Probabilidad y estadística para la Inteligencia Artificial, clase 6

Camilo Enrique Argoty Pulido

Especialización en Inteligencia Artificial

15 de abril de 2025



(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 1/24

Origen de la inferencia estadística



2/24

A lo largo de la historia, siempre ha existido el problema de determinar de los hechos a nivel judicial

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 3 / 24

A lo largo de la historia, siempre ha existido el problema de determinar de los hechos a nivel judicial

Por ello, en derecho se habla de la verdad verdadera y la verdad judicial

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 3 / 24

A lo largo de la historia, siempre ha existido el problema de determinar de los hechos a nivel judicial

Por ello, en derecho se habla de la verdad verdadera y la verdad judicial

• La **verdad verdadera** es la realidad de los hechos. Suele ser imposible de conocer con total seguridad.

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 3 / 24

A lo largo de la historia, siempre ha existido el problema de determinar de los hechos a nivel judicial

Por ello, en derecho se habla de la verdad verdadera y la verdad judicial

- La verdad verdadera es la realidad de los hechos. Suele ser imposible de conocer con total seguridad.
- La **verdad judicial** es lo que se puede establecer de los hechos a partir a partir de las evidencias. Puede ser distinta a la verdad verdadera.

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 3/24

Como todos sabemos, puede haber dos tipos de injusticias que se pueden cometer en un juicio:

4/24

Como todos sabemos, puede haber dos tipos de injusticias que se pueden cometer en un juicio:

Injusticia I: Condenar un inocente.

4/24

Como todos sabemos, puede haber dos tipos de injusticias que se pueden cometer en un juicio:

Injusticia I: Condenar un inocente.

Injusticia II: Absolver un culpable

4/24

Como todos sabemos, puede haber dos tipos de injusticias que se pueden cometer en un juicio:

Injusticia I: Condenar un inocente.

Injusticia II: Absolver un culpable

En la sociedad occidental moderna se considera peor cometer la Injusticia I que la Injusticia II.

Como todos sabemos, puede haber dos tipos de injusticias que se pueden cometer en un juicio:

Injusticia I: Condenar un inocente.

Injusticia II: Absolver un culpable

En la sociedad occidental moderna se considera peor cometer la Injusticia I que la Injusticia II.

Por lo anterior, el proceso para establecer la verdad judicial está determinado por el denominado **Principio de Presunción de Inocencia:**

Como todos sabemos, puede haber dos tipos de injusticias que se pueden cometer en un juicio:

Injusticia I: Condenar un inocente.

Injusticia II: Absolver un culpable

En la sociedad occidental moderna se considera peor cometer la Injusticia I que la Injusticia II.

Por lo anterior, el proceso para establecer la verdad judicial está determinado por el denominado **Principio de Presunción de Inocencia:**

Toda persona es inocente hasta que se demuestre lo contrario

En un tribunal, ante el juez se presentan las evidencias y contra-evidencias.



5/24

En un tribunal, ante el juez se presentan las evidencias y contra-evidencias.

Pero, ¿qué proceso se sigue para determinar si se ha demostrado la culpabilidad o no?

5/24

En un tribunal, ante el juez se presentan las evidencias y contra-evidencias.

Pero, ¿qué proceso se sigue para determinar si se ha demostrado la culpabilidad o no?

Fundamentalmente, lo que el juez determina es si, asumiendo la inocencia, es o no creíble que existan las evidencias que se presentan.

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 5 / 24

En un tribunal, ante el juez se presentan las evidencias y contra-evidencias.

Pero, ¿qué proceso se sigue para determinar si se ha demostrado la culpabilidad o no?

Fundamentalmente, lo que el juez determina es si, asumiendo la inocencia, es o no creíble que existan las evidencias que se presentan.

Si, asumiendo la inocencia del acusado, es creíble que existan las evidencias que se presentan.

En un tribunal, ante el juez se presentan las evidencias y contra-evidencias.

Pero, ¿qué proceso se sigue para determinar si se ha demostrado la culpabilidad o no?

Fundamentalmente, lo que el juez determina es si, asumiendo la inocencia, es o no creíble que existan las evidencias que se presentan.

