# Probabilidades y Estadística Clase Auxiliar

Profesor: Fernando Lema

Auxiliares: Víctor Carmi - Abelino Jiménez

Universidad de Chile



### Indice General

- Contenidos
  - Muestras y Distribuciones muestrales
  - Estimación Puntual

### Indice General

- Contenidos
  - Muestras y Distribuciones muestrales
  - Estimación Puntual

# Advertencias y Recomendaciones

- Tener presente siempre de qué se está hablando.
- Distinguir entre variables aleatorias, números desconocidos y valores muestrales.
- Cuidado con la Notación.

# Advertencias y Recomendaciones

- Tener presente siempre de qué se está hablando.
- Distinguir entre variables aleatorias, números desconocidos y valores muestrales.
- Cuidado con la Notación.

# Advertencias y Recomendaciones

- Tener presente siempre de qué se está hablando.
- Distinguir entre variables aleatorias, números desconocidos y valores muestrales.
- Cuidado con la Notación.

#### Definición MUESTRA ALEATORIA

Sea X v.a. con cierta distribución de probabilidad. Sean  $X_1,\ X_2,...,\ X_n$  n vs. as ind, cada una con la misma distribución de X. Se dice que  $(X_1,\ X_2,...,\ X_n)$  una muestra aleatoria de X.

#### Definición ESTADISTICO

Sea  $X_1,..., X_n$  una muestra aleatoria de una v.a. X y sean  $x_1,..., x_n$  los valores tomados por la muestra. Sea H una función definida para  $(x_1,...,x_n)$ . Se dice que  $Y=H(X_1,...,X_n)$  es un estadístico que toma el valor  $y=H(x_1,...,x_n)$ .

### OBSERVACIONES

- Una muestra aleatoria se puede considerar como n mediciones de la variable X.

### Definición MUESTRA ALEATORIA

Sea X v.a. con cierta distribución de probabilidad. Sean  $X_1,\ X_2,...,\ X_n$  n vs. as ind, cada una con la misma distribución de X. Se dice que  $(X_1,\ X_2,...,\ X_n)$  una muestra aleatoria de X.

### Definición ESTADISTICO

Sea  $X_1,..., X_n$  una muestra aleatoria de una v.a. X y sean  $x_1,..., x_n$  los valores tomados por la muestra. Sea H una función definida para  $(x_1,...,x_n)$ . Se dice que  $Y=H(X_1,...,X_n)$  es un estadístico que toma el valor  $y=H(x_1,...,x_n)$ .

### OBSERVACIONES

- Una muestra aleatoria se puede considerar como n mediciones de la variable X.

### Definición MUESTRA ALEATORIA

Sea X v.a. con cierta distribución de probabilidad. Sean  $X_1,\ X_2,...,\ X_n$  n vs. as ind, cada una con la misma distribución de X. Se dice que  $(X_1,\ X_2,...,\ X_n)$  una muestra aleatoria de X.

#### Definición ESTADISTICO

Sea  $X_1,..., X_n$  una muestra aleatoria de una v.a. X y sean  $x_1,..., x_n$  los valores tomados por la muestra. Sea H una función definida para  $(x_1,...,x_n)$ . Se dice que  $Y=H(X_1,...,X_n)$  es un estadístico que toma el valor  $y=H(x_1,...,x_n)$ .

#### OBSERVACIONES:

- Una muestra aleatoria se puede considerar como n mediciones de la variable X.
- Un Estadístico es una variable aleatoria.

### Definición MUESTRA ALEATORIA

Sea X v.a. con cierta distribución de probabilidad. Sean  $X_1, X_2, ..., X_n$  n vs. as ind, cada una con la misma distribución de X. Se dice que  $(X_1, X_2, ..., X_n)$  una muestra aleatoria de X.

### Definición ESTADISTICO

Sea  $X_1,..., X_n$  una muestra aleatoria de una v.a. X y sean  $x_1,..., x_n$  los valores tomados por la muestra. Sea H una función definida para  $(x_1,..., x_n)$ . Se dice que  $Y = H(X_1,..., X_n)$  es un estadístico que toma el valor  $y = H(x_1,..., x_n)$ .

#### OBSERVACIONES:

- Una muestra aleatoria se puede considerar como n mediciones de la variable X.
- Un Estadístico es una variable aleatoria.

