

# Trabajo Práctico – IECD

Grupo 11

2025-12-8

# Introducción

## Objetivo del trabajo

Análisis de propiedades estadísticas de tests diagnósticos:

1. **Test perfecto** (baseline)
2. **Test imperfecto** con  $S_e$  y  $S_p$  conocidos
3. **Dos muestras** (pre-post intervención)



Parte I: Test perfecto (baseline)

## 1.1 Distribución de $T_{per}$

### Contexto

- ▶ Población con prevalencia  $\theta = P(Y = 1)$
- ▶ Test perfecto:  $Se = Sp = 1$
- ▶  $Y_i \sim \text{Bernoulli}(\theta)$ , i.i.d.

### Variable de interés

$$T_{per} = \sum_{i=1}^n Y_i$$

### Distribución

$$T_{per} \sim \text{Binomial}(n, \theta)$$

$$P(T_{per} = k) = \binom{n}{k} \theta^k (1 - \theta)^{n-k}$$

## 1.2 Estimador de Máxima Verosimilitud

Función de verosimilitud

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n \theta^{Y_i} (1-\theta)^{1-Y_i} = (1-\theta)^{N_0} \theta^{N_1}$$

Log-verosimilitud

$$\ell(\theta) = N_0 \ln(1-\theta) + N_1 \ln(\theta)$$

Estimador EMV

$$\hat{\theta}_{per} = \frac{N_1}{n} = \frac{T_{per}}{n}$$

## 1.3 Propiedades del estimador

Sesgo

$$\mathbb{E}[\hat{\theta}_{per}] = \theta \quad (\text{insesgado})$$

Varianza

$$\text{Var}(\hat{\theta}_{per}) = \frac{\theta(1 - \theta)}{n}$$

Error Cuadrático Medio

$$\text{ECM}(\hat{\theta}_{per}) = \frac{\theta(1 - \theta)}{n}$$

Consistencia

$$\hat{\theta}_{per} \xrightarrow{c.s.} \theta$$

Distribución asintótica

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_{per} - \theta) \xrightarrow{d} N(0, \theta(1-\theta))$$

## 1.4 Intervalo de confianza para $\theta$

Por TCL y Slutsky

$$\sqrt{n} \frac{(\hat{\theta}_{per} - \theta)}{\sqrt{\hat{\theta}_{per}(1 - \hat{\theta}_{per})}} \xrightarrow{d} N(0, 1)$$

Intervalo de confianza 95%

$$IC_{0.95}(\theta) = \hat{\theta}_{per} \pm 1.96 \sqrt{\frac{\hat{\theta}_{per}(1 - \hat{\theta}_{per})}{n}}$$

## 1.5 Cubrimiento empírico

### Simulación Monte Carlo

Table 1: Cubrimiento empírico para diferentes n

n	Cubrimiento
10	0.9232
20	0.8992
50	0.9362
100	0.9462
1000	0.9472
10000	0.9486



Parte II: Test imperfecto con  $S_e$  y  $S_p$  conocidos

## 2.0.1 Estimación de $p$ con $T_{per}$

Estimador de  $p$

$$\hat{p} = \frac{T_{per}}{n}$$

Distribución

$$T_{per} \sim \text{Binomial}(n, p)$$

Propiedades

- ▶  $\mathbb{E}[\hat{p}] = p$
- ▶  $\text{Var}(\hat{p}) = \frac{p(1-p)}{n}$
- ▶  $\hat{p}$  es EMV de  $p$

## 2.0.2 $p$ como función de $\theta$ , $S_e$ y $S_p$ .

$$p = S_e \theta + (1 - S_p)(1 - \theta)$$

Formas equivalentes

$$p = (S_e + S_p - 1) \theta + (1 - S_p)$$

$$\theta = \frac{p + S_p - 1}{S_e + S_p - 1}$$

Casos límite

$$\theta = 0 \Rightarrow p = 1 - S_p$$

$$\theta = 1 \Rightarrow p = S_e$$

## 2.0.3 Comportamiento de $p = P(T = 1)$

Fórmula base

$$p(\theta, Se, Sp) = Se\theta + (1 - Sp)(1 - \theta)$$

Valores de referencia

$$Se = 0.9, \quad Sp = 0.95, \quad \theta = 0.25$$

$$p(0.25) = 0.2625$$

## $p$ vs $\theta$ (fijos $Se$ , $Sp$ )

### Comportamiento

- ▶ **Lineal creciente** en  $\theta$

### Límites

$$\theta = 0 \Rightarrow p = 1 - Sp = 0.05$$

$$\theta = 1 \Rightarrow p = Se = 0.9$$

### Interpretación

- ▶  $\theta$  **bajo**:  $p$  dominada por falsos positivos
- ▶  $\theta$  **alto**:  $p$  dominada por verdaderos positivos

