Sesión 2: Estimación e Incertidumbre Escuela de Verano – CIMAT

Marco Antonio Aquino López ¹

 1 CIMAT Probabilidad y Estadística.

5 July 2025



¿Qué tan buena es nuestra estimación?

- Queremos estimar parámetros desconocidos como proporciones o medias.
- ¿Qué tan confiables son esas estimaciones?
- ¿Cómo expresar la incertidumbre asociada?

Ley de los Grandes Números

Teorema (Ley de los Grandes Números (versión débil))

Sea X_1, X_2, \ldots una secuencia i.i.d. con esperanza $\mu = \mathbb{E}[X_i]$ y varianza $\sigma^2 < \infty$. Entonces:

$$ar{X}_n = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \stackrel{P}{
ightarrow} \mu \quad ext{cuando } n
ightarrow \infty.$$

Demostración de la LGN (boceto)

Demostración (boceto)

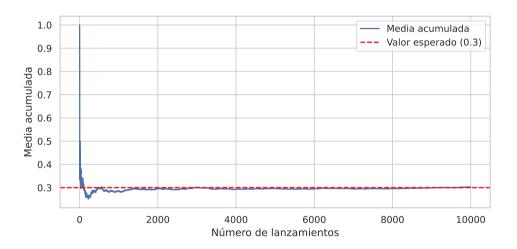
- Sabemos que $\mathbb{E}[\bar{X}_n] = \mu$ y $\operatorname{Var}(\bar{X}_n) = \sigma^2/n$.
- Aplicamos la desigualdad de Chebyshev:

$$\mathbb{P}(|\bar{X}_n - \mu| \ge \varepsilon) \le \frac{\sigma^2}{n\varepsilon^2}$$

• Como n $\to \infty$, la probabilidad de desviarse de μ se vuelve arbitrariamente pequeña.

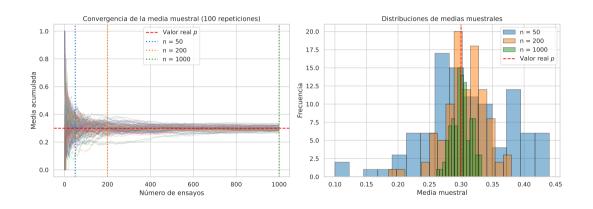
Esto implica que $\bar{X}_n \xrightarrow{P} \mu$.

Visualización: media acumulada



La media muestral converge hacia p = 0.3 conforme aumentan las repeticiones.

Visualización: distribución de medias



Teorema Central del Límite (TCL)

Teorema (Teorema Central del Límite)

Sea X_1, X_2, \ldots, X_n una secuencia i.i.d. con esperanza μ y varianza σ^2 . Entonces, cuando n es grande:

$$\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \xrightarrow{\mathcal{D}} \mathcal{N}(0,1)$$

Teorema Central del Límite (TCL)

Teorema (Teorema Central del Límite)

Sea X_1, X_2, \ldots, X_n una secuencia i.i.d. con esperanza μ y varianza σ^2 . Entonces, cuando n es grande:

$$rac{ar{\mathcal{X}}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \stackrel{\mathcal{D}}{
ightarrow} \mathcal{N}(0,1)$$

Implicación: \bar{X}_n se aproxima a una distribución normal con media μ y varianza σ^2/n .

Aplicación a proporciones

Si $X_i \sim \text{Bernoulli}(p)$:

- $\mathbb{E}[X_i] = p$, $\operatorname{Var}(X_i) = p(1-p)$
- La proporción muestral $\hat{p} = \bar{X}_n$ se comporta como:

$$\hat{p} pprox \mathcal{N}\left(p, rac{p(1-p)}{n}
ight)$$

8 / 29

Esto nos permite construir intervalos de confianza para p.