Sean  $(X_1,...,X_n)$  una muestra aleatoria de la v.a. X. Los siguientes estadísticos son de interés:

Promedio Muestral

$$\overline{X} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}$$

Varianza Muestral

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2}{n}$$

Sean  $(X_1, ..., X_n)$  una muestra aleatoria de la v.a. X. Los siguientes estadísticos son de interés:

Promedio Muestral

$$\overline{X} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}$$

Varianza Muestral

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2}{n}$$

Sean  $(X_1, ..., X_n)$  una muestra aleatoria de la v.a. X. Los siguientes estadísticos son de interés:

Promedio Muestral

$$\overline{X} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}$$

Varianza Muestral

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2}{n}$$

#### Mínimo de la Muestra

$$K = min(X_1,..., X_n)$$

Máximo de la Muestra

$$M = max(X_1, ..., X_n)$$

Recorrido de la Muestra

$$R = M - m$$

#### Mínimo de la Muestra

$$K = min(X_1, ..., X_n)$$

Máximo de la Muestra

$$M = max(X_1, ..., X_n)$$

Recorrido de la Muestra

$$R = M - m$$

Mínimo de la Muestra

$$K = min(X_1, ..., X_n)$$

Máximo de la Muestra

$$M = max(X_1, ..., X_n)$$

Recorrido de la Muestra

$$R = M - m$$

#### Teorema

Sea X una v.a. con  $E(X) = \mu$  y  $Var(X) = \sigma^2$ . Sea  $\overline{X}$  el promedio muestral de una muestra aleatoria simple de tamaño n. Entonces

- (a)  $E(\overline{X}) = \mu$
- (b)  $Var(\overline{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$
- (c) Para n grande,  $(\overline{X} \mu)/(\sigma/\sqrt{n})$  tiene aproximadamente la distribución N(0,1)

### OBSERVACIÓN.

(c) se aplica para n grande. De lo contrario hay que encontrar la distribución de  $\overline{X}$ 

#### Teorema

Sea X una v.a. con  $E(X) = \mu$  y  $Var(X) = \sigma^2$ . Sea  $\overline{X}$  el promedio muestral de una muestra aleatoria simple de tamaño n. Entonces

- (a)  $E(\overline{X}) = \mu$
- (b)  $Var(\overline{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$
- (c) Para n grande,  $(\overline{X} \mu)/(\sigma/\sqrt{n})$  tiene aproximadamente la distribución N(0,1)

### OBSERVACIÓN.

(c) se aplica para n grande. De lo contrario hay que encontrar la distribución de  $\overline{X}$ .

#### Teorema

Sea X una v.a. continua con fdp f y fda F. Sea  $X_1, ..., X_n$  una muestra aleatoria de X y sean K y M el mínimo y el máximo de la muestra respectivamente. Luego:

- (a) La fdp de M está dada por  $g(m) = n [F(m)]^{n-1} f(m)$
- (b) La fdp de K está dada por  $h(k) = n [1 F(k)]^{n-1} f(k)$

### EJERCICIO PARA REPASAR

Tomar el caso en que la distribución sea exponencial.

#### Teorema

Sea X una v.a. continua con fdp f y fda F. Sea  $X_1, ..., X_n$  una muestra aleatoria de X y sean K y M el mínimo y el máximo de la muestra respectivamente. Luego:

- (a) La fdp de M está dada por  $g(m) = n [F(m)]^{n-1} f(m)$
- (b) La fdp de K está dada por  $h(k) = n [1 F(k)]^{n-1} f(k)$

#### EJERCICIO PARA REPASAR.

Tomar el caso en que la distribución sea exponencial.

### Indice General

- Contenidos
  - Muestras y Distribuciones muestrales
  - Estimación Puntual

### Definición ESTIMADOR

Sea X v.a. con cierta distribución de probabilidad dependiente de un parametro  $\theta$ . Sea  $X_1, X_2, ..., X_n$  una muestra de X y sean  $x_1, ..., x_n$  los valores muestrales. Si  $g(X_1, ..., X_n)$  es una función de la muestra que va a ser usada para estimar  $\theta$ , nos referimos a g como un **estimador** de  $\theta$ . Llamaremos a  $\hat{\theta} = g(x_1, ..., x_n)$  estimación de  $\theta$ .