Si, asumiendo la inocencia del acusado, es creíble que existan las evidencias que se presentan.

Si, por el contrario y asumiendo la inocencia del acusado, las evidencias son de difícil ocurrencia, entonces se considera que la culpabilidad ha sido demostrada.

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 5 / 24

Si se traduce esto a lenguaje estadístico, se resumiría de la siguiente manera:



6/24

Si se traduce esto a lenguaje estadístico, se resumiría de la siguiente manera:

Si $P(\text{Evidencias} \mid \text{El acusado es inocente})$ en menor que un cierto umbral, entonces se considera que la culpabilidad se ha demostrado. Si no, se declara inocente al acusado.

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 6 / 24

Si se traduce esto a lenguaje estadístico, se resumiría de la siguiente manera:

Si $P(\text{Evidencias} \mid \text{El acusado es inocente})$ en menor que un cierto umbral, entonces se considera que la culpabilidad se ha demostrado. Si no, se declara inocente al acusado.

Este umbral se denomina significancia o significación estadística.

6/24

Si se traduce esto a lenguaje estadístico, se resumiría de la siguiente manera:

Si $P(\text{Evidencias} \mid \text{El acusado es inocente})$ en menor que un cierto umbral, entonces se considera que la culpabilidad se ha demostrado. Si no, se declara inocente al acusado.

Este umbral se denomina significancia o significación estadística.

Por otro lado, en estadística las evidencias se convierten en funciones calculadas a partir de los datos experimentales. En otras palabras, **estadísticos**. Estos estadísticos se denominan **estadísticos de prueba**.

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 6 / 24

Si se traduce esto a lenguaje estadístico, se resumiría de la siguiente manera:

Si $P(\text{Evidencias} \mid \text{El acusado es inocente})$ en menor que un cierto umbral, entonces se considera que la culpabilidad se ha demostrado. Si no, se declara inocente al acusado.

Este umbral se denomina significancia o significación estadística.

Por otro lado, en estadística las evidencias se convierten en funciones calculadas a partir de los datos experimentales. En otras palabras, **estadísticos**. Estos estadísticos se denominan **estadísticos de prueba**.

El valor $P(\text{Evidencias} \mid \text{El acusado es inocente})$ se denomina **p-valor**

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 6 / 24

En estadística, una **hipótesis** es una afirmación sobre una o varias variables aleatorias, en general sobre parámetros como la media o la varianza.

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 7 / 24

En estadística, una **hipótesis** es una afirmación sobre una o varias variables aleatorias, en general sobre parámetros como la media o la varianza.

Así, en inferencia estadística siempre se confrontan 2 hipótesis:

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 7 / 24

En estadística, una **hipótesis** es una afirmación sobre una o varias variables aleatorias, en general sobre parámetros como la media o la varianza.

Así, en inferencia estadística siempre se confrontan 2 hipótesis:

 H_0 : **Hipótesis nula**. Se presume, es decir, se considera verdadera y no debe demostrarse

7 / 24

En estadística, una **hipótesis** es una afirmación sobre una o varias variables aleatorias, en general sobre parámetros como la media o la varianza.

Así, en inferencia estadística siempre se confrontan 2 hipótesis:

 H_0 : **Hipótesis nula**. Se presume, es decir, se considera verdadera y no debe demostrarse.

 H_1 : **Hipótesis alternativa**. No se presume. Debe demostrarse.

7 / 24

En estadística, una **hipótesis** es una afirmación sobre una o varias variables aleatorias, en general sobre parámetros como la media o la varianza.

Así, en inferencia estadística siempre se confrontan 2 hipótesis:

 H_0 : **Hipótesis nula**. Se presume, es decir, se considera verdadera y no debe demostrarse

 H_1 : **Hipótesis alternativa**. No se presume. Debe demostrarse.

Con respecto a estas hipótesis, se pueden cometer los siguientes errores:

En estadística, una **hipótesis** es una afirmación sobre una o varias variables aleatorias, en general sobre parámetros como la media o la varianza.

Así, en inferencia estadística siempre se confrontan 2 hipótesis:

 H_0 : **Hipótesis nula**. Se presume, es decir, se considera verdadera y no debe demostrarse

 H_1 : **Hipótesis alternativa**. No se presume. Debe demostrarse.