## $p$ vs $Se$ (fijos $\theta$ , $Sp$ )

### Comportamiento

- ▶ **Lineal creciente** en  $Se$
- ▶ Pendiente:  $\theta = 0.25$

### Efecto

- ▶ **Se baja:** Pocos verdaderos positivos
- ▶ **Se alta:** Mejor detección  $\rightarrow p$  mayor

Para  $Se = 0.9$ :

$$p = 0.9 \times 0.25 + 0.05 \times 0.75 = 0.2625$$

## $p$ vs $Sp$ (fijos $\theta$ , $Se$ )

### Comportamiento

- ▶ **Lineal decreciente** en  $Sp$
- ▶ Pendiente:  $-(1 - \theta) = -0.75$

### Efecto

- ▶  **$Sp$  baja:** Muchos falsos positivos  $\rightarrow p$  alto
- ▶  **$Sp$  alta:** Menos falsos positivos  $\rightarrow p$  bajo

Para  $Sp = 0.95$ :

$$p = 0.225 + 0.05 \times 0.75 = 0.2625$$

# Conclusiones clave

## Relaciones lineales

1.  $p \nearrow$  **con**  $\theta$
2.  $p \nearrow$  **con**  $Se$
3.  $p \searrow$  **con**  $Sp$

## 2.1.4 Estimador de momentos (MoM)

Fórmula final

$$\hat{\theta}_{MoM} = \frac{\hat{p}_{MoM} + S_p - 1}{S_e + S_p - 1}$$

Donde

$$\hat{p}_{MoM} = \frac{T_{per}}{n}$$

## 2.1.5 Propiedades del estimador MoM

Sesgo

$$\mathbb{E}[\hat{\theta}_{MoM}] = \theta$$

**Conclusión:** Estimador insesgado

Varianza

$$\text{Var}(\hat{\theta}_{MoM}) = \frac{p(1-p)}{n(S_e + S_p - 1)^2}$$

Error Cuadrático Medio

$$\text{ECM}(\hat{\theta}_{MoM}) = \frac{p(1-p)}{n(S_e + S_p - 1)^2}$$

(Sesgo = 0 → ECM = Varianza)

# Consistencia y forma de $p$

## Consistencia

$$\hat{\theta}_{MoM} \xrightarrow{c.s.} \theta$$

-  $\hat{p}_{MoM} \xrightarrow{c.s.} p$  (Ley fuerte) - Función continua de  $\hat{p}_{MoM}$

