidato, de las 900 encuestadas. Por las condiciones del problema, es claro que $X \sim bin(900, p)$, donde p representa la proporción de personas en la región que votarían por el candidato.

Ejemplo 99

En cierta región, un candidato aspira a cierto cargo público. Se desea conocer como es el nivel de aceptación en dicha región. El candidato considera que su aceptación es buena si esta es superior al $60\,\%$. Para verificarlo, se toma una muestra aleatoria de 900 personas aptas para votar y se les pregunta si votarían por el candidato o no. Los resultados de la encuesta indican que 570 personas votarían por dicho candidato. Según la expectativa del candidato, ¿se puede afirmar que la aceptación por parte de los votantes es buena?

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas que votarían por el candidato, de las 900 encuestadas. Por las condiciones del problema, es claro que $X \sim bin(900, p)$, donde p representa la proporción de personas en la región que votarían por el candidato. Las hipotesis a probar en este caso son:

Ejemplo 99

En cierta región, un candidato aspira a cierto cargo público. Se desea conocer como es el nivel de aceptación en dicha región. El candidato considera que su aceptación es buena si esta es superior al $60\,\%$. Para verificarlo, se toma una muestra aleatoria de 900 personas aptas para votar y se les pregunta si votarían por el candidato o no. Los resultados de la encuesta indican que 570 personas votarían por dicho candidato. Según la expectativa del candidato, ¿se puede afirmar que la aceptación por parte de los votantes es buena?

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas que votarían por el candidato, de las 900 encuestadas. Por las condiciones del problema, es claro que $X \sim bin(900, p)$, donde p representa la proporción de personas en la región que votarían por el candidato. Las hipotesis a probar en este caso son:

$$H_0 : p \leq 0.6 \quad vs \quad H_1 : p > 0.6\ .$$

Pruebas de Hipótesis

Si se considera que $n = 900$ es grande, por el T.L.C, el estadístico de prueba, bajo H_0 cierta, será:

Pruebas de Hipótesis

Si se considera que $n = 900$ es grande, por el T.L.C, el estadístico de prueba, bajo H_0 cierta, será:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.6}{\sqrt{\frac{0.6*0.4}{900}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1) \ .$$

Pruebas de Hipótesis

Si se considera que $n = 900$ es grande, por el T.L.C, el estadístico de prueba, bajo H_0 cierta, será:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.6}{\sqrt{\frac{0.6*0.4}{900}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1) \, .$$

En este caso $\hat{p} = \frac{570}{900} = \frac{19}{30} \cong 0.633 \, .$

Si se considera que $n = 900$ es grande, por el T.L.C, el estadístico de prueba, bajo H_0 cierta, será:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.6}{\sqrt{\frac{0.6*0.4}{900}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1) \,.$$

En este caso $\hat{p} = \frac{570}{900} = \frac{19}{30} \cong 0.633$. Así $Z_C = 2.04$.

Pruebas de Hipótesis

Si se considera que $n = 900$ es grande, por el T.L.C, el estadístico de prueba, bajo H_0 cierta, será:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.6}{\sqrt{\frac{0.6*0.4}{900}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1)\,.$$

En este caso $\hat{p} = \frac{570}{900} = \frac{19}{30} \cong 0.633$. Así $Z_C = 2.04$. El Valor P para esta prueba se obtiene como: $Vp = P(Z > 2.04) = 0.0207$.

Pruebas de Hipótesis

Si se considera que $n = 900$ es grande, por el T.L.C, el estadístico de prueba, bajo H_0 cierta, será:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.6}{\sqrt{\frac{0.6*0.4}{900}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1) .$$

En este caso $\hat{p} = \frac{570}{900} = \frac{19}{30} \cong 0.633$. Así $Z_C = 2.04$. El Valor P para esta prueba se obtiene como: $Vp = P(Z > 2.04) = 0.0207$. La probabilidad de equivocarse al rechazar H_0 asumiendo que es cierta es pequeña, por lo tanto se rechaza con seguridad y se concluye, que la información muestral indica que la aceptación por el candidato es superior al $60\,\%$, es decir, es 'buena'.

