

# Introducción a la inferencia estadística

J. Eduardo Gamboa U.

27/10/2025

## Contents

<b>1</b>	<b>Introducción</b>	<b>2</b>
<b>2</b>	<b>Estimación</b>	<b>2</b>
2.1	Estimación puntual . . . . .	2
2.2	Estimación por intervalos de confianza . . . . .	3
2.3	Intervalo de confianza para la media . . . . .	3
2.4	Intervalo de confianza para la variancia . . . . .	5
2.5	Intervalo de confianza para la proporción . . . . .	6
<b>3</b>	<b>Pruebas de hipótesis</b>	<b>7</b>
3.1	Hipótesis . . . . .	7
3.2	Tipos de hipótesis estadísticas . . . . .	7
3.3	Prueba de hipótesis . . . . .	7
3.4	Tipos de pruebas de hipótesis . . . . .	7
3.5	Aplicaciones . . . . .	8
3.6	Ejercicio . . . . .	14

# 1 Introducción

- ¿Qué es la inferencia estadística?
- ¿Por qué es importante?

## 2 Estimación

### 2.1 Estimación puntual

Sea  $X_1, \dots, X_n$  una muestra de tamaño  $n$  de una población con parámetro  $\theta$ . Se denomina estimador puntual de  $\theta$  a cualquier estadístico  $\hat{\Theta} = h(X_1, \dots, X_n)$  cuyo valor  $\hat{\theta} = h(x_1, \dots, x_n)$  dará una estimación puntual de  $\theta$ . En este caso,  $\Theta$  es una variable aleatoria y  $\hat{\theta}$  es un número.

Estimador puntual de la media:

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

Estimador puntual de la variancia:

$$\hat{\sigma}^2 = s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n - 1}$$

Estimador puntual de la proporción:

$$\hat{\pi} = p = \frac{\text{Número de éxitos}}{n}$$

#### 2.1.1 Ejemplo

En una población de madres adolescentes, la talla (en metros) sigue una distribución con media  $\mu$  y variancia  $\sigma^2$ . Se extrae una muestra aleatoria 8 madres adolescentes, obteniendo las siguientes medidas de talla: 1.50, 1.60, 1.58, 1.45, 1.52, 1.68, 1.62, 1.55. Halle un estimador puntual para la media, la varianza y la desviación estándar poblacionales, así como la proporción de madres adolescentes que mide más de 1.59 m.

```
talla = c(1.50, 1.60, 1.58, 1.45, 1.52, 1.68, 1.62, 1.55)
talla |> mean()
```

```
## [1] 1.5625
```

```
talla |> var()
```

```
## [1] 0.005335714
```

```
talla |> sd()
```

```
## [1] 0.07304597
```

```
(talla>1.59) |> mean()
```

```
## [1] 0.375
```

## 2.2 Estimación por intervalos de confianza

Sea  $X_1, \dots, X_n$  una muestra aleatoria de tamaño  $n$  de una población con parámetro  $\theta$ , cuyos valores observados o datos respectivos son  $x_1, \dots, x_n$ .

Sea  $a = h_1(x_1, \dots, x_n)$  y  $b = h_2(x_1, \dots, x_n)$ , valores numéricos calculados a partir de los datos de la muestra.

Entonces se dice que el intervalo  $[a, b]$  tiene un nivel de confianza del  $(1 - \alpha) \times 100\%$  de contener el parámetro  $\theta$ , o que  $\theta \in [a, b]$  con un nivel de confianza del  $(1 - \alpha) \times 100\%$ .

**Interpretación:** Con un nivel de confianza del  $(1 - \alpha) \times 100\%$ , se estima que el parámetro  $\theta$  está contenido en el intervalo  $[a, b]$ .

## 2.3 Intervalo de confianza para la media

Si  $X_1, \dots, X_n$  es una muestra aleatoria de una población normal con media  $\mu$  y  $\sigma^2$  conocida, el intervalo con un nivel de confianza del  $(1 - \alpha) \times 100\%$  para la media  $\mu$  se obtiene mediante:

$$\left( \bar{X} - Z_{(1-\alpha/2)} \frac{s}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + Z_{(1-\alpha/2)} \frac{s}{\sqrt{n}} \right)$$

Si  $\sigma^2$  es desconocida, el intervalo con un nivel de confianza del  $(1 - \alpha) \times 100\%$  para la media  $\mu$  se obtiene mediante:

$$\left( \bar{X} - t_{(1-\alpha/2; n-1)} \frac{s}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + t_{(1-\alpha/2; n-1)} \frac{s}{\sqrt{n}} \right)$$

### 2.3.1 Ejemplo

En un estudio sobre hábitos de hidratación, se registró el consumo diario de agua en litros de 16 personas seleccionadas aleatoriamente en una comunidad. La cantidad de agua ingerida es un factor clave para la salud y el bienestar, y este análisis busca conocer la variabilidad en los patrones de hidratación.