## 2.1.6 Comparación ECM: Test perfecto vs imperfecto

### Fórmulas

$$\text{ECM}_{\text{perfecto}} = \frac{\theta(1 - \theta)}{n}$$

$$\text{ECM}_{\text{imperfecto}} = \frac{p(1 - p)}{n(S_e + S_p - 1)^2}$$

Factor de aumento

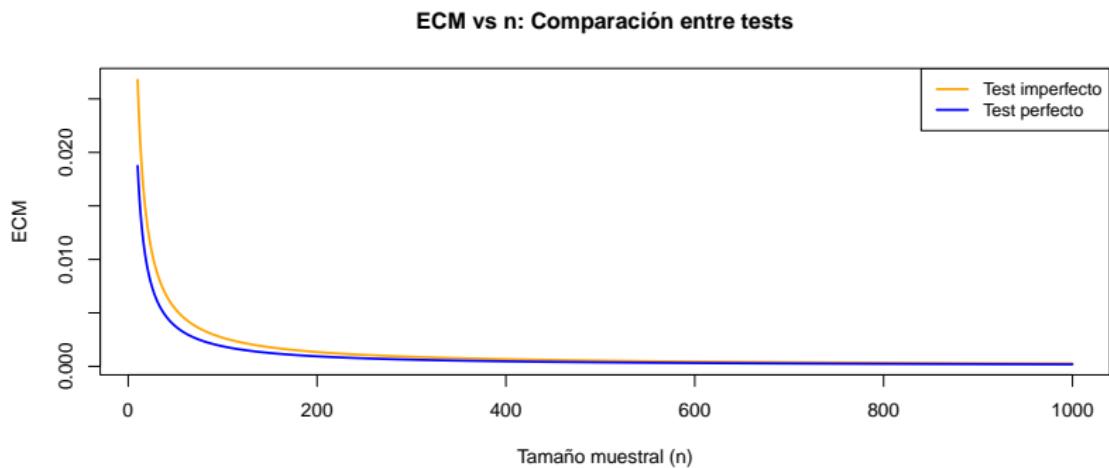
$$\boxed{\frac{1}{(S_e + S_p - 1)^2}}$$

Para  $S_e = 0.9$ ,  $S_p = 0.95$

$$S_e + S_p - 1 = 0.85 \Rightarrow \frac{1}{0.85^2} \approx 1.38$$

**ECM 38% mayor** con test imperfecto

# Comportamiento en función de $n$



## Conclusiones clave

### Observaciones del gráfico

1. **ECM imperfecto > ECM perfecto** para todo  $n$
2. Ambas **decrecen** como  $1/n$

## 2.1.7 Validación: Teórico vs Simulado

### Diseño de simulación

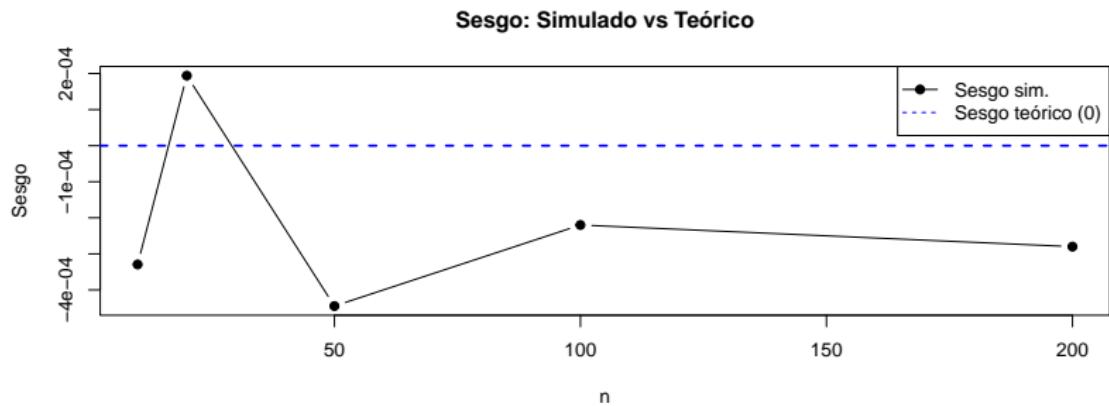
- ▶  $R = 10000$  réplicas
- ▶  $n \in \{10, 20, 50, 100, 200\}$
- ▶  $\theta = 0.25, S_e = 0.9, S_p = 0.95$
- ▶ Estimador:  $\hat{\theta}_{MoM}$

### Valores teóricos

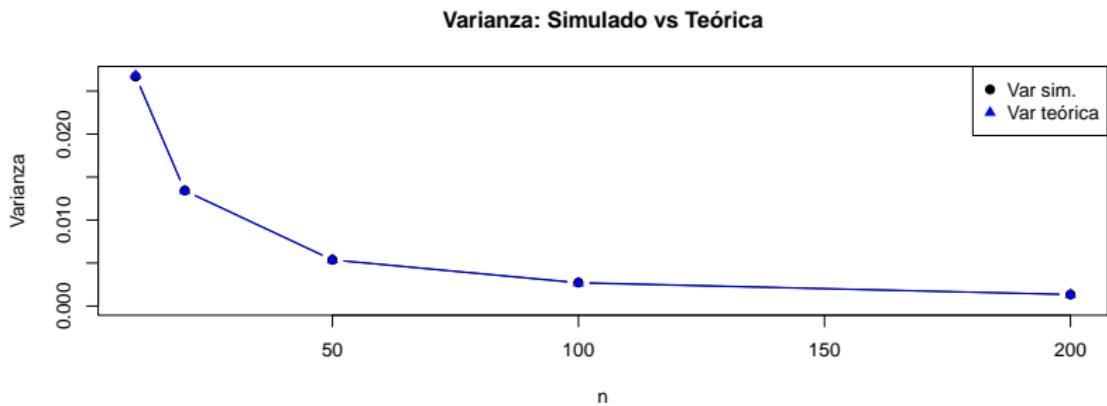
$$\text{Var}_{\text{teórica}} = \frac{p(1-p)}{n(S_e + S_p - 1)^2}$$