OBSERVACION (ABUSO DE NOTACIÓN):

 $\hat{\theta}$  v/s  $\theta$ 

Para nosotros  $\hat{\theta}$  es una v.a. y  $\theta$  un número desconocido. hablaremos de  $E(\hat{\theta})$  como  $E(g(X_1,...,X_n))$ 

### Definición ESTIMADOR

Sea X v.a. con cierta distribución de probabilidad dependiente de un parametro  $\theta$ . Sea  $X_1, X_2, ..., X_n$  una muestra de X y sean  $x_1, ..., x_n$  los valores muestrales. Si  $g(X_1, ..., X_n)$  es una función de la muestra que va a ser usada para estimar  $\theta$ , nos referimos a g como un **estimador** de  $\theta$ . Llamaremos a  $\hat{\theta} = g(x_1, ..., x_n)$  estimación de  $\theta$ .

OBSERVACION (ABUSO DE NOTACIÓN):

 $\hat{\theta}$  v/s  $\theta$ 

Para nosotros  $\hat{\theta}$  es una v.a. y  $\theta$  un número desconocido. hablaremos de  $E(\hat{\theta})$  como  $E(g(X_1,...,X_n))$ 

#### Definición ESTIMADOR INSESGADO

Sea  $\hat{\theta}$  una estimación del parámetro desconocido  $\theta$  asociado a la distribución de la v. a. X. Entonces  $\hat{\theta}$  es un **estimador insesgado** para  $\theta$  si  $E(\hat{\theta}) = \theta$  para cualquier  $\theta$ .

#### Definición ESTIMADOR DE VARIANZA MINIMA

Sea  $\hat{\theta}$  una estimación insesgada de  $\theta$ . Diremos que  $\hat{\theta}$  es una **estimación de varianza mínima** de  $\theta$  si para todas las estimaciones  $\theta*$  tales que  $E(\theta*)=\theta$ , tenemos  $Var(\hat{\theta})\leq Var(\theta*)$  para cualquie  $\theta$ .

Es decir, entre todas las estimaciones insesgadas de  $\theta$ ,  $\hat{\theta}$  tiene la varianza más pequeña.

#### Definición ESTIMADOR INSESGADO

Sea  $\hat{\theta}$  una estimación del parámetro desconocido  $\theta$  asociado a la distribución de la v. a. X. Entonces  $\hat{\theta}$  es un **estimador insesgado** para  $\theta$  si  $E(\hat{\theta}) = \theta$  para cualquier  $\theta$ .

### Definición ESTIMADOR DE VARIANZA MINIMA

Sea  $\hat{\theta}$  una estimación insesgada de  $\theta$ . Diremos que  $\hat{\theta}$  es una **estimación de varianza mínima** de  $\theta$  si para todas las estimaciones  $\theta*$  tales que  $E(\theta*)=\theta$ , tenemos  $Var(\hat{\theta})\leq Var(\theta*)$  para cualquie  $\theta$ .

Es decir, entre todas las estimaciones insesgadas de  $\theta$ ,  $\hat{\theta}$  tiene la varianza más pequeña.

### Definición ESTIMADOR CONVERGENTE

Sea  $\hat{\theta}$  una estimación de  $\theta$ . Se dice que  $\hat{\theta}$  es una **estimación** convengente a  $\theta$ si

$$\lim_{n\to\infty} P(\mid \hat{\theta} - \theta \mid > \varepsilon) = 0 \quad \forall \varepsilon > 0$$

o equivalentemente

$$\lim_{n\to\infty} P(\mid \hat{\theta} - \theta \mid \leq \varepsilon) = 1 \quad \forall \varepsilon > 0$$

#### OBSERVACION:

En general, decir a patir de la definición, si el estimador es consistente es algo difícil. Para facilitar las cosas se tiene el siguiente teorema.



### Definición ESTIMADOR CONVERGENTE

Sea  $\hat{\theta}$  una estimación de  $\theta$ . Se dice que  $\hat{\theta}$  es una **estimación** convengente a  $\theta$ si

$$\lim_{n\to\infty} P(\mid \hat{\theta}-\theta\mid>\varepsilon)=0 \quad \forall \varepsilon>0$$

o equivalentemente

$$\lim_{n\to\infty} P(\mid \hat{\theta}-\theta\mid \leq \varepsilon) = 1 \quad \forall \varepsilon > 0$$

#### OBSERVACION:

En general, decir a patir de la definición, si el estimador es consistente es algo difícil. Para facilitar las cosas se tiene el siguiente teorema.