2.75	2.43	1.59	2.82
3.26	2.38	1.79	2.08
3.29	2.88	2.27	2.72
2.62	1.54	1.64	2.22

- a. Suponiendo que  $\sigma$  es conocida,  $\sigma = 0.5$

Con datos en bruto

```
agua = c(2.75, 2.43, 1.59, 2.82, 3.26, 2.38, 1.79, 2.08, 3.29, 2.88,  
         2.27, 2.72, 2.62, 1.54, 1.64, 2.22)
```

```
media = agua |> mean()  
sigma = 0.5  
n      = agua |> length()  
conf   = 0.95  
z       = qnorm((1+conf)/2)  
LI      = media - z*sigma/sqrt(n)
```

```
LS      = media + z*sigma/sqrt(n)
c(LI,LS)
```

```
## [1] 2.147505 2.637495
```

Con datos resumidos:

```
library(BSDA)
zsum.test(mean.x = media, sigma.x = sigma, n.x = n, conf.level = conf)
```

```
##
## One-sample z-Test
##
## data: Summarized x
## z = 19.14, p-value < 2.2e-16
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## 2.147505 2.637495
## sample estimates:
## mean of x
## 2.3925
```

Con un nivel de confianza del 95%, se estima que el consumo medio diario de agua está contenido en el intervalo [2.15, 2.64] litros.

b. Suponiendo que  $\sigma$  es desconocida

```
agua = c(2.75, 2.43, 1.59, 2.82, 3.26, 2.38, 1.79, 2.08, 3.29, 2.88, 2.27,
         2.72, 2.62, 1.54, 1.64, 2.22)
media = agua |> mean()
s      = agua |> sd()
n      = agua |> length()
conf   = 0.95
vt     = qt((1+conf)/2, n-1)
LI     = media - vt*s/sqrt(n)
LS     = media + vt*s/sqrt(n)
c(LI,LS)
```

```
## [1] 2.093929 2.691071
```

```
agua |> t.test(conf.level = 0.95)
```

```
##
## One Sample t-test
##
## data: agua
## t = 17.08, df = 15, p-value = 3.065e-11
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## 2.093929 2.691071
## sample estimates:
```

```
## mean of x
##      2.3925
```

Con un nivel de confianza del 95%, se estima que el consumo medio diario de agua está contenido en el intervalo [2.09, 2.69] litros.

## 2.4 Intervalo de confianza para la variancia

Si  $X_1, \dots, X_n$  es una muestra aleatoria de una población normal con  $\mu$  y  $\sigma^2$  desconocida, el intervalo con un nivel de confianza del  $(1 - \alpha) \times 100\%$  para la variancia  $\sigma^2$  se obtiene mediante

$$\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{(1-\alpha/2; n-1)}} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{(\alpha/2; n-1)}}$$

**Interpretación:** Con un nivel de confianza del  $(1 - \alpha) \times 100\%$ , se estima que la variancia poblacional  $\sigma^2$  esté contenida en el intervalo  $[a, b]$ .

Si se desea obtener los límites de confianza para la desviación estándar se obtiene la raíz cuadrada en la expresión anterior obteniéndose:

$$\sqrt{\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{(1-\alpha/2; n-1)}}} \leq \sigma \leq \sqrt{\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{(\alpha/2; n-1)}}}$$

### 2.4.1 Ejemplo (cont.)

```
agua = c(2.75, 2.43, 1.59, 2.82, 3.26, 2.38, 1.79, 2.08, 3.29, 2.88,
         2.27, 2.72, 2.62, 1.54, 1.64, 2.22)
```

```
varian = agua |> var()
n       = agua |> length()
conf    = 0.95
chi1    = qchisq((1-conf)/2, n-1)
chi2    = qchisq((1+conf)/2, n-1)
LI      = (n-1)*varian/chi2
LS      = (n-1)*varian/chi1
c(LI, LS)
```

```
## [1] 0.1713196 0.7520275
```

```
library(EnvStats)
varTest(agua, conf.level = 0.95)$conf.int |> as.numeric()
```

```
## [1] 0.1713196 0.7520275
```

