

# Modelos lineales y modelos lineales generalizados

Rolando Gonzales Martinez, PhD

Fellow postdoctoral Marie  
Skłodowska-Curie

Universidad de Groningen  
(Países Bajos)

Investigador (researcher)

Iniciativa de Pobreza y Desarrollo  
Humano de la Universidad de  
Oxford (UK)

# Recap: Contenido

## **(1) Introducción a los Modelos Lineales**

- Definición de modelos lineales.
- Regresión lineal simple y múltiple.
- Métodos de ajuste de modelos lineales: mínimos cuadrados ordinarios (OLS), máxima verosimilitud, métodos Bayesianos
- Laboratorio: Ajuste de modelos lineales en R y Python

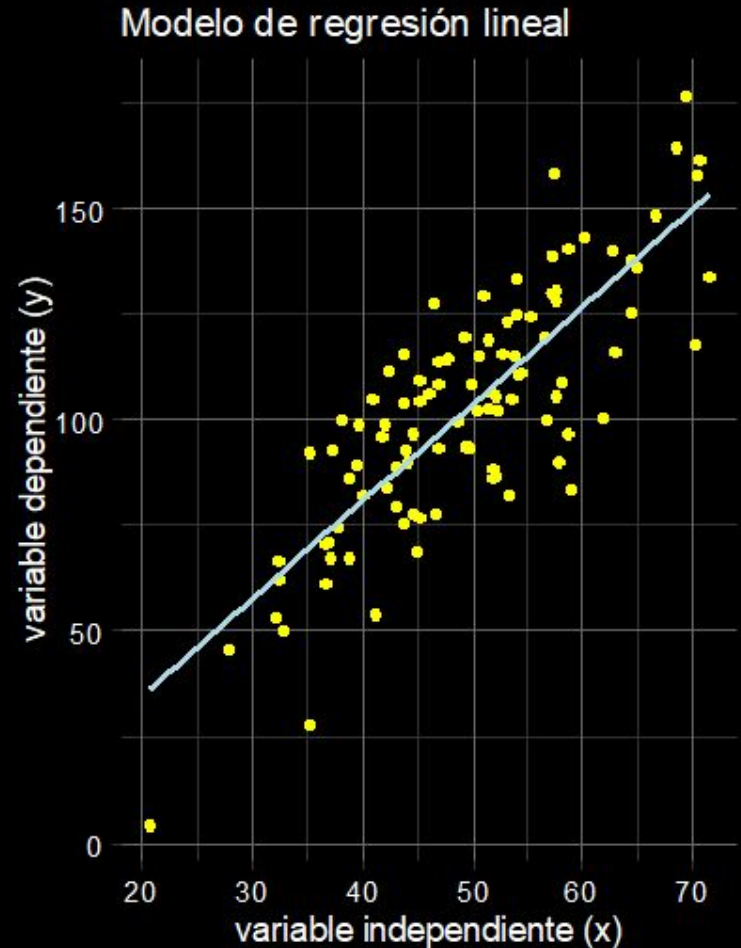
# Objetivos de aprendizaje SMART de los conceptos y habilidades para las sesiones de modelos lineales

Al concluir las sesiones, se logrará:

- Conceptos:
  - Comprender qué son los modelos y qué son los modelos lineales
  - Entender los métodos de estimación de parámetros modelos lineales
  - Entender el concepto de estimador y sus propiedades
- Habilidades:
  - Estimar en la práctica modelos lineales
  - Analizar en la práctica los resultados de modelos lineales
  - Identificar en la práctica patologías en los modelos lineales

# Definición de modelos lineales

- Modelos estadísticos que asumen una relación lineal entre variables.
- Los modelos lineales pueden ser simples, con una sola variable independiente, o múltiples, con varias variables independientes.
- Se utilizan en estadística y en diversas disciplinas científicas para describir y predecir relaciones entre variables.