$$\text{ECM}_{\text{teórico}} = \text{Var}_{\text{teórica}} \quad (\text{sesgo} = 0)$$

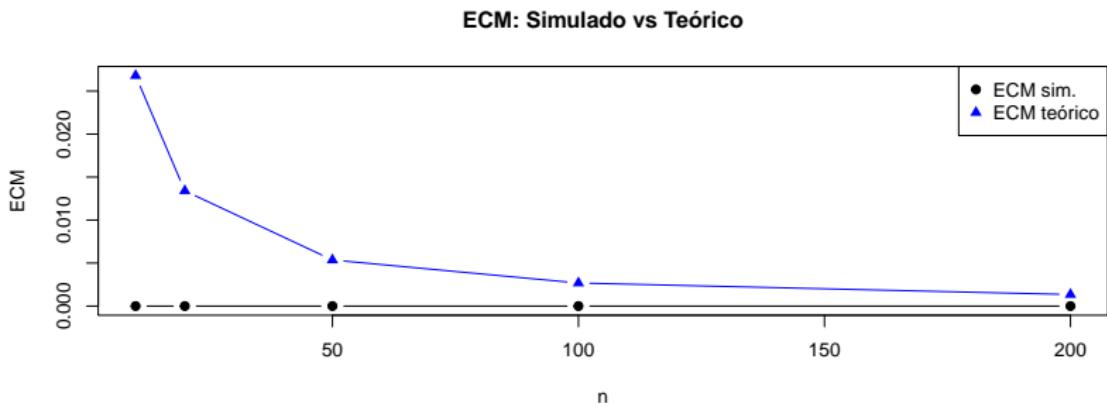
# Sesgo: Simulado vs Teórico ( $=0$ )



# Varianza: Simulado vs Teórica



# ECM: Simulado vs Teórico



# Conclusiones de la validación

## Confirmaciones

1. **Sesgo aprox 0** en simulación → Insesgabilidad verificada
2. **Varianza simulada aprox Varianza teórica** para todo  $n$
3. **ECM simulada aprox ECM teórico** → Fórmulas correctas

## Comportamiento observado

- ▶ **Convergencia:** A mayor  $n$ , mejor ajuste teórico-simulado
- ▶ **Consistencia:** Var/ECM decrecen como  $1/n$
- ▶ **Robustez:** Fórmulas teóricas válidas aún para  $n$  pequeño

## Implicaciones

- ▶ **Expresiones teóricas** son confiables
- ▶ **Estimador MoM** se comporta según teoría
- ▶ **Simulación** valida aproximaciones asintóticas