Con un nivel de confianza del 95%, se estima que la varianza del consumo diario de agua está contenida en el intervalo [0.17, 0.75] litros<sup>2</sup>.

```
varTest(agua, conf.level = 0.95)$conf.int |> sqrt() |> as.numeric()
```

```
## [1] 0.4139077 0.8671952
```

Con un nivel de confianza del 95%, se estima que la desviación estándar del consumo diario de agua está contenida en el intervalo [0.41, 0.87] litros.

## 2.5 Intervalo de confianza para la proporción

Si  $X_1, \dots, X_n$  es una muestra aleatoria donde cada  $X_i$  indica la presencia (1) o ausencia (0) de una característica y  $n > 30$ , el intervalo con un nivel de confianza del  $(1 - \alpha) \times 100\%$  para la proporción  $\pi$  se obtiene mediante

$$p - Z_{(1-\alpha/2)} \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \leq \pi \leq p + Z_{(1-\alpha/2)} \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

### 2.5.1 Ejemplo

Una organización de salud realizó una encuesta en una comunidad para conocer la proporción de personas que consumen agua filtrada en sus hogares. Se entrevistó a 150 personas, registrando si consumen (1) o no consumen (0) agua filtrada. En total, 103 personas indicaron que sí consumen agua filtrada.

```
# Caso 1
# Intervalo bajo la aproximación de Wald
# Para valores grandes de n o proporciones lejanas a 0 o 1
p    = 103/150
n    = 150
conf = 0.95
z    = qnorm((1 + conf)/2)
LI   = p - z*sqrt(p*(1-p)/n)
LS   = p + z*sqrt(p*(1-p)/n)
c(LI,LS)

## [1] 0.6124368 0.7608965

# Caso 2
# Intervalo de Wilson sin corrección de Yates (n grande)
prop.test(x = 103, n = 150, conf.level = 0.95, correct = FALSE)$conf.int |>
  as.numeric()

## [1] 0.6085602 0.7554509

# Caso 3
# Intervalo de Wilson con corrección de Yates (n pequeño)
# Más conservador que su versión sin corrección
prop.test(x = 103, n = 150, conf.level = 0.95, correct = TRUE)$conf.int |>
  as.numeric()

## [1] 0.6051060 0.7584926

# Caso 4
# Intervalo exacto de Clopper-Pearson (n pequeño o proporciones cercanas a 0 o 1)
# Suele ser el más amplio
binom.test(x = 103, n = 150, conf.level = 0.95)$conf.int |>
  as.numeric()

## [1] 0.6059383 0.7598481
```

## 3 Pruebas de hipótesis

### 3.1 Hipótesis

Una hipótesis estadística es una afirmación sobre la distribución de probabilidad de una población o sobre el valor o valores de uno o más parámetros, como la media ( $\mu$ ), la variancia ( $\sigma^2$ ) o la proporción ( $\pi$ ).

Esta afirmación debe estar basada en la comprensión del fenómeno y sus variables. Una buena hipótesis permite hacer predicciones específicas y, si es rechazada, ayuda a revelar la complejidad del fenómeno.

### 3.2 Tipos de hipótesis estadísticas

**Hipótesis nula** ( $H_0$  o  $H_p$ ): Es la hipótesis que es aceptada provisionalmente como verdadera y cuya validez será sometida a verificación experimental. Los resultados experimentales nos permitirán seguir aceptándola como verdadera o si debemos rechazarla como tal.

**Hipótesis alterna** ( $H_1$  o  $H_a$ ): Es la hipótesis que se acepta en caso de que la hipótesis nula sea rechazada. La  $H_1$  es la suposición contraria a  $H_0$ .

### 3.3 Prueba de hipótesis

Una prueba de hipótesis es un proceso estructurado para tomar decisiones basadas en datos. Se fundamenta en el método hipotético-deductivo, donde las hipótesis se contrastan con la evidencia en lugar de verificarse directamente.

Una prueba de hipótesis estadística es el proceso mediante el cual se toma la decisión de aceptar o rechazar la hipótesis nula. El proceso de prueba de hipótesis determina si se rechaza o no  $H_0$ , pero **no se prueba su veracidad absoluta**.