Con respecto a estas hipótesis, se pueden cometer los siguientes errores:

Error tipo I: Rechazar H_0 siendo esta verdadera.

7 / 24

En estadística, una **hipótesis** es una afirmación sobre una o varias variables aleatorias, en general sobre parámetros como la media o la varianza.

Así, en inferencia estadística siempre se confrontan 2 hipótesis:

 H_0 : **Hipótesis nula**. Se presume, es decir, se considera verdadera y no debe demostrarse

 H_1 : **Hipótesis alternativa**. No se presume. Debe demostrarse.

Con respecto a estas hipótesis, se pueden cometer los siguientes errores:

Error tipo I: Rechazar H_0 siendo esta verdadera.

Error tipo II: No rechazar H_0 siendo esta falsa.

7 / 24

Por lo anterior, funcionamiento general de una prueba de hipótesis es de la siguiente manera. O bien,



8 / 24

Por lo anterior, funcionamiento general de una prueba de hipótesis es de la siguiente manera. O bien,

$$H_0: \theta = \theta_0$$

$$H_1: \theta \neq \theta_0$$

Por lo anterior, funcionamiento general de una prueba de hipótesis es de la siguiente manera. O bien,

$$H_0: \theta = \theta_0$$

$$H_1: \theta \neq \theta_0$$

o bien,

Por lo anterior, funcionamiento general de una prueba de hipótesis es de la siguiente manera. O bien,

$$H_0: \theta = \theta_0$$

$$H_1: \theta \neq \theta_0$$

o bien,

$$H_0: \theta = \theta_0$$

$$H_1: \theta > \theta_0$$

Por lo anterior, funcionamiento general de una prueba de hipótesis es de la siguiente manera. O bien,

$$H_0: \theta = \theta_0$$

$$H_1: \theta \neq \theta_0$$

o bien.

$$H_0: \theta = \theta_0$$

$$H_1: \theta > \theta_0$$

o bien,

$$H_0: \theta = \theta_0$$

$$H_1: \theta < \theta_0$$

Por lo anterior, funcionamiento general de una prueba de hipótesis es de la siguiente manera. O bien,

$$H_0: \theta = \theta_0$$

$$H_1: \theta \neq \theta_0$$

o bien.

$$H_0: \theta = \theta_0$$

$$H_1: \theta > \theta_0$$

o bien,

$$H_0: \theta = \theta_0$$

$$H_1: \theta < \theta_0$$

La primera se conoce como **prueba bilateral o de dos colas**, mientras que las otras se conocen como **pruebas unilaterales o de una cola**

En ambos casos se calcula un **estadístico de prueba** $T_0 = T(X_1, X_2, \dots, x_n)$ con base en los datos, a partir del cual se calcula:



9/24

Funcionamiento general de una prueba de hipótesis II

En ambos casos se calcula un **estadístico de prueba** $T_0 = T(X_1, X_2, \dots, x_n)$ con base en los datos, a partir del cual se calcula:

$$p = P(T > T_0 | H_0)$$



9/24

Funcionamiento general de una prueba de hipótesis II

En ambos casos se calcula un **estadístico de prueba** $T_0 = T(X_1, X_2, \dots, x_n)$ con base en los datos, a partir del cual se calcula:

$$p = P(T > T_0|H_0)$$

Si $p < \alpha$, se rechaza H_0 .



9/24

Ejemplos de pruebas de hipótesis



10 / 24

(FI-UBA) Clase 5

Media con varianza conocida

Procedimiento de prueba para una sola media

$$z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} > z_{\alpha/2}$$
 o $z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} < -z_{\alpha/2}$

(varianza Si $-z_{o/2} < z < z_{o/2}$, no se rechaza H_0 . El rechazo de H_0 , desde luego, implica la aceptación de la hipótesis alternativa $\mu \neq \mu_0$. Con esta definición de la región crítica debería quedar claro que habrá α probabilidades de rechazar H_0 (al caer en la región crítica) cuando, en realidad, $\mu = \mu_0$.