## 2.1.8 Bootstrap para $\hat{\theta}_{MoM}$ ( $n = 10$ )

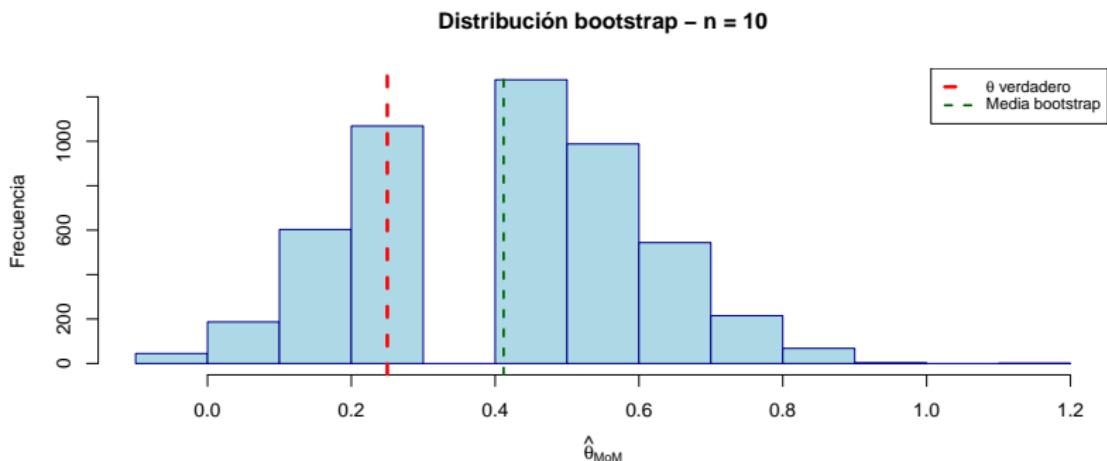
### Parámetros

- ▶  $\theta = 0.25$ ,  $S_e = 0.9$ ,  $S_p = 0.95$
- ▶  $n = 10$ ,  $B = 5000$  réplicas bootstrap
- ▶ Bootstrap no paramétrico

### Método

1. Muestra original:  $T_i \sim \text{Bernoulli}(p)$
2. Remuestreo con reemplazo
3. Recalcular  $\hat{\theta}_{MoM}$  en cada réplica

# Distribución bootstrap ( $n = 10$ )



# Resultados bootstrap

## Estadísticas clave

Media bootstrap = 0.4117

Sesgo bootstrap = 0.1617

Desvío bootstrap = 0.1837

## Características observadas

1. **Alta dispersión** (gran variabilidad)
2. **Sesgo positivo**
3. **Distribución asimétrica** hacia derecha
4. **Valores fuera de [0,1]** posibles

# IC Bootstrap Percentil - Método

## Objetivo

Construir IC para  $\theta$  usando bootstrap no paramétrico

## Algoritmo

1. Para cada  $n \in \{10, 20, 50, 100, 1000\}$
2.  $R = 700$  réplicas Monte Carlo
3.  $B = 1000$  remuestreos bootstrap
4. Calcular  $\hat{\theta}_{MoM}$  en cada bootstrap
5. IC = cuantiles 2.5% y 97.5%

## Fórmula bootstrap

$$IC_{\text{boot}}^{0.95} = [Q_{0.025}(\hat{\theta}^*), Q_{0.975}(\hat{\theta}^*)]$$

donde  $\hat{\theta}^*$  son estimaciones bootstrap

## IC Asintótico - Resultado final

Estimador y varianza estimada

$$\hat{\theta}_{MoM} = \frac{\hat{p} + S_p - 1}{S_e + S_p - 1}$$

$$\widehat{\text{Var}}(\hat{\theta}_{MoM}) = \frac{\hat{p}(1 - \hat{p})}{n(S_e + S_p - 1)^2}$$

Intervalo de confianza 95%

$$IC_{\text{asint}}^{0.95} = \hat{\theta}_{MoM} \pm 1.96 \sqrt{\frac{\hat{p}(1 - \hat{p})}{n(S_e + S_p - 1)^2}}$$

Fundamentos

- ▶ **TCL + Método Delta** → Normalidad asintótica
- ▶ **Slutsky** → Reemplazar  $p$  por  $\hat{p}$
- ▶ **Nivel:** 0.95 asintótico ( $z_{0.975} = 1.96$ )

## Resultados: Bootstrap vs Asintótico

### Cubrimiento empírico y longitud

Table 2: IC Bootstrap Percentil (R=700, B=1000)

n	Cubrimiento	Longitud media
10	0.9329	0.5680
20	0.9186	0.4285
50	0.9314	0.2782
100	0.9429	0.2006
1000	0.9514	0.0638

## Resultados: Intervalos Asintóticos

Table 3: IC Asintótico (R=700)

n	Cubrimiento	Longitud media
10	0.9257	0.5930
20	0.9186	0.4366
50	0.9200	0.2836
100	0.9414	0.2013
1000	0.9457	0.0641

## Conclusiones

1. **Bootstrap más robusto** para  $n$  pequeño
2. **Asintótico adecuado** para  $n \geq 50$
3. **Longitudes similares** en ambos métodos
4. **Convergencia** cuando  $n$  crece