# Modelos

- **Modelo Matemático:** **Abstracción** para representar, comprender y predecir fenómenos utilizando matemáticas (ecuaciones, funciones, etc.)
  - Los modelos matemáticos son validados mediante la comparación de sus resultados/predicciones contra datos observacionales o experimentales, y pueden ser adaptados y refinados a medida que se dispone de más datos o se comprende mejor el fenómeno estudiado.
  - **Epistemológicamente**, los modelos son construcciones abstractas que permiten organizar y estructurar el conocimiento de manera sistemática y precisa.

# Modelos

- **Modelo Estadístico:** Subtipo de modelo matemático que utiliza datos **empíricos** y probabilidades para entender, analizar relaciones y predecir fenómenos observables

Funciones Epistemológicas de un Modelo Estadístico:

- **Descriptiva:** Describe y resume las características principales de un conjunto de datos.
- **Inferencial:** Permite hacer inferencias sobre fenómenos de interés mediante estimaciones y pruebas de hipótesis.
- **Predictiva**
- **Explicativa:** Ayuda a entender las relaciones y mecanismos subyacentes entre variables.

# Variables

La estadística analiza variables que fluctúan de una forma más o menos impredecible.

**Variable aleatoria (definición).** *Dado un espacio  $(S, \sigma_{\mathcal{B}}, \mathbb{P})$ , una variable aleatoria es una función del espacio muestral  $S$  a  $\mathbb{R}$ ,  $X : S \rightarrow \mathbb{R}$ .*

Ejemplo: Para  $S = \{C, E\}$ , es posible definir una función  $X(m)$  tal que,

$$X(m) = \begin{cases} 1 & \text{si } m = C \\ 0 & \text{si } m = E \end{cases}$$

# Variable

Cuando se realiza un experimento, la realización es un resultado en el espacio muestral.

Para cada evento  $A$  del espacio muestral  $S$ , puede asociarse un número entre cero y uno que se llamará probabilidad de  $A$ ,  $\mathbb{P}(A)$ .

Para una definición más precisa, es necesario definir primero el concepto de sigma álgebras.

**Sigma álgebra (definición).** *Una colección de subconjuntos de  $S$  se llama sigma álgebra ( $\sigma$ -álgebra o campo de Borel), denotado por  $\mathcal{B}$ , si satisface las siguientes propiedades:*

1.  $\emptyset \in \mathcal{B}$
2. Si  $A \in \mathcal{B}$ , entonces  $A^c \in \mathcal{B}$
3. Si  $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{B}$ , entonces  $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{B}$



# Variables

**Función de probabilidad (definición).** *Dado un espacio muestral  $S$  y una sigma álgebra asociada  $\mathcal{B}$ , una función de probabilidad será aquella que satisfaga,*

1.  $\mathbb{P}(A) \geq 0$  para todo  $A \in \mathcal{B}$
2.  $\mathbb{P}(S) = 1$
3. Si  $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{B}$  son disjuntos, entonces
$$\mathbb{P}(\cup_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_i)$$

Estas propiedades se denominan usualmente Axiomas de Probabilidad o Axiomas de Kolmogorov. La terna  $(S, \sigma_{\mathcal{B}}, \mathbb{P})$  es un espacio de probabilidad en el que cada suceso  $A \in \mathcal{B}$  recibe el nombre de probabilidad de  $A$ .

# Variables

Las variables se dividen en varias categorías según su naturaleza y el tipo de valores que pueden tomar.

## 1. Variables Cualitativas (o Categóricas):

- Nominales: Son variables que representan categorías sin un orden inherente. Ejemplos incluyen el color de ojos (azul, verde, marrón) o el tipo de mascota (perro, gato, pájaro).
- Ordinales: Son variables que representan categorías con un orden lógico, pero sin una distancia uniforme entre categorías. Ejemplos incluyen los niveles de satisfacción (insatisfecho, neutral, satisfecho) o las clasificaciones (primero, segundo, tercero).

