

## Recapitulemos

Queremos elegir un test  $\phi$  basado en un estadístico  $T$  y una región crítica  $\mathcal{R}$  de tal manera que:

la **probabilidad de error tipo I** sea pequeña para todo  $\theta \in \Theta_0$  y al mismo tiempo la **probabilidad de error tipo II** sea pequeña para todo valores  $\theta \in \Theta_1$ .

¿Siempre es posible hacer pequeñas estas dos probabilidades para todo  $\theta$  en los conjuntos respectivos  $\Theta_0$  y  $\Theta_1$ ?

# Andamiaje de Neyman-Pearson

Usemos la forma compacta del test

$$\phi(X_1, \dots, X_n) = \mathbb{I}_{\mathcal{R}}(T(X_1, \dots, X_n))$$

y supongamos que queremos que **probabilidad de error tipo I** sea pequeña para todo  $\theta \in \Theta_0$ .

# Andamiaje de Neyman-Pearson

Usemos la forma compacta del test

$$\phi(X_1, \dots, X_n) = \mathbb{I}_{\mathcal{R}}(T(X_1, \dots, X_n))$$

y supongamos que queremos que **probabilidad de error tipo I** sea pequeña para todo  $\theta \in \Theta_0$ . Entonces, nos enfocamos en

$$\pi_{\phi}(\theta) = \mathbb{P}_{\theta}(\phi(\mathbf{X}) = 1) \quad \theta \in \Theta_0$$

# Andamiaje de Neyman-Pearson

Usemos la forma compacta del test

$$\phi(X_1, \dots, X_n) = \mathbb{I}_{\mathcal{R}}(T(X_1, \dots, X_n))$$

y supongamos que queremos que **probabilidad de error tipo I** sea pequeña para todo  $\theta \in \Theta_0$ . Entonces, nos enfocamos en

$$\pi_{\phi}(\theta) = \mathbb{P}_{\theta}(\phi(\mathbf{X}) = 1) \quad \theta \in \Theta_0$$

Como  $\phi$  es binaria resulta que

$$\pi_{\phi}(\theta) = \mathbb{E}_{\theta}(\phi(\mathbf{X})) \quad \theta \in \Theta_0$$

# Andamiaje de Neyman-Pearson

Usemos la forma compacta del test

$$\phi(X_1, \dots, X_n) = \mathbb{I}_{\mathcal{R}}(T(X_1, \dots, X_n))$$

y supongamos que queremos que **probabilidad de error tipo I** sea pequeña para todo  $\theta \in \Theta_0$ . Entonces, nos enfocamos en

$$\pi_{\phi}(\theta) = \mathbb{P}_{\theta}(\phi(\mathbf{X}) = 1) \quad \theta \in \Theta_0$$

Como  $\phi$  es binaria resulta que

$$\pi_{\phi}(\theta) = \mathbb{E}_{\theta}(\phi(\mathbf{X})) \quad \theta \in \Theta_0$$

En general, dado  $\theta$  nos interesará la **función de potencia del test**

$$\pi_{\phi}(\theta) = \mathbb{P}_{\theta}(\phi(\theta) = 1) = \mathbb{E}_{\theta}(\phi(\mathbf{X}))$$

También tenemos que

$$\pi_{\phi}(\theta) = \mathbb{P}_{\theta}(T(\mathbf{X}) \in \mathcal{R})$$

# Andamiaje de Neyman-Pearson

Para disminuir esta probabilidad consideremos la región  $\mathcal{R}^* \subset \mathcal{R}$  y definamos un nuevo test

$$\phi^*(X_1, \dots, X_n) = \mathbb{I}_{\mathcal{R}^*}(T(X_1, \dots, X_n))$$

Entonces, la **probabilidad de error tipo I** asociada a este test es:

$$\mathbb{P}_\theta(\phi^*(\mathbf{X}) = 1) = \mathbb{P}_\theta(T(\mathbf{X}) \in \mathcal{R}^*) \quad \theta \in \Theta_0$$