Si se considera que $n = 900$ es grande, por el T.L.C, el estadístico de prueba, bajo H_0 cierta, será:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.6}{\sqrt{\frac{0.6*0.4}{900}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1)\,.$$

En este caso $\hat{p} = \frac{570}{900} = \frac{19}{30} \cong 0.633$. Así $Z_C = 2.04$. El Valor P para esta prueba se obtiene como: $Vp = P(Z > 2.04) = 0.0207$. La probabilidad de equivocarse al rechazar H_0 asumiendo que es cierta es pequeña, por lo tanto se rechaza con seguridad y se concluye, que la información muestral indica que la aceptación por el candidato es superior al $60\,\%$, es decir, es 'buena'.

Ejemplo 100

Un tratamiento tradicional para dejar de fumar a mostrado ser efectivo en el $62\,\%$ de los casos.

Pruebas de Hipótesis

Si se considera que $n = 900$ es grande, por el T.L.C, el estadístico de prueba, bajo H_0 cierta, será:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.6}{\sqrt{\frac{0.6*0.4}{900}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1)\,.$$

En este caso $\hat{p} = \frac{570}{900} = \frac{19}{30} \cong 0.633$. Así $Z_C = 2.04$. El Valor P para esta prueba se obtiene como: $Vp = P(Z > 2.04) = 0.0207$. La probabilidad de equivocarse al rechazar H_0 asumiendo que es cierta es pequeña, por lo tanto se rechaza con seguridad y se concluye, que la información muestral indica que la aceptación por el candidato es superior al $60\,\%$, es decir, es 'buena'.

Ejemplo 100

Un tratamiento tradicional para dejar de fumar a mostrado ser efectivo en el $62\,\%$ de los casos. Se propone un nuevo tratamiento que se cree mejorará dicho porcentaje.

Si se considera que $n = 900$ es grande, por el T.L.C, el estadístico de prueba, bajo H_0 cierta, será:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.6}{\sqrt{\frac{0.6*0.4}{900}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1) \, .$$

En este caso $\hat{p} = \frac{570}{900} = \frac{19}{30} \cong 0.633$. Así $Z_C = 2.04$. El Valor P para esta prueba se obtiene como: $Vp = P(Z > 2.04) = 0.0207$. La probabilidad de equivocarse al rechazar H_0 asumiendo que es cierta es pequeña, por lo tanto se rechaza con seguridad y se concluye, que la información muestral indica que la aceptación por el candidato es superior al $60\,\%$, es decir, es 'buena'.

Ejemplo 100

Un tratamiento tradicional para dejar de fumar a mostrado ser efectivo en el $62\,\%$ de los casos. Se propone un nuevo tratamiento que se cree mejorará dicho porcentaje. Para verificar esto se tiene una muestra de 60 voluntarios que se someten a este tratamiento y 38 de ellos dejan de fumar.

Si se considera que $n = 900$ es grande, por el T.L.C, el estadístico de prueba, bajo H_0 cierta, será:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.6}{\sqrt{\frac{0.6*0.4}{900}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1)\,.$$

En este caso $\hat{p} = \frac{570}{900} = \frac{19}{30} \cong 0.633$. Así $Z_C = 2.04$. El Valor P para esta prueba se obtiene como: $Vp = P(Z > 2.04) = 0.0207$. La probabilidad de equivocarse al rechazar H_0 asumiendo que es cierta es pequeña, por lo tanto se rechaza con seguridad y se concluye, que la información muestral indica que la aceptación por el candidato es superior al $60\,\%$, es decir, es 'buena'.

Ejemplo 100

Un tratamiento tradicional para dejar de fumar a mostrado ser efectivo en el $62\,\%$ de los casos. Se propone un nuevo tratamiento que se cree mejorará dicho porcentaje. Para verificar esto se tiene una muestra de 60 voluntarios que se someten a este tratamiento y 38 de ellos dejan de fumar. ¿Es el nuevo tratamiento más efectivo que el tradicional? Use $\alpha = 0.05$. Calcule además el Valor P de esta prueba.

Pruebas de Hipótesis

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar.

