

# Aplicaciones shiny para apoyar los procesos de aprendizaje de pruebas de hipótesis (título tentativo a mejorar)

#### Título en inglés shorttitle

Freddy Hernández Barajas<sup>a</sup> fhernanb@unal.edu.co

Olga Cecilia Usuga Manco<sup>b</sup> olga.usuga@udea.edu.co

Santiago Humberto Londoño Restrepo<sup>c</sup> slondono@coruniamericana.edu.co

#### Resumen

Resumen del artículo. A cargo de Olga y Freddy.

Palabras clave: Palabras claves.

#### Abstract

Resumen en inglés. A cargo de Olga y Freddy.

Keywords: Palabras claves en inglés.

## 1. Introducción

A cargo de Olga.

# 2. Pruebas de hipótesis

Bla bla bla.

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup>Profesor asistente, Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín.

<sup>&</sup>lt;sup>b</sup>Profesora asociada, Universidad de Antioquia, Medellín.

<sup>&</sup>lt;sup>c</sup>Profesor de Ingeniería , Corporación Universitaria Americana.

## 2.1. Prueba de hipótesis para la varianza

Suponga que se tiene una muestra aleatoria  $x_1, x_2, \ldots, x_n$  proveniente de una población normal. Se desea estudiar la hipótesis nula  $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$  y se sospecha que la varianza  $\sigma^2$  podría estar en alguna de las siguientes situaciones (hipótesis alterna):

- 1.  $H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$ 2.  $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$ 3.  $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$

El estadístico para realizar la prueba es:

$$\chi_0^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2},$$

donde s desviación estándar muestral. Bajo la suposición de que  $H_0$  es verdadera,  $\chi_0^2$  tiene distribución  $\chi^2$  con n-1 grados de libertad (Montgomery & Runger 2003).

## 2.2. Prueba de hipótesis para la media

Suponga que se tiene una muestra aleatoria  $x_1, x_2, \ldots, x_n$  proveniente de una población normal. Se quiere estudiar la hipótesis nula  $H_0: \mu = \mu_0$  y se sospecha que la media  $\mu$  podría estar en alguna de las siguientes situaciones (hipótesis alterna):

- 1.  $H_1: \mu < \mu_0$
- 2.  $H_1: \mu \neq \mu_0$
- 3.  $H_1: \mu > \mu_0$

El estadístico para realizar la prueba es:

$$t_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s / \sqrt{n}},$$

donde  $\bar{x}$  y sson la media y desviación estándar muestrales respectivamente. Bajo la suposición de que  $H_0$  es verdadera, el estadístico  $t_0$  tiene distribución t-student con n - 1 grados de libertad (Walpole et al. 2012).

Si se dá el caso en que la muestra aleatoria no proviene de una población normal pero se cumple que  $n \geq 40$ , entonces en virtud del Teorema del Límite Central, el estadístico para realizar la prueba es:

$$z_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}},$$

y en esta situación el estadístico  $z_0$  tiene una distribución N(0,1).

En cualquiera de los casos, la hipótesis nula  $H_0$  se rechaza si el valor-P es menor que el nivel de significancia fijado previamente por el analista.

Comunicaciones en Estadística, diciembre 2014, Vol. 7, No. 2

## 2.3. Prueba de hipótesis para la proporcion

A cargo de Olga.

#### 2.4. Prueba de hipótesis para el cociente de varianzas

Suponga que se tienen dos muestras aleatorias que provienen de poblaciones normales así:

- $n_1$  observaciones  $x_{11}, x_{12}, \ldots, x_{1,n_1}$  de una población I con varianza  $\sigma_1^2$ ,
- $n_2$  observaciones  $x_{21}, x_{22}, \ldots, x_{2,n_2}$  de una población II con varianza  $\sigma_2^2$ ,
- ambas muestras son independientes entre sí.

Se quiere estudiar la hipótesis nula  $H_0: \sigma_1^2/\sigma_2^2 = 1$  y se sospecha que el cociente de varianzas  $\sigma_1^2/\sigma_2^2$  podría estar en alguna de las siguientes situaciones (hipótesis alterna):

- $\begin{aligned} &1. \ \, H_1:\sigma_1^2/\sigma_2^2<1\\ &2. \ \, H_1:\sigma_1^2/\sigma_2^2\neq1\\ &3. \ \, H_1:\sigma_1^2/\sigma_2^2>1 \end{aligned}$

El estadístico para realizar la prueba es:

$$f_0 = \frac{s_1^2}{s_1^2},$$

donde  $s_1^2$  y  $s_2^2$  son las varianzas muestrales de las poblaciones I y II respectivamente. El estadístico  $f_0$ , bajo la suposición de que  $H_0$  es verdadera, tiene distribución fcon  $n_1 - 1$  grados de libertad en el numerador y  $n_2 - 1$  grados de libertad en el denominador (Devore 2016).