# Andamiaje de Neyman-Pearson

Para disminuir esta probabilidad consideremos la región  $\mathcal{R}^* \subset \mathcal{R}$  y definamos un nuevo test

$$\phi^*(X_1, \dots, X_n) = \mathbb{I}_{\mathcal{R}^*}(T(X_1, \dots, X_n))$$

Entonces, la **probabilidad de error tipo I** asociada a este test es:

$$\mathbb{P}_\theta(\phi^*(\mathbf{X}) = 1) = \mathbb{P}_\theta(T(\mathbf{X}) \in \mathcal{R}^*) \quad \theta \in \Theta_0$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_\theta[\phi^* = 1] &= \mathbb{P}_\theta[T(X_1, \dots, X_n) \in \mathcal{R}^*] \\ &\leq \mathbb{P}_\theta[T(X_1, \dots, X_n) \in \mathcal{R}] = \mathbb{P}_\theta[\phi = 1], \quad \forall \theta \in \Theta_0. \end{aligned}$$

# Andamiaje de Neyman-Pearson

Para disminuir esta probabilidad consideremos la región  $\mathcal{R}^* \subset \mathcal{R}$  y definamos un nuevo test

$$\phi^*(X_1, \dots, X_n) = \mathbb{I}_{\mathcal{R}^*}(T(X_1, \dots, X_n))$$

Entonces, la **probabilidad de error tipo I** asociada a este test es:

$$\mathbb{P}_\theta(\phi^*(\mathbf{X}) = 1) = \mathbb{P}_\theta(T(\mathbf{X}) \in \mathcal{R}^*) \quad \theta \in \Theta_0$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_\theta[\phi^* = 1] &= \mathbb{P}_\theta[T(X_1, \dots, X_n) \in \mathcal{R}^*] \\ &\leq \mathbb{P}_\theta[T(X_1, \dots, X_n) \in \mathcal{R}] = \mathbb{P}_\theta[\phi = 1], \quad \forall \theta \in \Theta_0. \end{aligned}$$

Logramos lo que queríamos en  $\Theta_0$ . ¿Qué pasa si  $\theta \in \Theta_1$ ?



# Andamiaje de Neyman-Pearson

Para disminuir esta probabilidad consideremos la región  $\mathcal{R}^* \subset \mathcal{R}$  y definamos un nuevo test

$$\phi^*(X_1, \dots, X_n) = \mathbb{I}_{\mathcal{R}^*}(T(X_1, \dots, X_n))$$

Entonces, la **probabilidad de error tipo I** asociada a este test es:

$$\mathbb{P}_\theta(\phi^*(\mathbf{X}) = 1) = \mathbb{P}_\theta(T(\mathbf{X}) \in \mathcal{R}^*) \quad \theta \in \Theta_0$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_\theta[\phi^* = 1] &= \mathbb{P}_\theta[T(X_1, \dots, X_n) \in \mathcal{R}^*] \\ &\leq \mathbb{P}_\theta[T(X_1, \dots, X_n) \in \mathcal{R}] = \mathbb{P}_\theta[\phi = 1], \quad \forall \theta \in \Theta_0. \end{aligned}$$

Logramos lo que queríamos en  $\Theta_0$ . ¿Qué pasa si  $\theta \in \Theta_1$ ? Notemos que  $\mathcal{R}^* \subset \mathcal{R} \implies \overline{\mathcal{R}^*} \supset \overline{\mathcal{R}}$  y por lo tanto,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_\theta[\phi^* = 0] &= \mathbb{P}_\theta[T(X_1, \dots, X_n) \notin \mathcal{R}^*] \\ &\geq \mathbb{P}_\theta[T(X_1, \dots, X_n) \notin \mathcal{R}] \geq \mathbb{P}_\theta[\phi = 0], \quad \forall \theta \in \Theta_1. \end{aligned}$$

Por simetría, algo similar pasaría si quisiéramos disminuir la probabilidad de error II.

## Andamiaje de Neyman-Pearson

La premisa de Neyman-Pearson es que como el más importante es el error de tipo I, controlaremos la probabilidad de error I y vamos a fijarla en un determinado valor.

Una vez que eso está fijado, podemos preocuparnos por el otro error y tratar de que la probabilidad de error II sea baja.