## 2. Variables Cuantitativas (o Numéricas):

- Discretas: Son variables que toman valores contables, generalmente números enteros. Ejemplos incluyen el número de hijos en una familia o el número de coches en un garaje.
- Continuas: Son variables que pueden tomar cualquier valor dentro de un rango, incluyendo fracciones y decimales. Ejemplos incluyen la altura, el peso o la temperatura.

# Variables

## 3. Variables Dependientes e Independientes:

- Independientes: Son variables que se manipulan o controlan para observar su efecto sobre otras variables. En un experimento, son las que el investigador cambia para ver cómo afectan a la variable dependiente.
- Dependientes: Son variables que se miden para ver el efecto de las variables independientes. En un experimento, son las que se observan y registran para ver cómo cambian en respuesta a las variables independientes.

## 4. Variables Dicotómicas: variables que sólo pueden tomar dos valores posibles.

## 5. Variables de Escala:

- Intervalo: Son variables cuantitativas donde la distancia entre dos valores tiene significado, pero no hay un verdadero cero. Ejemplo: temperatura en grados Celsius.
- Razón: Son variables cuantitativas donde hay un verdadero cero y se pueden realizar operaciones matemáticas significativas. Ejemplo: peso, altura, ingresos.

# Función de distribución de una variable aleatoria

Asociada a una variable aleatoria  $X$  existe una función, denominada función de distribución acumulada de  $X$ .

**Función de distribución acumulada (definición).** *La función de distribución acumulada (cdf) de una variable aleatoria  $X$ , denotada por  $F_X(x)$ , se define como,*

$$F_X(x) = \mathbb{P}_X(X \leq x), \text{ para todo } x$$

*Esta función satisface las siguientes propiedades,*

1.  $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0, \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1.$
2.  $F(x)$  es una función no decreciente de  $x$ .
3.  $\lim_{x \downarrow x_0} F(x) = F(x_0)$

Nótese que una variable aleatoria será continua si  $F_X(x)$  es una función continua de  $x$ , y será discreta si  $F_X(x)$  es una función en pasos de  $x$ .

# Funciones de masa y densidad

Asociada a  $X$  y a su cdf  $F_X$  existe otra función, llamada función de densidad de probabilidad (pdf) o función de masa de probabilidad (pmf), refiriéndose al caso continuo y discreto, respectivamente. Ambas se refieren a probabilidades puntuales de variables aleatorias.

**Función de masa de probabilidad (definición)** . *La función de masa de probabilidad (pmf)  $f_X(x)$  de una variable aleatoria discreta  $X$  es  $f_X(x) = \mathbb{P}(X = x)$  para todo  $x$*

**Función de densidad de probabilidad (definición)** . *La función de densidad de probabilidad (pdf)  $f_X(x)$  de una variable aleatoria continua  $X$  es  $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$  para todo  $x$  (nótese que  $\frac{d}{dx} F_X(x) = f_X(x)$  y en el caso discreto, de manera similar, las probabilidades puntuales  $f_X(x)$  se añaden para obtener  $F_X(x)$ )*

La expresión " $X$  tiene una distribución  $F_X(x)$ ", se escribe  $X \sim F_X(x)$ .

# Distribuciones discretas y continuas

Las distribuciones de probabilidad pueden ser discretas o continuas. Una variable aleatoria  $X$  tiene una distribución discreta si el rango de  $X$ , el espacio muestral, es contable (en la mayoría de las situaciones, se encuentra en  $\mathbb{Z}$ ). Por ejemplo, una variable aleatoria  $X$  tiene una *distribución uniforme discreta* si,

$$\mathbb{P}(X = x|N) = \frac{1}{N}, \quad x = 1, 2, \dots, N$$

para  $N \in \mathbb{Z}^+$ . Esta distribución pone igual masa en todos los posibles resultados  $1, 2, \dots, N$ .