Recordemos el resultado del Teorema Central del Límite aplicado a proporciones:

$$\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i \approx \mathcal{N}\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right)$$

Recordemos el resultado del Teorema Central del Límite aplicado a proporciones:

$$\hat{
ho} = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i pprox \mathcal{N}\left(
ho, rac{p(1-p)}{n}
ight).$$

Como queremos hacer inferencia sobre p, podemos estandarizar:

$$Z = rac{\hat{
ho} -
ho}{\sqrt{rac{
ho(1-
ho)}{n}}} pprox \mathcal{N}(0,1)$$

Recordemos el resultado del Teorema Central del Límite aplicado a proporciones:

$$\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i \approx \mathcal{N}\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right)$$

Como queremos hacer inferencia sobre p, podemos estandarizar:

$$Z = rac{\hat{
ho} - p}{\sqrt{rac{
ho(1-
ho)}{n}}} pprox \mathcal{N}(0,1)$$

Ahora usamos la probabilidad simétrica en la normal:

$$\mathbb{P}\left(-z_{0.975} < Z < z_{0.975}\right) \approx 0.95$$

con $z_{0.975} \approx 1.96$

Sustituimos Z:

$$\mathbb{P}\left(-1.96<rac{\hat{p}-p}{\sqrt{rac{p(1-p)}{n}}}<1.96
ight)pprox 0.95$$

Sustituimos Z:

$$\mathbb{P}\left(-1.96 < \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} < 1.96\right) \approx 0.95$$

Multiplicamos y despejamos:

$$\mathbb{P}\left(\hat{
ho}-1.96\sqrt{rac{p(1-p)}{n}}$$

Sustituimos Z:

$$\mathbb{P}\left(-1.96 < \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} < 1.96\right) \approx 0.95$$

Multiplicamos y despejamos:

$$\mathbb{P}\left(\hat{
ho}-1.96\sqrt{rac{
ho(1-
ho)}{n}}<
ho<\hat{
ho}+1.96\sqrt{rac{
ho(1-
ho)}{n}}
ight)pprox 0.95$$

Como no conocemos p, lo aproximamos con \hat{p} en la varianza:

$$IC_{95\%} = \left[\hat{p} \pm 1.96 \cdot \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}\right]$$

Sustituimos Z:

$$\mathbb{P}\left(-1.96 < \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} < 1.96\right) \approx 0.95$$

Multiplicamos y despejamos:

$$\mathbb{P}\left(\hat{
ho}-1.96\sqrt{rac{
ho(1-
ho)}{n}}<
ho<\hat{
ho}+1.96\sqrt{rac{
ho(1-
ho)}{n}}
ight)pprox 0.95$$

Como no conocemos p, lo aproximamos con \hat{p} en la varianza:

$$IC_{95\%} = \left[\hat{
ho} \pm 1.96 \cdot \sqrt{rac{\hat{
ho}(1-\hat{
ho})}{n}}
ight]$$

Este es el intervalo de confianza clásico para una proporción.

Intervalos de confianza (95%)

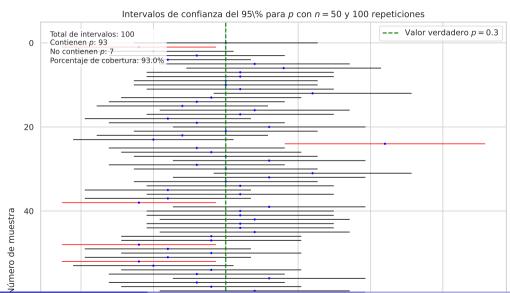
Fórmula general para proporciones

$$IC_{95\%} = \left[\hat{
ho} \pm z_{0.975} \cdot \sqrt{rac{\hat{
ho}(1-\hat{
ho})}{n}}
ight]$$

- $z_{0.975} \approx 1.96$
- Interpretable como: "en el 95% de los experimentos, el intervalo incluirá al valor verdadero de p"

Marco A. Aguino López Modelar lo incierto 11 / 29

Visualización: intervalos de confianza



Comparación: estimación puntual vs intervalo

- La media muestral sola no basta.
- El intervalo captura la variabilidad entre muestras.
- Nos da una herramienta para comunicar incertidumbre con base estadística.