En esta prueba, al no rechazar la hipótesis nula  $H_0$ , se concluye que  $\sigma_1^2/\sigma_2^2=1$ lo que implica en términos prácticos que  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ , es decir que las varianzas poblacionales se pueden considerar iguales.

#### 2.5. Prueba de hipótesis para la diferencia de medias

Suponga que se tienen dos muestras aleatorias que provienen de poblaciones normales así:

- $n_1$  observaciones  $x_{11}, x_{12}, \ldots, x_{1,n_1}$  de una población I con media  $\mu_1$  y va-
- $\blacksquare$   $n_2$ observaciones  $x_{21},x_{22},\ldots,x_{2,n2}$  de una población II con media  $\mu_2$  y varianza  $\sigma_2^2$ ,
- ambas muestras son independientes entre sí.

Se quiere estudiar la hipótesis nula  $H_0: \mu_1 - \mu_2 = \delta_0$  y se sospecha que la diferencia de medias  $\mu_1 - \mu_2$  podría estar en alguna de las siguientes situaciones (hipótesis alterna):

118Freddy Hernández Barajas, Olga Cecilia Usuga Manco & Santiago Humberto Londoño Restrepo

- 1.  $H_1: \mu_1 \mu_2 < \delta_0$ 2.  $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq \delta_0$
- 3.  $H_1: \mu_1 \mu_2 > \delta_0$

Para realizar esta prueba de hipótesis se deben diferenciar dos casos, uno en el que las varianzas son iguales y otro caso en el que las varianzas son diferentes, esto se puede chequear utilizando la prueba descrita en la sección 2.4 del presente artículo. Para cada uno de los casos descritos hay un estadístico de prueba y una distribución del estadístico, a continuación se presentan los dos casos en detalle.

## **2.5.1.** Caso 1: varianzas poblacionales iguales $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$

En este caso el estadístico para realizar la prueba es:

$$t_0 = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - \delta_0}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}},$$

donde  $\bar{x}_1$  y  $\bar{x}_2$  son las medias muestrales de las poblaciones I y II respectivamente, la cantidad  $S_p^2$  es una varianza combinada y se calcula como:

$$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2},$$

donde  $s_1^2$  y  $s_2^2$  son las varianzas muestrales de las poblaciones I y II respectivamente.

En este caso el estadístico  $t_0$ , bajo la suposición de que  $H_0$  es verdadera, tiene distribución t-student con  $n_1 + n_2 - 2$  grados de libertad (Walpole et al. 2012).

## 2.5.2. Caso 2: varianzas poblacionales diferentes $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

En este caso el estadístico para realizar la prueba es

$$t_0 = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - \delta_0}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$$

En este caso el estadístico  $t_0$ , bajo la suposición de que  $H_0$  es verdadera, tiene distribución t-student con v grados de libertad (Walpole et al. 2012), en donde v se calcula como:

$$v = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{(s_1^2/n_1)^2}{n_1 - 1} + \frac{(s_2^2/n_2)^2}{n_2 - 1}}$$

## 2.6. Prueba de hipótesis para la diferencia de proporciones

A cargo de Olga.

Comunicaciones en Estadística, diciembre 2014, Vol. 7, No. 2

# 3. Paquete shiny

#### A cargo de Santiago.

La idea es que aquí se hable de los orígenes del paquete shiny, las partes de una aplicación y otras generalidades. La idea es que el lector tenga un panorama muy general de una aplicación, no que aprenda a construir una.

Se puede aquí referenciar la página de shiny en la cual se muestran tutoriales y la galeria:

https://shiny.rstudio.com/tutorial/ https://shiny.rstudio.com/gallery/

## 4. Aplicaciones shiny creadas

#### A cargo de Santiago.

En esta sección se debe explicar el sitio donde están disponibles las aplicaciones, se podría colocar una imagen de una de las aplicaciones y explicar con detalle todas las partes y los cuidados que se deben tener. Podría ser una de las app de dos poblaciones, varianzas o medias.

Se debe explicar que la aplicación puede recibir varios tipos de bases de datos (.csv, con espacios, etc).

# 5. Material de apoyo para los docentes

A cargo de Olga y Freddy.

### 6. Conclusiones

Recibido: Aceptado:

## Referencias

Devore, J. L. (2016), Probability and Statistics for engineering and the sciences, Cengage.

Montgomery, D. C. & Runger, G. C. (2003), Applied Statistics and Probability for Engineers, John Wiley & Sons, Inc.

Comunicaciones en Estadística, diciembre 2014, Vol. 7, No. 2

120Frodd	v Hernández	Barning	Olgo Coci	lio Henro	Manco	le Santiago	Humborto	Londoño	Rostrono
ı∡urreaa	v Hernandez	Bara ias.	Olga Ceci	na Usnga	uvianco a	& Santiago	Humberto	Londono	Kestrepo

Walpole, R. E., Myers, R. H., Myers, S. L. & Ye, K. (2012), Probability & Statistics for Engineers & Scientists, Prentice Hall.