### Teorema de Consistencia

### **TEOREMA**

Sea  $\hat{\theta}$  una estimación de  $\theta$ . Si  $\lim_{n\to\infty} E(\hat{\theta}) = \theta$  y si  $\lim_{n\to\infty} Var(\hat{\theta}) = 0$ , entonces  $\hat{\theta}$  es una estimación convergente de  $\theta$ .

#### DEMOSTRACION

Tenemos la Desigualdad de Chebyshev

$$P(\mid \hat{\theta} - \theta \mid \geq \varepsilon) \leq \frac{1}{\varepsilon^2} E\left[(\hat{\theta} - \theta)^2\right]$$

Con el teorema anterior, se tiene inmediatamente que

#### TEOREMA

Sea X v.a. con esperanza  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ . Sea  $\overline{X}$  el promedio muestral obtenido de una muestra de tamaño n. Entonces  $\overline{X}$  es un estimador insesgado y convergente a  $\mu$ .

### Teorema de Consistencia

### **TEOREMA**

Sea  $\hat{\theta}$  una estimación de  $\theta$ . Si  $\lim_{n\to\infty} E(\hat{\theta}) = \theta$  y si  $\lim_{n\to\infty} Var(\hat{\theta}) = 0$ , entonces  $\hat{\theta}$  es una estimación convergente de  $\theta$ .

#### **DEMOSTRACION**

Tenemos la Desigualdad de Chebyshev:

$$P(\mid \hat{\theta} - \theta \mid \geq \varepsilon) \leq \frac{1}{\varepsilon^2} E\left[(\hat{\theta} - \theta)^2\right]$$

Con el teorema anterior, se tiene inmediatamente que

#### TEOREMA

Sea X v.a. con esperanza  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ . Sea  $\overline{X}$  el promedio muestral obtenido de una muestra de tamaño n. Entonces  $\overline{X}$  es un estimador insesgado y convergente a  $\mu$ .

### Teorema de Consistencia

### **TEOREMA**

Sea  $\hat{\theta}$  una estimación de  $\theta$ . Si  $\lim_{n\to\infty} E(\hat{\theta}) = \theta$  y si  $\lim_{n\to\infty} Var(\hat{\theta}) = 0$ , entonces  $\hat{\theta}$  es una estimación convergente de  $\theta$ .

#### **DEMOSTRACION**

Tenemos la Desigualdad de Chebyshev:

$$P(\mid \hat{\theta} - \theta \mid \geq \varepsilon) \leq \frac{1}{\varepsilon^2} E\left[(\hat{\theta} - \theta)^2\right]$$

Con el teorema anterior, se tiene inmediatamente que

### **TEOREMA**

Sea X v.a. con esperanza  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ . Sea  $\overline{X}$  el promedio muestral obtenido de una muestra de tamaño n. Entonces  $\overline{X}$  es un estimador insesgado y convergente a  $\mu$ .

### Error Cuadrático Medio

### Definición ERROR CUADRATICO MEDIO

Se define al **error cuadrático medio** de un estimador  $\hat{ heta}$  de heta como

$$ECM(\hat{\theta}) = E\left((\hat{\theta} - \theta)^2\right)$$

Notemos que

$$ECM(\hat{\theta}) = Var(\hat{\theta}) + Sesgo^2$$

donde

$$Sesgo = E(\hat{\theta}) - \theta$$

### Error Cuadrático Medio

### Definición ERROR CUADRATICO MEDIO

Se define al **error cuadrático medio** de un estimador  $\hat{ heta}$  de heta como

$$ECM(\hat{\theta}) = E\left((\hat{\theta} - \theta)^2\right)$$

Notemos que

$$ECM(\hat{\theta}) = Var(\hat{\theta}) + Sesgo^2$$

donde

$$Sesgo = E(\hat{\theta}) - \theta$$

### P1

Sea  $X_1, X_2,..., X_n$  una muestra de X tal que  $E(X) = \mu$  y  $Var(X) = \sigma^2$ 