## Nivel y Potencia

- $\mathbf{X} \sim F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta})$      $H_0 : \boldsymbol{\theta} \in \Theta_0$      $H_1 : \boldsymbol{\theta} \in \Theta_1$
- Fijemos un valor  $\alpha \in (0, 1)$ .
- El *nivel de significación* de un test  $\phi$  es  $\alpha$  si:

$$\sup_{\boldsymbol{\theta} \in \Theta_0} \pi_{\phi}(\boldsymbol{\theta}) = \sup_{\boldsymbol{\theta} \in \Theta_0} \mathbb{P}_{\boldsymbol{\theta}}(\phi = 1) = \alpha$$

## Nivel y Potencia

- $\mathbf{X} \sim F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}) \quad H_0 : \boldsymbol{\theta} \in \Theta_0 \quad H_1 : \boldsymbol{\theta} \in \Theta_1$

- Fijemos un valor  $\alpha \in (0, 1)$ .

- El *nivel de significación* de un test  $\phi$  es  $\alpha$  si:

$$\sup_{\boldsymbol{\theta} \in \Theta_0} \pi_{\phi}(\boldsymbol{\theta}) = \sup_{\boldsymbol{\theta} \in \Theta_0} \mathbb{P}_{\boldsymbol{\theta}}(\phi = 1) = \alpha$$

- $\phi$  es el test *más potente* de nivel menor o igual que  $\alpha$  para una alternativa fija  $\boldsymbol{\theta}_1 \in \Theta_1$  si

(a)  $\sup_{\boldsymbol{\theta} \in \Theta_0} \pi_{\phi}(\boldsymbol{\theta}) \leq \alpha$

(b) Dado  $\phi^*$  de nivel menor o igual que  $\alpha$  se tiene

$$\pi_{\phi^*}(\boldsymbol{\theta}_1) \leq \pi_{\phi}(\boldsymbol{\theta}_1)$$

# TEST UMP: tests óptimos

- $\phi$  es un test *uniformemente más potente*, **UMP**, de nivel menor o igual que  $\alpha$  para

$$H_0 : \boldsymbol{\theta} \in \Theta_0 \quad vs. \quad H_1 : \boldsymbol{\theta} \in \Theta_1$$

si

(a)  $\sup_{\boldsymbol{\theta} \in \Theta_0} \pi_{\phi}(\boldsymbol{\theta}) \leq \alpha$

(b) Dado  $\phi^*$  de nivel menor o igual que  $\alpha$  se tiene

$$\pi_{\phi^*}(\boldsymbol{\theta}_1) \leq \pi_{\phi}(\boldsymbol{\theta}_1) \qquad \boldsymbol{\theta}_1 \in \Theta_1$$

# Tipos de Tests

Consideremos el caso  $\theta$  univariado.

- Hipótesis Simple:  $\theta = \theta_0$
- Hipótesis Compuesta:  $\theta < \theta_0, \theta > \theta_0, \theta \neq \theta_0$

## Tipos de Tests

- Unilaterales:

$$H_0 : \theta \geq \theta_0 \text{ vs. } H_1 : \theta < \theta_0$$

$$H_0 : \theta \leq \theta_0 \text{ vs. } H_1 : \theta > \theta_0$$

- Bilateral:

$$H_0 : \theta = \theta_0 \text{ vs. } H_1 : \theta \neq \theta_0$$

## Lema de Neyman Pearson

$\Theta_0$  y  $\Theta_1$  son hipótesis simples y que  $\mathbf{X}$  tiene distribución discreta:  
 $f(\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta})$  es una f.p.p.

## Lema de Neyman Pearson

$\Theta_0$  y  $\Theta_1$  son hipótesis simples y que  $\mathbf{X}$  tiene distribución discreta:  
 $f(\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta})$  es una f.p.p.

$$H_0 : \boldsymbol{\theta} = \theta_0 \quad vs. \quad H_1 : \boldsymbol{\theta} = \theta_1$$

Parece razonable rechazar  $H_0$  si  $f(\mathbf{x}, \theta_1)$  es mayor que  $f(\mathbf{x}, \theta_0)$ . Es decir, si

$$\frac{f(\mathbf{x}, \theta_1)}{f(\mathbf{x}, \theta_0)} > k_\alpha$$

donde  $k_\alpha$  se elegirá de manera de alcanzar el nivel deseado  $\alpha$ .