Plantear hipótesis **antes del análisis de datos** (hipótesis a priori) mejora la solidez del estudio, enfocando la prueba en relaciones específicas y reduciendo sesgos.

### 3.4 Tipos de pruebas de hipótesis

En principio, se pueden formular hasta tres tipos de prueba, la cual dependerá de la forma de la hipótesis alterna que se plantee en el estudio:

Hipótesis unilateral con cola a la derecha	Hipótesis bilateral o de dos colas	Hipótesis unilateral con cola a la izquierda
$H_0 : \theta \leq \theta_0$ $H_1 : \theta > \theta_0$	$H_0 : \theta = \theta_0$ $H_1 : \theta \neq \theta_0$	$H_0 : \theta \geq \theta_0$ $H_1 : \theta < \theta_0$

donde  $\theta$  es el parámetro de interés a probarse, pudiendo ser  $\mu$ ,  $\sigma^2$ ,  $\pi$  (o algún otro que, por cuestiones de tiempo y/o complejidad no es abordado en el curso), y  $\theta_0$  es el valor o los valores supuestos que puede tomar el parámetro.

### 3.5 Aplicaciones

Una empresa de manufactura especializada en la producción de componentes electrónicos ha decidido evaluar el desempeño de dos equipos de trabajo en su planta principal. La gerencia está interesada en analizar la productividad y la calidad de los productos generados por cada equipo con el fin de mejorar la eficiencia operativa y reducir costos.

Los directivos han identificado diferencias percibidas en los tiempos de producción, costos y tasas de defectos entre los equipos. Sin embargo, antes de tomar decisiones estratégicas, desean realizar un análisis estadístico riguroso para determinar si estas diferencias son significativas o si podrían deberse al azar.

Se ha tomado una muestra aleatoria de los tiempos de producción (en minutos), costos de producción (en dólares) y tasas de defectos (1 = producto defectuoso, 0 = producto correcto) de dos equipos de trabajo en la planta. Los datos están disponibles en el archivo **Produccion.csv**.

#### 3.5.1 Aplicación 1

La gerencia de producción ha establecido que, para mantener la competitividad en el mercado, el tiempo promedio de producción por unidad debe ser de 45 minutos o menos. Sin embargo, han recibido reportes de que alguno de los equipos podría estar tardando más de lo esperado, lo que afectaría los tiempos de entrega y la satisfacción del cliente.

```
datos = read.csv('Produccion.csv')
datos |> head(22)
```

##	Grupo	Tiempo	Costo	Defectuoso
## 1	Equipo 1	47.5	22.71	0
## 2	Equipo 1	44.3	19.86	0
## 3	Equipo 1	48.2	22.01	0
## 4	Equipo 1	52.6	20.72	0
## 5	Equipo 1	43.8	18.71	0
## 6	Equipo 1	43.8	20.72	0
## 7	Equipo 1	52.9	23.08	0
## 8	Equipo 1	48.8	19.93	0
## 9	Equipo 1	42.7	23.13	1
## 10	Equipo 1	47.7	14.76	0
## 11	Equipo 1	42.7	21.64	0
## 12	Equipo 1	42.7	20.17	0
## 13	Equipo 1	46.2	19.40	0
## 14	Equipo 1	35.4	20.18	0
## 15	Equipo 1	36.4	16.02	0
## 16	Equipo 1	42.2	19.56	0
## 17	Equipo 1	39.9	20.71	0
## 18	Equipo 1	46.6	22.96	0
## 19	Equipo 1	40.5	18.96	0
## 20	Equipo 1	37.9	18.38	0
## 21	Equipo 1	52.3	19.00	0
## 22	Equipo 1	43.9	21.83	0



```
library(dplyr)
```

¿Los equipos realmente están cumpliendo con el estándar de 45 minutos, o en alguno (o ambos) los tiempos son mayores y se requiere una intervención?

$$H_0 : \mu \leq 45 \quad H_1 : \mu > 45 \quad \alpha = 0.05$$

```
datos |>
  filter(Grupo == "Equipo 1") |>
  pull(Tiempo) |>
  t.test(alternative = "greater", mu = 45)

##
## One Sample t-test
##
## data:  pull(filter(datos, Grupo == "Equipo 1"), Tiempo)
## t = -1.1487, df = 29, p-value = 0.87
## alternative hypothesis: true mean is greater than 45
## 95 percent confidence interval:
##  42.66133      Inf
## sample estimates:
## mean of x
##  44.05667
```