Media con varianza conocida

Procedimiento de prueba para una sola media

$$z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} > z_{\alpha/2}$$
 o $z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} < -z_{\alpha/2}$

(varianza Si $-z_{op} < z < z_{op}$, no se rechaza H_0 . El rechazo de H_0 , desde luego, implica la aceptación de la hipótesis alternativa $\mu \neq \mu_0$. Con esta definición de la región crítica debería quedar claro que habrá α probabilidades de rechazar H_0 (al caer en la región crítica) cuando, en realidad, $\mu = \mu_o$.

Un fabricante de equipo deportivo desarrolló un nuevo sedal para pesca sintético que, según afirma, tiene una resistencia media a la rotura de 8 kilogramos con una desviación estándar de 0.5 kilogramos. Pruebe la hipótesis de que $\mu = 8$ kilogramos contra la alternativa de que $\mu \neq 8$ kilogramos si se prueba una muestra aleatoria de 50 sedales y se encuentra que tienen una resistencia media a la rotura de 7.8 kilogramos. Utilice un nivel de significancia de 0.01.

11 / 24

Media con varianza conocida

- 1. H_0 : $\mu = 8$ kilogramos.
- 2. H_1 : $\mu \neq 8$ kilogramos.
- 3. $\alpha = 0.01$.
- **4.** Región crítica: z < -2.575 y z > 2.575, donde $z = \frac{\bar{x} \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$.
- 5. Cálculos: $\bar{x} = 7.8$ kilogramos, n = 50, en consecuencia, $z = \frac{7.8 8}{0.5 / \sqrt{50}} = -2.83$.
- **6.** Decisión: rechazar H_0 y concluir que la resistencia promedio a la rotura no es igual a 8 sino que, de hecho, es menor que 8 kilogramos.

Como la prueba en este ejemplo es de dos colas, el valor de P que se desea es el doble del área de la región sombreada en la figura 10.11 a la izquierda de z=-2.83. Por lo tanto, si usamos la tabla A.3, tenemos

$$P = P(|Z| > 2.83) = 2P(Z < -2.83) = 0.0046,$$

que nos permite rechazar la hipótesis nula de que $\mu=8$ kilogramos a un nivel de significancia menor que 0.01.

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 12 / 24

Media con varianza desconocida

El estadístico t Para la hipótesis bilateral

para una prueba sobre una sola media (varianza desconocida)

$$H_0$$
: $\mu = \mu_0$,

$$H_1: \mu \neq \mu_0$$

rechazamos H_0 a un nivel de significancia α cuando el estadístico t calculado

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

excede a
$$t_{\alpha/2,n-1}$$
 o es menor que $-t_{\alpha/2,n-1}$.

Media con varianza desconocida

El estadístico t Para la hipótesis bilateral

para una prueba sobre una sola media (varianza

$$H_0$$
: $\mu = \mu_0$,
 H_1 : $\mu \neq \mu_0$,

desconocida)

rechazamos H_0 a un nivel de significancia α cuando el estadístico t calculado

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

excede a $t_{\alpha/2,n-1}$ o es menor que $-t_{\alpha/2,n-1}$.

El Edison Electric Institute publica cifras del número de kilowatts-hora que gastan anualmente varios aparatos electrodomésticos. Se afirma que una aspiradora gasta un promedio de 46 kilowatts-hora al año. Si una muestra aleatoria de 12 hogares, que se incluye en un estudio planeado, indica que las aspiradoras gastan un promedio de 42 kilowatts-hora al año con una desviación estándar de 11.9 kilowatts-hora, ¿esto sugiere que las aspiradoras gastan, en promedio, menos de 46 kilowatts-hora al año a un nivel de significancia de 0.05? Suponga que la población de kilowatts-hora es normal.

イロト (個)ト (意)ト (意)ト

Media con varianza desconocida

- 1. H_0 : $\mu = 46$ kilowatts-hora.
- **2.** H_1 : μ < 46 kilowatts-hora.
- 3. $\alpha = 0.05$.
- **4.** Región crítica: t < -1.796, donde $t = \frac{\bar{x} \mu_0}{s / \sqrt{n}}$ con 11 grados de libertad.
- **5.** Cálculos: $\bar{x} = 42$ kilowatts-hora, s = 11.9 kilowatts-hora y n = 12. En consecuencia.

$$t = \frac{42 - 46}{11.9/\sqrt{12}} = -1.16, \qquad P = P(T < -1.16) \approx 0.135.$$

6. Decisión: no rechazar H_0 y concluir que el número promedio de kilowatts-hora que gastan al año las aspiradoras domésticas no es significativamente menor que 46.