# Lema de Neyman Pearson

**Lema:** Sea  $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$  una muestra aleatoria de tamaño  $n$  de una distribución con f.d. o f.p.p  $f(x; \theta)$ , donde  $\theta_0$  y  $\theta_1$  son dos posibles valores de  $\theta$ .

Consideremos  $H_0 : \theta = \theta_0$  vs.  $H_1 : \theta = \theta_1$ .

a) Si para algún  $k > 0$  la variable aleatoria

$$\Lambda(\mathbf{X}) = \frac{f(\mathbf{x}, \theta_1)}{f(\mathbf{x}, \theta_0)}$$

satisface

$$\mathbb{P}_{\theta_0}(\Lambda(\mathbf{X}) > k) = \alpha,$$

entonces el test definido como

$$\phi(\mathbf{X}) = \mathbb{I}\{\Lambda(\mathbf{X}) > k\} \tag{1}$$

es un test más potente de nivel  $\alpha$  para testear dichas hipótesis.

# Lema de Neyman Pearson

Observación: Notemos que el test es de la forma:

$$\phi(\mathbf{X}) = \begin{cases} 1 & \text{si } f(\mathbf{x}, \theta_1) > k f(\mathbf{x}, \theta_0) \\ 0 & \text{en c.c.} \end{cases} \quad (2)$$

b) Si  $\psi$  es un test UMP para testear  $H_0$  vs.  $H_1$ , entonces es de la forma (2) excepto quizás un conjunto  $\mathcal{S}$  tal que

$$\mathbb{P}_{\theta_0}(\mathcal{S}) = \mathbb{P}_{\theta_1}(\mathcal{S}) = 0$$

# Lema de Neyman Pearson

**Demo:** a) Probaremos el resultado para el caso continuo. Es claro que  $\phi$  tiene el nivel deseado.

Para simplificar el resto de la demostración usaremos la siguiente notación:

$$\int_B f(\theta, \mathbf{x}) d\mathbf{x} = \int \dots \int_B f(\theta, x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n$$

Definimos los siguientes conjuntos:

$$\begin{cases} C_1 = \{\mathbf{x} : f(\theta_1, \mathbf{x}) > k f(\theta_0, \mathbf{x})\} \\ C_2 = \{\mathbf{x} : f(\theta_1, \mathbf{x}) \leq k f(\theta_0, \mathbf{x})\} \end{cases}$$

Sea  $\psi$  otro test que cumple que su nivel es  $\alpha$ , entonces

$$\alpha = \mathbb{P}_{\theta_0}(\phi(\mathbf{X}) = 1) = \mathbb{P}_{\theta_0}(\psi(\mathbf{X}) = 1)$$

o dicho de otra manera

$$\alpha = \mathbb{E}_{\theta_0}(\phi(\mathbf{X})) = \mathbb{E}_{\theta_0}(\psi(\mathbf{X}))$$

y la diferencia de las potencias es

# Lema de Neyman Pearson

$$\begin{aligned}\mathbb{E}_{\theta_1}(\phi(\mathbf{X})) - \mathbb{E}_{\theta_1}(\psi(\mathbf{X})) &= \mathbb{E}_{\theta_1}[\phi(\mathbf{X}) - \psi(\mathbf{X})] \\&= \int_{C_1} [\phi(\mathbf{x}) - \psi(\mathbf{x})] f(\theta_1, \mathbf{x}) d\mathbf{x} + \int_{C_2} [\phi(\mathbf{x}) - \psi(\mathbf{x})] f(\theta_1, \mathbf{x}) d\mathbf{x} \\&= \int_{C_1} [1 - \psi(\mathbf{x})] f(\theta_1, \mathbf{x}) d\mathbf{x} + \int_{C_2} [0 - \psi(\mathbf{x})] f(\theta_1, \mathbf{x}) d\mathbf{x} \\&\geq \int_{C_1} [1 - \psi(\mathbf{x})] k f(\theta_0, \mathbf{x}) d\mathbf{x} + \int_{C_2} [-\psi(\mathbf{x})] k f(\theta_0, \mathbf{x}) d\mathbf{x}\end{aligned}$$