Una pregunta distinta

```
En lugar de preguntar:
```

"¿Qué tan variable es p̂ si repito el muestreo?" (frecuentista)

preguntamos:

"¿Qué tan probable es que p esté en cierto intervalo, dado los datos observados?" (bayesiano)

Teorema de Bayes

Teorema (Teorema de Bayes)

Sean eventos A y B con mathbbP(B) $\not\in$ 0, entonces : $\mathbb{P}(A \mid B) = \frac{\mathbb{P}(B \mid A) \cdot \mathbb{P}(A)}{\mathbb{P}(B)}$

Teorema de Bayes

Teorema (Teorema de Bayes)

Sean eventos A y B con

Demostración (boceto)

Por definición de probabilidad condicional:

$$\mathbb{P}(A \mid B) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(B)}, \quad \mathbb{P}(B \mid A) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(A)}$$

Despejando $\mathbb{P}(A \cap B)$ y sustituyendo:

$$\mathbb{P}(A \mid B) = \frac{\mathbb{P}(B \mid A) \cdot \mathbb{P}(A)}{\mathbb{P}(B)}$$

Teorema de Bayes para inferencia

Sea p un parámetro desconocido, y x los datos observados. Entonces:

$$\underbrace{p(p \mid x)}_{\text{Posterior}} = \underbrace{\frac{p(x \mid p)}{\text{Verosimilitud}} \cdot \underbrace{p(p)}_{\text{Prior}}}_{\text{Evidencia}}$$

Teorema de Bayes para inferencia

Sea p un parámetro desconocido, y x los datos observados. Entonces:

$$\underbrace{p(p \mid x)}_{\text{Posterior}} = \underbrace{\frac{p(x \mid p)}{\text{Verosimilitud}} \cdot \underbrace{p(p)}_{\text{Prior}}}_{\text{Evidencia}}$$

- p(p): creencia inicial sobre p (antes de observar datos)
- $p(x \mid p)$: cuán compatibles son los datos con distintos valores de p
- $p(p \mid x)$: creencia actualizada sobre p después de ver los datos

Ejemplo: proporción p con prior Beta

- Supongamos $X_1, \ldots, X_n \sim \text{Bernoulli}(p)$
- Observamos $s = \sum X_i$ éxitos en n ensayos
- Elegimos una prior: $p \sim \mathsf{Beta}(\alpha_0, \beta_0)$

Ejemplo: proporción p con prior Beta

- Supongamos $X_1, \ldots, X_n \sim \text{Bernoulli}(p)$
- Observamos $s = \sum X_i$ éxitos en n ensayos
- Elegimos una prior: $p \sim \text{Beta}(\alpha_0, \beta_0)$

La verosimilitud es:

$$L(p) \propto p^s (1-p)^{n-s}$$

Ejemplo: proporción p con prior Beta

- Supongamos $X_1, \ldots, X_n \sim \mathsf{Bernoulli}(p)$
- Observamos $s = \sum X_i$ éxitos en n ensayos
- Elegimos una prior: $p \sim \text{Beta}(\alpha_0, \beta_0)$

La verosimilitud es:

$$L(p) \propto p^{s}(1-p)^{n-s}$$

Entonces, la posterior es proporcional a:

$$p(p \mid \mathsf{datos}) \propto p^{lpha_0 - 1 + s} (1 - p)^{eta_0 - 1 + n - s}$$

Posterior Beta y credibilidad

Distribución posterior

$$p \mid \text{datos} \sim \text{Beta}(\alpha_0 + s, \beta_0 + n - s)$$

18 / 29

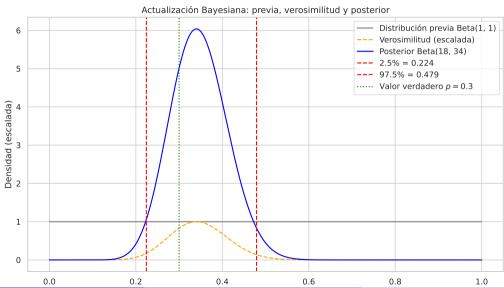
Posterior Beta y credibilidad

Distribución posterior

$$p \mid \mathsf{datos} \sim \mathsf{Beta}(\alpha_0 + s, \beta_0 + n - s)$$

Intervalo de credibilidad del 95%: los cuantiles 2.5% y 97.5% de esta distribución: Intervalo [a,b] tal que $\mathbb{P}(p \in [a,b] \mid \text{datos}) = 0.95$

Visualización: actualización bayesiana



Frecuentista vs Bayesiano

¿Qué es el parámetro? ¿Qué se modela? Inferencia Intervalo Interpretación

Frecuentista Fijo, desconocido Variabilidad de la muestra Basada en replicar el muestreo De confianza: ŷ± margen "Cobertura en repetición"

Variable aleatoria Creencias sobre el parámetro Basada en probabilidad condicional De credibilidad: cuantil posterior

"Probabilidad de p en un rango"

Bayesiano

Visualmente: ¿qué cambia?