Mostrar que 
$$E\left(\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\overline{X})^{2}\right)=(n-1)\cdot\sigma^{2}$$

Esto genera que

$$\hat{\sigma}^2_{n-1} = \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2 \right)$$

es un estimador insesgado de  $\sigma^2$ 

Se denota

$$\hat{\sigma}^2_n = \frac{1}{n} \left( \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2 \right)$$

### P1

Sea  $X_1, X_2,..., X_n$  una muestra de X tal que  $E(X) = \mu$  y  $Var(X) = \sigma^2$ 

Mostrar que 
$$E\left(\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\overline{X})^{2}\right)=(n-1)\cdot\sigma^{2}$$

Esto genera que

$$\hat{\sigma}_{n-1}^2 = \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2 \right)$$

es un estimador insesgado de  $\sigma^2$ 

Se denota

$$\hat{\sigma^2}_n = \frac{1}{n} \left( \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2 \right)$$

### P1

Sea  $X_1, X_2,..., X_n$  una muestra de X tal que  $E(X) = \mu$  y  $Var(X) = \sigma^2$ 

Mostrar que 
$$E\left(\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\overline{X})^{2}\right)=(n-1)\cdot\sigma^{2}$$

Esto genera que

$$\hat{\sigma}_{n-1}^2 = \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2 \right)$$

es un estimador insesgado de  $\sigma^2$ 

Se denota

$$\hat{\sigma^2}_n = \frac{1}{n} \left( \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2 \right)$$

#### P2

Si  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , mostrar que

$$\frac{(n-1)\cdot\hat{\sigma^2}_{n-1}}{\sigma^2} = \frac{\sum\limits_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

HINT

$$\sum \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma}\right)^2 = \frac{nS_n^2}{\sigma^2} + \left(\frac{\overline{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right)^2$$

Se puede probar que si  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , entonces  $\overline{X}$  y  $\hat{\sigma}_{n-1}^2$  son independientes.

#### P2

Si  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , mostrar que

$$\frac{(n-1)\cdot\hat{\sigma^2}_{n-1}}{\sigma^2} = \frac{\sum\limits_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

HINT:

$$\sum \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma}\right)^2 = \frac{nS_n^2}{\sigma^2} + \left(\frac{\overline{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right)^2$$

Se puede probar que si  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , entonces  $\overline{X}$  y  $\hat{\sigma}_{n-1}^2$  son independientes.

### P2

Si  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , mostrar que

$$\frac{(n-1)\cdot\hat{\sigma^2}_{n-1}}{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

HINT:

$$\sum \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma}\right)^2 = \frac{nS_n^2}{\sigma^2} + \left(\frac{\overline{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right)^2$$

Se puede probar que si  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , entonces  $\overline{X}$  y  $\hat{\sigma^2}_{n-1}$  son independientes.

### P3

Si  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , mostrar que

$$ECM(\hat{\sigma^2}_{n+1}) < ECM(\hat{\sigma^2}_n) < ECM(\hat{\sigma^2}_{n-1})$$

## Métodos para encontrar Estimadores

Hasta ahora, tenemos algunas herramientas para determinar si un estimador dado cumple o no algunas "buenas" propiedades.

Necesitamos tener algunos métodos que nos permitan llegar a buenos estimadores.

## Estimador de Máxima Verosimilitud

### Definición ESTIMADOR DE MÁXIMA VEROSIMILITUD

El estimador de máxima verosimilitud de  $\theta$ , llamado  $\hat{\theta}$ , basado en una muestra  $X_1, X_2, ..., X_n$  es el valor de  $\theta$  que maximiza a  $L(X_1, X_2, ..., X_n; \theta)$  considerado como una función de  $\theta$  para la muestra dada. L está definida como

$$L(X_1, X_2, ..., X_n; \theta) = f(X_1; \theta) \cdot f(X_2; \theta) \cdot ... \cdot f(X_n; \theta)$$

Dedemos maximizar. Para ello, lo más intuitivo es

$$\frac{\partial}{\partial \theta} = 0$$

Sin embargo, notemos que deberíamos derivar muchos productos!!! ¿Qué hacemos?

## **USAMOS** In

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln L(X_1, X_2, ..., X_n; \theta) = 0$$

Dedemos maximizar. Para ello, lo más intuitivo es

$$\frac{\partial}{\partial \theta} = 0$$

Sin embargo, notemos que deberíamos derivar muchos productos!!! ¿Qué hacemos?