En usual también trabajar con *variables continuas*, definidas en  $\mathbb{R}$ , o en  $\mathbb{R}^{0,+}$  (como las variables de stock), por lo que se prestará atención a las distribuciones de variables continuas en esta sección, especialmente a las utilizadas usualmente en inferencia.

# Distribuciones continuas

**Distribución uniforme continua (definición).** *La pdf de una distribución uniforme continua es,*

$$f(x; a, b) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{para } a \leq x \leq b, \\ 0 & \text{para } x < a \text{ o } x > b \end{cases}$$

*por lo que si una variable aleatoria continua  $X \sim \mathcal{U}(a, b)$ , su distribución queda definida por los parámetros  $a$  y  $b$ . Si  $a = 0$  y  $b = 1$  la distribución resultante  $\mathcal{U}(0, 1)$  se denomina distribución uniforme estándar.*

# Distribución Normal (Gaussiana)

**Distribución gaussiana (definición).** *Una variable aleatoria continua  $X$  se distribuye normalmente (sigue una distribución Gaussiana o Gauss-Laplace) con media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ , denotado por  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ , si la pdf de  $X$  es,*

$$f(x) \equiv f(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left( \frac{x - \mu}{\sigma} \right)^2 \right\}$$

Algunas propiedades útiles de  $f(x)$  son,

1.  $f(\mu + x) = f(\mu - x)$  (simetría alrededor de  $\mu$ ).
2.  $\mathbb{P}(\mu - \sigma < X < \mu + \sigma) \cong 0.683$
3.  $\mathbb{P}(\mu - 2\sigma < X < \mu + 2\sigma) \cong 0.954$
4.  $\mathbb{P}(\mu - 3\sigma < X < \mu + 3\sigma) \cong 0.997$



# Distribución Normal (Gaussiana) estandar

**Distribución gaussiana estándar (definición).** *Una variable aleatoria continua  $X$  sigue una distribución normal estándar si  $\mu = 0$  y  $\sigma^2 = 1$ , por lo que  $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ .*

# Distribución continua t de Student

**Distribución  $t$  de Student.** Sean dos variables aleatorias  $Z \sim N(0, 1)$  y  $Y \sim \chi^2(k)$ , la variable aleatoria continua  $T$ ,

$$T = \frac{Z}{\sqrt{\frac{Y}{k}}}$$

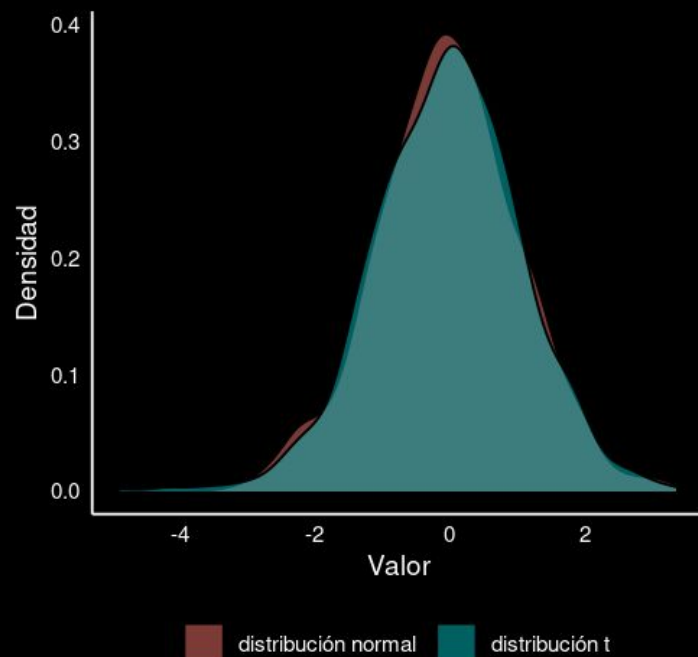
seguiría una distribución  $t$ -Student con una pdf,

$$f(T, k) = \frac{\Gamma(\frac{k+1}{2})}{\sqrt{k\pi} \Gamma(\frac{k}{2})} \left(1 + \frac{T^2}{k}\right)^{-\frac{1}{2}(k+1)}$$

Una propiedad importante e interesante de la distribución  $t$  de Student es que puede ser usada para muestras pequeñas que impliquen la distribución Gaussiana.