- En el enfoque clásico, lo que varía es la muestra.
- En el enfoque bayesiano, lo que varía es el parámetro dado lo observado.
- Ambos generan intervalos, pero su interpretación es diferente.

Visualmente: ¿qué cambia?

- En el enfoque clásico, lo que varía es la muestra.
- En el enfoque bayesiano, lo que varía es el parámetro dado lo observado.
- Ambos generan intervalos, pero su interpretación es diferente.

Idea clave

En la práctica, ambos enfoques pueden conducir a resultados similares, pero sus fundamentos y objetivos son distintos.

Exploración con código: sugerencias

Usando el script, explora lo siguiente:

- ¿Qué ocurre al cambiar el tamaño de muestra n? ¿Y el valor de p?
- ¿Qué pasa si usamos Beta(2, 5) como prior informativa?
- ¿Cómo cambia la cobertura si usamos pocos datos?
- ¿Cómo se ve la verosimilitud cuando hay más o menos éxitos?
- ¿El intervalo de credibilidad es más o menos conservador que el de confianza?

Actividad final: juega con los parámetros

Objetivo

Implementa una función que reciba como entrada:

- tamaño de muestra n, número de éxitos s
- parámetros de la prior α_0, β_0

y grafique la posterior Beta con su intervalo de credibilidad.

Actividad final: juega con los parámetros

Objetivo

Implementa una función que reciba como entrada:

- tamaño de muestra n. número de éxitos s
- parámetros de la prior α_0, β_0

v grafique la posterior Beta con su intervalo de credibilidad.

Luego, repite para distintos valores y reflexiona:

¿Cuánto influye la prior cuando tenemos pocos datos? ¿Cuándo deja de importar?

Modelar lo incierto 23 / 29

Dinámica de cierre: mini-proyectos

- Formaremos tres equipos de trabajo.
- Cada equipo elige o se le asigna un mini-proyecto.
- Tienen tiempo para explorarlo, discutirlo y preparar una breve presentación para mañana.
- El objetivo es aplicar lo aprendido y formular preguntas.

Proyecto 1: ¿Qué pasa con muestras pequeñas?

- Simula muchas muestras Bernoulli con tamaños pequeños (n = 5, n = 10, n = 20).
- Compara la cobertura real del intervalo de confianza clásico.
- ¿Qué tan bien se cumple el 95% de cobertura?
- ¿Mejora la cobertura con el intervalo bayesiano? Usa distintas priors.

Proyecto 2: El efecto de la prior

- Simula un experimento con pocos datos (n = 20) y una proporción baja (p = 0.1).
- Compara la posterior resultante usando:
 - Una prior uniforme Beta(1,1)
 - ▶ Una prior informativa Beta(2,20)
- ¿Cómo cambian la distribución posterior y el intervalo de credibilidad?
- ¿Cuándo deberíamos desconfiar de una prior fuerte?

Proyecto 3: Comparando coberturas

- Diseña un experimento para comparar la frecuencia de cobertura de:
 - ► El intervalo clásico
 - ► El intervalo bayesiano
- Usa simulaciones con n = 50 y repítelo muchas veces.
- ¿Cuál de los dos logra cubrir el valor verdadero de p más veces?
- ¿Hay alguna condición donde uno supere claramente al otro?

Proyecto 4: Verosimilitud y evidencia visual

- Explora cómo se comporta la función de verosimilitud cuando:
 - Aumenta el número de éxitos
 - Aumenta el tamaño de muestra
- Superpón la verosimilitud con la posterior resultante para distintas priors.
- Interpreta los casos donde la posterior se aleja o coincide con la verosimilitud.

Proyecto 5: Intervalos como comunicación

- Simula un mismo experimento con distintos valores de p (ej. 0.1, 0.5, 0.9).
- Calcula y grafica intervalos clásicos y bayesianos.
- Discute:
 - ¿Cuál comunica mejor la incertidumbre?
 - ¿Cuál es más útil para un tomador de decisiones?
- Presenta tus hallazgos con ejemplos visuales.