Clase 5

(FI-UBA)

15 de abril de 2025

Prueba t dos muestras con varianzas desconocidas

Prueba t Para la hipótesis bilateral agrupada de

dos muestras

$$H_0: \mu_1 = \mu_2,$$

 $H_1: \mu_1 \neq \mu_2,$

rechazamos H_0 al nivel de significancia α cuando el estadístico t calculado

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - d_0}{s_p \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}},$$

donde

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

excede a $t_{\alpha/2}$, n_1+n_2-2 o es menor que $-t_{\alpha/2}$, n_1+n_2-2 .

15 / 24

Prueba t dos muestras con varianzas desconocidas

Se llevó a cabo un experimento para comparar el desgaste por abrasivos de dos diferentes materiales laminados. Se probaron 12 piezas del material 1 exponiendo cada pieza a una máquina para medir el desgaste. Se probaron 10 piezas del material 2 de manera similar. En cada caso se observó la profundidad del desgaste. Las muestras del material 1 revelaron un desgaste promedio (codificado) de 85 unidades con una desviación estándar muestral de 4; en tanto que las muestras del material 2 revelaron un promedio de 81 y una desviación estándar muestral de 5. ¿Podríamos concluir, a un nivel de significancia de 0.05, que el desgaste abrasivo del material 1 excede al del material 2 en más de 2 unidades? Suponga que las poblaciones son aproximadamente normales con varianzas iguales.

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 16 / 24

Prueba t dos muestras con varianzas desconocidas

Representemos con μ_1 y μ_2 las medias de la población del desgaste abrasivo para el material 1 y el material 2, respectivamente.

- 1. $H_0: \mu_1 \mu_2 = 2$.
- **2.** $H_1: \mu_1 \mu_2 > 2$.
- 3. $\alpha = 0.05$.
- **4.** Región crítica: t > 1.725, donde $t = \frac{(\bar{x}_1 \bar{x}_2) d_0}{s_p \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \cos v = 20$ grados de libertad.
- 5. Cálculos:

$$\bar{x}_1 = 85,$$
 $s_1 = 4,$ $n_1 = 12,$ $\bar{x}_2 = 81,$ $s_2 = 5,$ $n_2 = 10.$

En consecuencia,

$$s_p = \sqrt{\frac{(11)(16) + (9)(25)}{12 + 10 - 2}} = 4.478,$$

$$t = \frac{(85 - 81) - 2}{4.478\sqrt{1/12 + 1/10}} = 1.04,$$

$$P = P(T > 1.04) \approx 0.16. \quad \text{(Véase la tabla A.4)}.$$

6. Decisión: no rechazar H₀. No podemos concluir que el desgaste abrasivo del material 1 excede al del material 2 en más de 2 unidades.

Tabla pruebas con medias varianza conocida

H_0	Valor del estadístico de prueba	H_1	Región crítica
	$\bar{x} = \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$z < -z_{\alpha}$
$\mu = \mu_0$	$z = \frac{x - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$; σ conocida	$\mu > \mu_0$	$z > z_{\alpha}$
	θ/\sqrt{n}	$\mu eq \mu_0$	$z < -z_{\alpha/2}$ o $z > z_{\alpha/2}$
$\mu = \mu_0$	$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}; v = n - 1,$	$\mu < \mu_0$	$t < -t_{\alpha}$
	$\frac{t - \frac{1}{s/\sqrt{n}}}{s/\sqrt{n}}, v = n - 1,$ $\sigma \text{ desconocida}$	$\mu > \mu_0$	$t > t_{\alpha}$
		$\mu eq \mu_0$	$t < -t_{\alpha/2}$ o $t > t_{\alpha/2}$
	$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - d_0$.	$\mu_1 - \mu_2 < d_0$	$z < -z_{\alpha}$
$\mu_1 - \mu_2 = d_0$	$z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - d_0}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}};$	$\mu_1 - \mu_2 > d_0$	$z > z_{\alpha}$
	σ_1 y σ_2 conocidas	$\mu_1 - \mu_2 \neq d_0$	$z < -z_{\alpha/2}$ o $z > z_{\alpha/2}$