No se rechaza  $H_0$ , ya que  $pv > \alpha$

```
datos |>
  filter(Grupo == "Equipo 2") |>
  pull(Tiempo) |>
  t.test(alternative = "greater", mu = 45)

##
## One Sample t-test
##
## data:  pull(filter(datos, Grupo == "Equipo 2"), Tiempo)
## t = 2.17, df = 34, p-value = 0.01855
## alternative hypothesis: true mean is greater than 45
## 95 percent confidence interval:
##  45.44277      Inf
## sample estimates:
## mean of x
##  47.00571
```

Se rechaza  $H_0$ , ya que  $pv < \alpha$  ¿Cuál es la respuesta a la problemática planteada?

### 3.5.2 Aplicación 2

La gerencia ha establecido que la desviación estándar debe ser menor a 3 dólares para ser considerada aceptable. Sin embargo, hay indicios de que el equipo 2 está experimentando una variabilidad en costos fuera de lo esperado, lo que puede afectar la planificación financiera y el control de presupuesto. Verificar esta afirmación.

$$H_0 : \sigma^2 \geq 9 \quad H_1 : \sigma^2 < 9 \quad \alpha = 0.05$$

```
library(EnvStats)
datos |>
  filter(Grupo == "Equipo 2") |>
  pull(Costo) |>
  varTest(alternative = "less", sigma.squared = 9)
```

Decisión: ...

Conclusión: ...

### 3.5.3 Aplicación 3

La empresa de manufactura tiene un estándar de calidad que establece que el porcentaje de productos defectuosos debe ser menor al 3%. Sin embargo, hay sospechas de que se podría estar generando una tasa de defectos diferente a la esperada, lo que podría afectar la satisfacción del cliente y aumentar los costos de reproceso.

$$H_0 : \pi \geq 0.03 \quad H_1 : \pi < 0.03 \quad \alpha = 0.05$$

```
datos |> nrow() -> n
datos |> filter(Defectuoso == 1) |> nrow() -> x
prop.test(x, n, p = 0.03, alternative = "less", correct = FALSE)
```

```
## Warning in prop.test(x, n, p = 0.03, alternative = "less", correct = FALSE):
## Chi-squared approximation may be incorrect
```

```
##
## 1-sample proportions test without continuity correction
##
## data:  x out of n, null probability 0.03
## X-squared = 0.58287, df = 1, p-value = 0.7774
## alternative hypothesis: true p is less than 0.03
## 95 percent confidence interval:
##  0.0000000 0.1099856
## sample estimates:
##           p
## 0.04615385
```

Decisión: ...

Conclusión: ...

### 3.5.4 Aplicación 4

En la empresa de manufactura, ambos equipos de producción que fabrican el mismo producto. La gerencia de calidad ha detectado que uno de los equipos podría estar generando más productos defectuosos que el otro, lo que podría afectar la rentabilidad y la satisfacción del cliente.

¿Existe una diferencia significativa en la tasa de defectos entre los dos equipos o las diferencias muestrales se deben al azar?

$$H_0 : \pi_1 - \pi_2 = 0 \quad H_1 : \pi_1 - \pi_2 \neq 0 \quad \alpha = 0.05$$

```
datos |> group_by(Grupo) |> count(Defectuoso) |>
  filter(Defectuoso == 1) |> pull(n) -> x
```

x

```
## [1] 1 2
```

```
datos |> count(Grupo) |>
  pull(n) -> n
```

n

```
## [1] 30 35
```

```
prop.test(x, n, alternative = "two.sided")
```

```
## Warning in prop.test(x, n, alternative = "two.sided"): Chi-squared
## approximation may be incorrect
```

```
##
```

```
## 2-sample test for equality of proportions with continuity correction
```

```
##
```

```
## data: x out of n
```

```
## X-squared = 8.8709e-31, df = 1, p-value = 1
```

```
## alternative hypothesis: two.sided
```

```
## 95 percent confidence interval:
```

```
## -0.1478158 0.1001968
```

```
## sample estimates:
```

```
## prop 1 prop 2
```

```
## 0.03333333 0.05714286
```

Decisión: No se rechaza  $H_0$

Conclusión: ...

### 3.5.5 Aplicación 5

Existen indicios de que uno de los equipos podría estar tardando más en completar sus tareas, lo que impactaría la eficiencia y los tiempos de entrega. ¿El tiempo promedio de producción por unidad es el mismo en ambos equipos, o hay una diferencia significativa?