Sea  $F_k$  la cdf de  $t(k)$  y  $\Phi$  la cdf de una distribución  $\mathcal{N}(0, 1)$ . Entonces,  $\lim_{k \rightarrow \infty} F_k(t) = \mathcal{N}(0, 1)$ . De hecho para  $k > 40$  se logra una buena aproximación.

Distribución  $t$  de Student vs Normal



# Momentos

La esperanza de una variable aleatoria es una medida de su tendencia central, que resume el valor esperado de esta variable.

**Esperanza de una variable aleatoria (definición).** *La esperanza de una variable aleatoria  $g(X)$ , denotada por  $\mathbb{E}(X)$ , es*

$$\mathbb{E}(X) \begin{cases} \sum_{x \in X} g(x) \mathbb{P}(X = x) & \text{si } X \text{ es discreta} \\ \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f(x) dx & \text{si } X \text{ es continua,} \end{cases}$$

Sea una muestra  $x_1, \dots, x_n$ . La esperanza  $\mathbb{E}(X)$  está relacionada con el primer momento muestral (la media),

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

# Segundo momento y momentos superiores

El segundo momento central es la varianza.

**Varianza (definición).** *La varianza de una variable aleatoria  $X$  es su segundo momento central,  $Var(X) = \mathbb{E}(X - \mathbb{E}(X))^2$ . La raíz cuadrada positiva de  $Var(X)$  es la desviación estándar de  $X$ .*

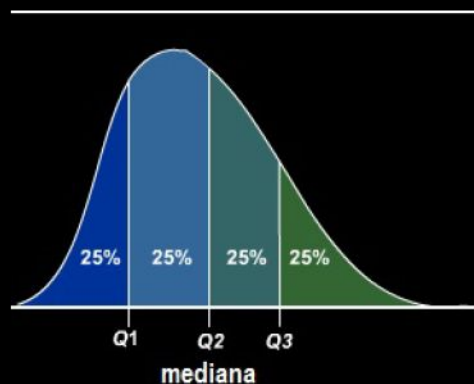
La varianza proporciona una medida del grado de dispersión de una distribución alrededor de la media. La varianza muestral de una muestra  $x_1, \dots, x_n$  se calcula con,

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$$

Momentos superiores son el sesgo y la curtosis de una distribución. El sesgo mide el grado de simetría de una distribución, y la curtosis el grado de apuntamiento de la distribución. Dependiendo del valor de la curtosis, una distribución puede ser leptocúrtica (curtosis  $> 3$ ), mesocúrtica (curtosis  $= 3$ ) o platicúrtica (curtosis  $< 3$ ).

# Fractiles

**Fractiles (definición).** Sea  $X$  una variable aleatoria continua y sea  $\alpha \in (0, 1)$ . Si  $q = q(X; \alpha)$  es aquel tal que  $\mathbb{P}(X < q) = \alpha$  y  $\mathbb{P}(X > q) = 1 - \alpha$ , entonces  $q$  es llamado un fractil de  $X$ .



Si se expresa las probabilidades en porcentaje,  $q$  será el  $100\alpha$  percentil de la distribución de  $X$ .

# Estimación

La estimación es el proceso de extraer información acerca del valor de cierto parámetro poblacional a partir de la muestra  $x_1, \dots, x_n$ , utilizando algún estadígrafo como estimador, calculado con los datos  $x_1, \dots, x_n$ .

Estadígrafo.