(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 18 / 24

Tabla pruebas con medias varianza desconocida

$\mu_1 - \mu_2 = d_0$	$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - d_0}{s_p \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}};$ $v = n_1 + n_2 - 2,$ $\sigma_1 = \sigma_2 \text{ pero desconocidas}$ $s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$	$\mu_{1} - \mu_{2} < d_{0}$ $\mu_{1} - \mu_{2} > d_{0}$ $\mu_{1} - \mu_{2} \neq d_{0}$	$t < -t_{\alpha}$ $t > t_{\alpha}$ $t < -t_{\alpha/2} \text{ o } t > t_{\alpha/2}$
$\mu_1 - \mu_2 = d_0$	$t' = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - d_0}{\sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}};$ $v = \frac{(s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2)^2}{\frac{(s_1^2/n_1)^2}{n_1 - 1} + \frac{(s_2^2/n_2)^2}{n_2 - 1}},$ $\sigma_1 \neq \sigma_2 \text{ y desconocidas}$	$ \mu_1 - \mu_2 < d_0 $ $ \mu_1 - \mu_2 > d_0 $ $ \mu_1 - \mu_2 \neq d_0 $	$t' < -t_{\alpha}$ $t' > t_{\alpha}$ $t' < -t_{\alpha/2} \circ t' > t_{\alpha/2}$
$\mu_D = d_0$ observaciones pareadas	$t = \frac{\overline{d} - d_0}{s_d / \sqrt{n}};$ $v = n - 1$	$\mu_D < d_0$ $\mu_D > d_0$ $\mu_D \neq d_0$	$t < -t_{\alpha}$ $t > t_{\alpha}$ $t < -t_{\alpha/2} \text{ o } t > t_{\alpha/2}$

4□ > 4団 > 4 豆 > 4 豆 > 豆 の 9 ○ ○

ANOVA

$$\sum_i \sum_j (y_{ij}-\overline{y})^2 = n \sum_i (y_i-\overline{y})^2 + \sum_i \sum_j (y_{ij}-y_i)^2$$

ANOVA

$$egin{aligned} \sum_i \sum_j (y_{ij} - ar{y})^2 &= n \sum_i (y_i - ar{y})^2 + \sum_i \sum_j (y_{ij} - y_i)^2 \ SS_{total} &= SS_{fact} + SS_{error} \end{aligned}$$

ANOVA

$$\sum_i \sum_j (y_{ij} - \overline{y})^2 = n \sum_i (y_i - \overline{y})^2 + \sum_i \sum_j (y_{ij} - y_i)^2$$

$$SS_{total} = SS_{fact} + SS_{error}$$

Fuente de variación	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrado medio	F
Intergrupo	$SS_{ m Factores}$	t - 1	$T = rac{SS_{ ext{Factores}}}{t-1}$	$F=rac{T}{E}$
Intragrupo o Error	$SS_{ m Error}$	N - t	$E = rac{SS_{ ext{Error}}}{N-t}$	
Total	$SS_{ m Total}$	N - 1		

Una prueba muy útil e interesante es la prueba χ^2 de independencia para variables categóricas.

21 / 24

Una prueba muy útil e interesante es la prueba χ^2 de independencia para variables categóricas.

Example

En una encuesta electoral realizada a 500 personas, se obtjvo la siguiente distribución en función de sus edades e intención de voto:

Una prueba muy útil e interesante es la prueba χ^2 de independencia para variables categóricas.

Example

En una encuesta electoral realizada a 500 personas, se obtjvo la siguiente distribución en función de sus edades e intención de voto:

Partido \ Edad	18-35	35-50	50 o más
А	10	40	60
В	15	70	90
С	45	60	35
D	30	30	15

Una prueba muy útil e interesante es la prueba χ^2 de independencia para variables categóricas.