## USAMOS In

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln L(X_1, X_2, ..., X_n; \theta) = 0$$

Dedemos maximizar. Para ello, lo más intuitivo es

$$\frac{\partial}{\partial \theta} = 0$$

Sin embargo, notemos que deberíamos derivar muchos productos!!! ¿Qué hacemos?

## **USAMOS** In

$$\frac{\partial}{\partial \theta}$$
 In  $L(X_1, X_2, ..., X_n; \theta) = 0$ 

Dedemos maximizar. Para ello, lo más intuitivo es

$$\frac{\partial}{\partial \theta} = 0$$

Sin embargo, notemos que deberíamos derivar muchos productos!!! ¿Qué hacemos?

## USAMOS In

$$\frac{\partial}{\partial \theta}$$
 In  $L(X_1, X_2, ..., X_n; \theta) = 0$ 

# Propiedades del EMV

- El EMV puede ser sesgado.
- Propiedad de Invarianza Es decir si  $\hat{\theta}$  es el EMV de  $\theta$ , entonces  $g(\hat{\theta})$  es el EMV de  $g(\theta)$

¿Qué pasa si L (función de verosimilitud) depende de más de un parámetro?

$$L(X_1, X_2, ..., X_n; \alpha, \beta)$$

Simplemente tomamos ambas derivadas parciales y resolvemos un sistema

## Propiedades del EMV

- El EMV puede ser sesgado.
- Propiedad de Invarianza Es decir si  $\hat{\theta}$  es el EMV de  $\theta$ , entonces  $g(\hat{\theta})$  es el EMV de  $g(\theta)$

¿Qué pasa si L (función de verosimilitud) depende de más de un parámetro?

$$L(X_1, X_2,..., X_n; \alpha, \beta)$$

Simplemente tomamos ambas derivadas parciales y resolvemos un sistema.

## Propiedades del EMV

- El EMV puede ser sesgado.
- Propiedad de Invarianza Es decir si  $\hat{\theta}$  es el EMV de  $\theta$ , entonces  $g(\hat{\theta})$  es el EMV de  $g(\theta)$

¿Qué pasa si L (función de verosimilitud) depende de más de un parámetro?

$$L(X_1, X_2, ..., X_n; \alpha, \beta)$$

Simplemente tomamos ambas derivadas parciales y resolvemos un sistema.

### P4

Sea  $X \sim Gamma(r, \alpha)$ , y  $X_1, X_2, ..., X_n$  una muestra aleatoria.

- a) Encontrar el EMV de r y  $\alpha$ .
- b) Asumiendo r conocido, encontrar el EMV de  $\lambda = \frac{1}{\alpha}$ . Estudiar insesgamiento y consistencia.
- c) ¿Cuál es la distribución muestral de  $\hat{\lambda}$ ?

#### Distribución Gamma

• Gamma  $G(r,\alpha)$ Sean  $r, \alpha > 0$ . Si  $X \sim G(r,\alpha)$ , se tiene

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{\alpha^r x^{r-1} \cdot e^{-\alpha x}}{\Gamma(r)} & x > 0\\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

#### P4

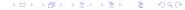
Sea  $X \sim Gamma(r, \alpha)$ , y  $X_1, X_2, ..., X_n$  una muestra aleatoria.

- a) Encontrar el EMV de r y  $\alpha$ .
- b) Asumiendo r conocido, encontrar el EMV de  $\lambda = \frac{1}{\alpha}$ . Estudiar insesgamiento y consistencia.
- c) ¿Cuál es la distribución muestral de  $\hat{\lambda}$ ?

#### Distribución Gamma

• Gamma  $G(r,\alpha)$ Sean  $r, \alpha > 0$ . Si  $X \sim G(r,\alpha)$ , se tiene

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{\alpha^r x^{r-1} \cdot e^{-\alpha x}}{\Gamma(r)} & x > 0\\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$



### P5

- a) Determinar el EMV de p de una Distribución Binomial.
- b) Mostrar que no existe estimador insesgado de

$$\theta = \frac{p}{1-p}$$

# Bibliografía



Probabilidad y Aplicaciones Estadísticas.

W. Mendenhall.

Mathematical statistics with applications