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar. Se tiene que $X \sim bin(60, \, p)$, donde p representa la probabilidad de dejar de fumar con el nuevo tratamiento.

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar. Se tiene que $X \sim bin(60,\, p)$, donde p representa la probabilidad de dejar de fumar con el nuevo tratamiento. Las hipótesis a probar son:

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar. Se tiene que $X \sim bin(60, p)$, donde p representa la probabilidad de dejar de fumar con el nuevo tratamiento. Las hipótesis a probar son:

$$H_0 : p \leq 0.62 \quad vs \quad H_1 : p > 0.62 \ .$$

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar. Se tiene que $X \sim bin(60,\, p)$, donde p representa la probabilidad de dejar de fumar con el nuevo tratamiento. Las hipótesis a probar son:

$$H_0 : p \leq 0.62 \quad vs \quad H_1 : p > 0.62 \ .$$

Bajo H_0 cierta, el T.L.C garantiza que el estadístico de prueba es de la forma:

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar. Se tiene que $X \sim bin(60,\, p)$, donde p representa la probabilidad de dejar de fumar con el nuevo tratamiento. Las hipótesis a probar son:

$$H_0 : p \leq 0.62 \quad vs \quad H_1 : p > 0.62 \ .$$

Bajo H_0 cierta, el T.L.C garantiza que el estadístico de prueba es de la forma:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.62}{\sqrt{\frac{0.62 * 0.38}{60}}} \ \overset{aprox}{\sim} \ n(0, 1) \ .$$

Pruebas de Hipótesis

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar. Se tiene que $X \sim bin(60,\, p)$, donde p representa la probabilidad de dejar de fumar con el nuevo tratamiento. Las hipótesis a probar son:

$$H_0 : p \leq 0.62 \quad vs \quad H_1 : p > 0.62 \;.$$

Bajo H_0 cierta, el T.L.C garantiza que el estadístico de prueba es de la forma:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.62}{\sqrt{\frac{0.62 * 0.38}{60}}} \overset{aprox}{\sim} n(0, 1) \;.$$

De la información muestral se tiene que $\hat{p} = \frac{38}{60} \cong 0.633$.

Pruebas de Hipótesis

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar. Se tiene que $X \sim bin(60,\, p)$, donde p representa la probabilidad de dejar de fumar con el nuevo tratamiento. Las hipótesis a probar son:

$$H_0 : p \leq 0.62 \quad vs \quad H_1 : p > 0.62\ .$$

Bajo H_0 cierta, el T.L.C garantiza que el estadístico de prueba es de la forma:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.62}{\sqrt{\frac{0.62 * 0.38}{60}}} \overset{aprox}{\sim} n(0, 1)\ .$$

De la información muestral se tiene que $\hat{p} = \frac{38}{60} \cong 0.633$. De esta manera se obtiene que $Z_C = 0.213$.

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar. Se tiene que $X \sim bin(60,\, p)$, donde p representa la probabilidad de dejar de fumar con el nuevo tratamiento. Las hipótesis a probar son:

$$H_0 : p \leq 0.62 \quad vs \quad H_1 : p > 0.62 \, .$$

Bajo H_0 cierta, el T.L.C garantiza que el estadístico de prueba es de la forma:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.62}{\sqrt{\frac{0.62*0.38}{60}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1) \, .$$

De la información muestral se tiene que $\hat{p} = \frac{38}{60} \cong 0.633$. De esta manera se obtiene que $Z_C = 0.213$. Para $\alpha = 0.05$, se tiene que $z_{0.05} = 1.645$.

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar. Se tiene que $X \sim bin(60,\, p)$, donde p representa la probabilidad de dejar de fumar con el nuevo tratamiento. Las hipótesis a probar son:

$$H_0 : p \leq 0.62 \quad vs \quad H_1 : p > 0.62 \,.$$

Bajo H_0 cierta, el T.L.C garantiza que el estadístico de prueba es de la forma:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.62}{\sqrt{\frac{0.62 * 0.38}{60}}} \overset{aprox}{\sim} n(0,1) \,.$$

De la información muestral se tiene que $\hat{p} = \frac{38}{60} \cong 0.633$. De esta manera se obtiene que $Z_C = 0.213$. Para $\alpha = 0.05$, se tiene que $z_{0.05} = 1.645$. La región de rechazo está dada por $R.C = \{\, Z_C \,|\, Z_C > 1.645 \,\}$.