Example

En una encuesta electoral realizada a 500 personas, se obtjvo la siguiente distribución en función de sus edades e intención de voto:

Partido \ Edad	18-35	35-50	50 o más
A	10	40	60
В	15	70	90
С	45	60	35
D	30	30	15

Determinar si las variables **partido** y **edad** son independientes a una significancia de 5%.

La anterior es lo que se conoce como tabla de contingencia



21 / 24

Example

Siguiendo con el ejemplo, sumamos por fila y por columna en la tabla de contingencia

Example

Siguiendo con el ejemplo, sumamos por fila y por columna en la tabla de contingencia

Partido \ Edad	18-35	35-50	50 o más	Total
A	10	40	60	110
В	15	70	90	175
С	45	60	35	140
D	30	30	15	75
Total	100	200	200	500

22 / 24

Example

Ahora recalculamos los valores esperados asumiendo que las variables son independientes:

23 / 24

Example

Ahora recalculamos los valores esperados asumiendo que las variables son independientes:

Partido \ Edad	18-35	35-50	50 o más	Total
А	22	44	44	110
В	35	70	70	175
С	28	56	56	140
D	15	30	30	75
Total	100	200	200	500

(FI-UBA) Clase 5 15 de abril de 2025 23 / 24

Example

Ahora calculamos el estadístico de prueba



24 / 24

Example

Ahora calculamos el estadístico de prueba

$$J = \sum \frac{(O - E)^2}{E}$$

Example

Ahora calculamos el estadístico de prueba

$$J = \sum \frac{(O - E)^2}{E}$$

Este estadístico se distribuye χ^2 con (m-1)(n-1) grados de libertad, donde m y n es el número de valores que toman las variables partido y edad respectivamente.

24 / 24

Example

Ahora calculamos el estadístico de prueba

$$J = \sum \frac{(O - E)^2}{E}$$

Este estadístico se distribuye χ^2 con (m-1)(n-1) grados de libertad, donde m y n es el número de valores que toman las variables partido y edad respectivamente. En este caso, el número de grados de libertad es $3\cdot 2=6$.

24 / 24

Example

Ahora calculamos el estadístico de prueba

$$J = \sum \frac{(O-E)^2}{E}$$

Este estadístico se distribuye χ^2 con (m-1)(n-1) grados de libertad, donde m y n es el número de valores que toman las variables partido y edad respectivamente. En este caso, el número de grados de libertad es $3\cdot 2=6$.

De acuerdo a esto, podemos plantear una prueba de hipótesis:

24 / 24

Example

Ahora calculamos el estadístico de prueba

$$J = \sum \frac{(O-E)^2}{E}$$

Este estadístico se distribuye χ^2 con (m-1)(n-1) grados de libertad, donde m y n es el número de valores que toman las variables partido y edad respectivamente. En este caso, el número de grados de libertad es $3\cdot 2=6$.

De acuerdo a esto, podemos plantear una prueba de hipótesis:

 H_0 : Las variables son independientes

24 / 24

Example

Ahora calculamos el estadístico de prueba

$$J = \sum \frac{(O-E)^2}{E}$$

Este estadístico se distribuye χ^2 con (m-1)(n-1) grados de libertad, donde m y n es el número de valores que toman las variables partido y edad respectivamente. En este caso, el número de grados de libertad es $3\cdot 2=6$.

De acuerdo a esto, podemos plantear una prueba de hipótesis:

 H_0 : Las variables son independientes

 H_1 : Las variables no son independientes

24 / 24

Example

Ahora calculamos el estadístico de prueba

$$J = \sum \frac{(O - E)^2}{E}$$

Este estadístico se distribuye χ^2 con (m-1)(n-1) grados de libertad, donde m y n es el número de valores que toman las variables partido y edad respectivamente. En este caso, el número de grados de libertad es $3\cdot 2=6$.

De acuerdo a esto, podemos plantear una prueba de hipótesis:

 H_0 : Las variables son independientes

 H_1 : Las variables no son independientes

En este caso, $J=70,\!86$, lo que lleva a un p-valor mucho menor que $0,\!05$, lo que lleva a rechazar la hipótesis nula, esto es, que el partido y la edad son idependientes.