Entonces,

$$\begin{aligned}\mathbb{E}_{\theta_1}(\phi(\mathbf{X})) - \mathbb{E}_{\theta_1}(\psi(\mathbf{X})) \\&\geq \int_{C_1} [\phi(\mathbf{x}) - \psi(\mathbf{x})] k f(\theta_0, \mathbf{x}) d\mathbf{x} + \int_{C_2} [\phi(\mathbf{x}) - \psi(\mathbf{x})] k f(\theta_0, \mathbf{x}) d\mathbf{x} \\&= k \mathbb{E}_{\theta_0}[\phi(\mathbf{X}) - \psi(\mathbf{X})] = k(\alpha - \alpha) = 0 \quad (*)\end{aligned}$$

y por lo tanto

$$\mathbb{E}_{\theta_1}(\phi(\mathbf{X})) \geq \mathbb{E}_{\theta_1}(\psi(\mathbf{X}))$$

como queríamos ver.

# Lema de Neyman Pearson

b) Consideremos el caso continuo. Notemos que si  $\psi$  tiene nivel  $\alpha$  y es UMP, entonces

$$E_{\theta_0}(\phi(\mathbf{X})) = \mathbb{E}_{\theta_0}(\psi(\mathbf{X})) = \alpha$$

y

$$E_{\theta_1}(\phi(\mathbf{X})) = \mathbb{E}_{\theta_1}(\psi(\mathbf{X}))$$

Además, como  $\psi \leq 1$

$$[\phi(\mathbf{x}) - \psi(\mathbf{x})][f(\theta_1, \mathbf{x}) - kf(\theta_0, \mathbf{x})] \geq 0,$$

por lo tanto si

$$\int [\phi(\mathbf{x}) - \psi(\mathbf{x})][f(\theta_1, \mathbf{x}) - kf(\theta_0, \mathbf{x})]d\mathbf{x} = 0$$

tenemos que

$$[\phi(\mathbf{x}) - \psi(\mathbf{x})][f(\theta_1, \mathbf{x}) - kf(\theta_0, \mathbf{x})] = 0$$

salvo en un conjunto  $\mathcal{S}$  tal que  $|\mathcal{S}| = 0$ .

Por lo tanto,  $\{\mathbf{x} : f(\theta_1, \mathbf{x}) \neq kf(\theta_0, \mathbf{x})\} \cap \overline{\mathcal{S}}, \phi = \psi$ , es decir que  $\psi$  es de la forma

(2) salvo en un conjunto  $\mathbb{P}_{\theta_0}(\mathcal{S}) = \mathbb{P}_{\theta_1}(\mathcal{S}) = 0$ , como queríamos ver.

## Observaciones

- Una condición suficiente para la existencia de una  $k$  adecuada para cualquier  $\alpha \in (0, 1)$  es que  $\Lambda(\mathbf{X})$  sea una variable aleatoria continua bajo la hipótesis nula.

Si la distribución de  $\Lambda(\mathbf{X})$  bajo  $H_0$  es discreta o tiene discontinuidades, puede existir un  $\alpha \in (0, 1)$  para el cual no se pueda hallar un  $k > 0$  para el cual  $\mathbb{P}_{\theta_0}(\Lambda(\mathbf{X}) > k) = \alpha$ .

- El Lema de Neyman Pearson fue probado esencialmente sin condiciones de regularidad u otra restricciones. Sin embargo, si se lo escribe de la forma anterior queda claro que las situaciones en que  $f(\mathbf{x}, \theta_0) = 0$  deben ser analizadas especialmente con cuidado.

- Notemos que la desigualdad final en (\*) sigue siendo válida si  $\psi$  tiene nivel menor que  $\alpha$ , digamos  $\alpha^* < \alpha$ , pues quedará  $k(\alpha - \alpha^*) > 0$ .