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar. Se tiene que $X \sim bin(60,\, p)$, donde p representa la probabilidad de dejar de fumar con el nuevo tratamiento. Las hipótesis a probar son:

$$H_0 : p \leq 0.62 \quad vs \quad H_1 : p > 0.62 \; .$$

Bajo H_0 cierta, el T.L.C garantiza que el estadístico de prueba es de la forma:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.62}{\sqrt{\frac{0.62*0.38}{60}}} \overset{aprox}{\sim} n(0, 1) \; .$$

De la información muestral se tiene que $\hat{p} = \frac{38}{60} \cong 0.633$. De esta manera se obtiene que $Z_C = 0.213$. Para $\alpha = 0.05$, se tiene que $z_{0.05} = 1.645$. La región de rechazo está dada por $R.C = \{\, Z_C \,|\, Z_C > 1.645 \,\}$. Observe que $Z_C < 1.645$, por lo tanto no se puede rechazar H_0 , lo que permite concluir que la información recolectada no es suficiente para decidir que el nuevo tratamiento es mejor que el tradicional.

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar. Se tiene que $X \sim bin(60,\, p)$, donde p representa la probabilidad de dejar de fumar con el nuevo tratamiento. Las hipótesis a probar son:

$$H_0 : p \leq 0.62 \quad vs \quad H_1 : p > 0.62 \; .$$

Bajo H_0 cierta, el T.L.C garantiza que el estadístico de prueba es de la forma:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.62}{\sqrt{\frac{0.62 * 0.38}{60}}} \overset{aprox}{\sim} n(0, 1) \; .$$

De la información muestral se tiene que $\hat{p} = \frac{38}{60} \cong 0.633$. De esta manera se obtiene que $Z_C = 0.213$. Para $\alpha = 0.05$, se tiene que $z_{0.05} = 1.645$. La región de rechazo está dada por $R.C = \{\, Z_C \,|\, Z_C > 1.645 \,\}$. Observe que $Z_C < 1.645$, por lo tanto no se puede rechazar H_0 , lo que permite concluir que la información recolectada no es suficiente para decidir que el nuevo tratamiento es mejor que el tradicional. Se concluye que el nuevo tratamiento podría ser igual o menos efectivo que el tradicional.

Pruebas de Hipótesis

Solución

Sea X la variable aleatoria que representa el número de personas sometidas al nuevo tratamiento que dejan de fumar. Se tiene que $X \sim bin(60,\, p)$, donde p representa la probabilidad de dejar de fumar con el nuevo tratamiento. Las hipótesis a probar son:

$$H_0 : p \leq 0.62 \quad vs \quad H_1 : p > 0.62 \ .$$

Bajo H_0 cierta, el T.L.C garantiza que el estadístico de prueba es de la forma:

$$Z_C = \frac{\hat{p} - 0.62}{\sqrt{\frac{0.62*0.38}{60}}} \ \overset{aprox}{\sim} \ n(0,1) \ .$$

De la información muestral se tiene que $\hat{p} = \frac{38}{60} \cong 0.633$. De esta manera se obtiene que $Z_C = 0.213$. Para $\alpha = 0.05$, se tiene que $z_{0.05} = 1.645$. La región de rechazo está dada por $R.C = \{\, Z_C \,|\, Z_C > 1.645 \,\}$. Observe que $Z_C < 1.645$, por lo tanto no se puede rechazar H_0, lo que permite concluir que la información recolectada no es suficiente para decidir que el nuevo tratamiento es mejor que el tradicional. Se concluye que el nuevo tratamiento podría ser igual o menos efectivo que el tradicional. Observe que $Vp = P(Z > 0.213) = 0.4157$, el cual es un valor grande e indicaría que H_0 no debe rechazarse.