Primero se verificará si las varianzas son iguales

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \quad H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1 \quad \alpha = 0.05$$

```
var.test(Tiempo ~ Grupo, datos, alternative = "two.sided")

##
## F test to compare two variances
##
## data:  Tiempo by Grupo
## F = 0.67659, num df = 29, denom df = 34, p-value = 0.2865
## alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
## 95 percent confidence interval:
##  0.3348314 1.3952971
## sample estimates:
## ratio of variances
##          0.6765865

tiempo1 <- datos |> filter(Grupo == "Equipo 1") |> pull(Tiempo)
tiempo2 <- datos |> filter(Grupo == "Equipo 2") |> pull(Tiempo)
var.test(tiempo1, tiempo2, alternative = "two.sided")

##
## F test to compare two variances
##
## data:  tiempo1 and tiempo2
## F = 0.67659, num df = 29, denom df = 34, p-value = 0.2865
## alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
## 95 percent confidence interval:
##  0.3348314 1.3952971
## sample estimates:
## ratio of variances
##          0.6765865
```

No se rechaza  $H_0$  ya que  $pv > \alpha$ , por lo tanto las varianzas son homogéneas.

Ahora, se prueba la diferencia de medias considerando que las varianzas son homogéneas:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0 \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0 \quad \alpha = 0.05$$

```
t.test(Tiempo ~ Grupo, datos, alternative = "two.sided", var.equal = TRUE)
```

```
##
## Two Sample t-test
##
## data: Tiempo by Grupo
## t = -2.3495, df = 63, p-value = 0.02195
## alternative hypothesis: true difference in means between group Equipo 1 and group Equipo 2
## 95 percent confidence interval:
## -5.4573575 -0.4407378
## sample estimates:
## mean in group Equipo 1 mean in group Equipo 2
## 44.05667 47.00571
```

```
tiempo1 <- datos |> filter(Grupo == "Equipo 1") |> pull(Tiempo)
tiempo2 <- datos |> filter(Grupo == "Equipo 2") |> pull(Tiempo)
t.test(tiempo1, tiempo2, alternative = "two.sided", var.equal = TRUE)
```

```
##
## Two Sample t-test
##
## data: tiempo1 and tiempo2
## t = -2.3495, df = 63, p-value = 0.02195
## alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## -5.4573575 -0.4407378
## sample estimates:
## mean of x mean of y
## 44.05667 47.00571
```

Se rechaza  $H_0$ , ya que  $pv < \alpha$ , lo que indica que hay diferencias significativas entre los tiempos promedio de producción de los equipos.

### 3.6 Ejercicio

Una empresa de logística busca mejorar la eficiencia de su operación y ha identificado dos centros de distribución que manejan envíos a distintas regiones. La gerencia ha recibido reportes sobre diferencias en los tiempos de entrega, costos de distribución y la cantidad de paquetes entregados con demora entre los centros. Antes de tomar decisiones estratégicas, desean realizar un análisis estadístico riguroso para determinar si estas diferencias son significativas o si pueden atribuirse al azar.

Se ha tomado una muestra aleatoria de los tiempos de entrega (en horas), costos de distribución (en dólares) y registros de entregas tardías (1 = entrega tardía, 0 = entrega a tiempo) en cada centro de distribución.

Los datos están disponibles en el archivo Logistica.csv.

1. La empresa ha establecido que el tiempo promedio de entrega debe ser menor a 24 horas para cumplir con los estándares de servicio. Sin embargo, hay sospechas de que el centro 1 no está cumpliendo esta especificación, lo que podría generar retrasos en la entrega.
2. La empresa busca mantener estabilidad en los costos de distribución. Se ha establecido que la desviación estándar no debe ser mayor a 2 dólares. Hay indicios de que el centro 2 tiene costos con alta variabilidad. Verifique esta afirmación.
3. La empresa establece que la tasa máxima aceptable de entregas tardías es del 6%. Se sospecha que uno de los centros está superando esta tasa, lo que afectaría la percepción del servicio por parte de los clientes.
4. ¿Existe una diferencia significativa en la tasa de entregas tardías entre los dos centros, o las diferencias observadas son solo aleatorias?
5. ¿El tiempo promedio de entrega en el centro 1 es más de 3 horas mayor que en el otro, o la diferencia observada es solo variabilidad aleatoria?