*Considérese que se obtiene una muestra de tamaño  $n$  de una población. Un estadígrafo es una función que se obtiene utilizando como datos las observaciones de la muestra  $x_1, \dots, x_n$ .*

# Estimación puntual e intervállica

Dado un modelo de regresión:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon$$

Los estimadores puntuales son:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

# Estimación puntual e intervállica

Un intervalo de confianza  $(1 - \alpha)\%$  es:

$$\beta_1 \pm t_{n-2, \alpha/2} \times SE(\beta_1)$$

Donde:

$$SE(\beta_1) = \sqrt{\frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}$$

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n - 2} \quad \begin{array}{l} e_i = y_i - \hat{y}_i \\ \hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i \end{array}$$



# Ejercicios prácticos

R (posit cloud):

<https://posit.cloud>

R analytic flow:

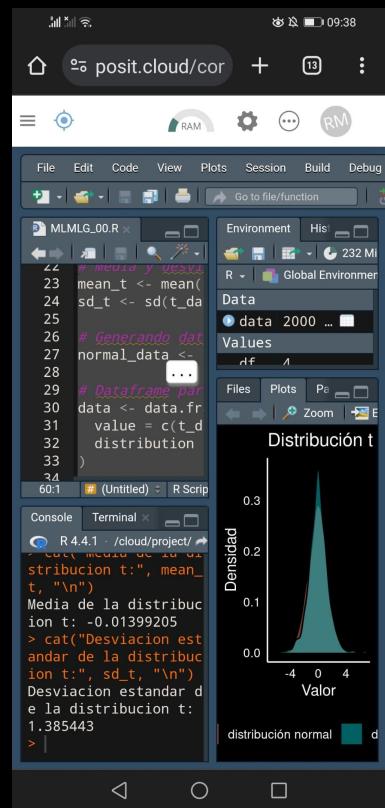
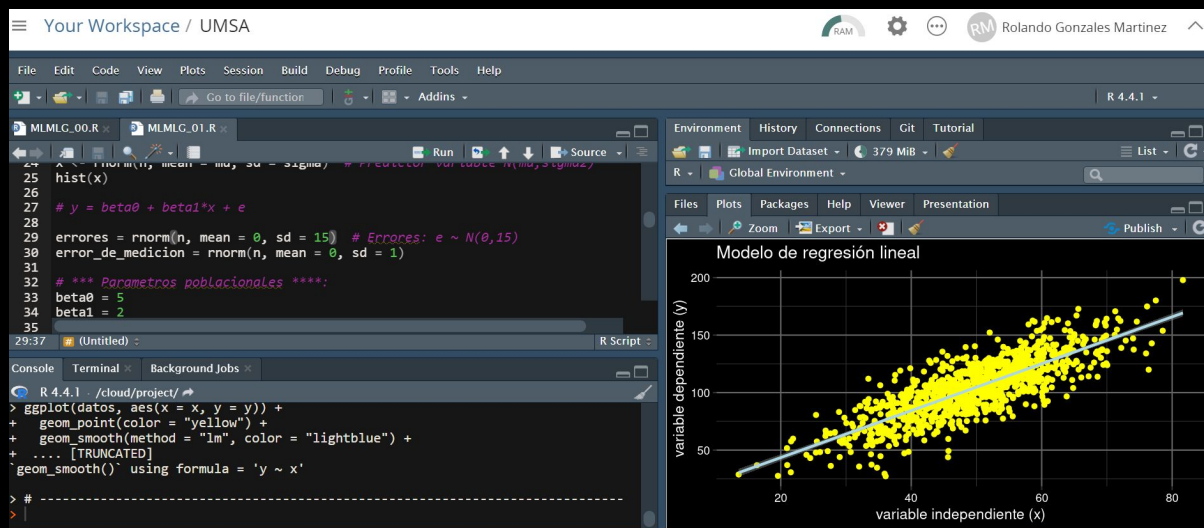
<https://r.analyticflow.com/en/>

Python (Anaconda cloud):

<https://anaconda.cloud/sign-in>

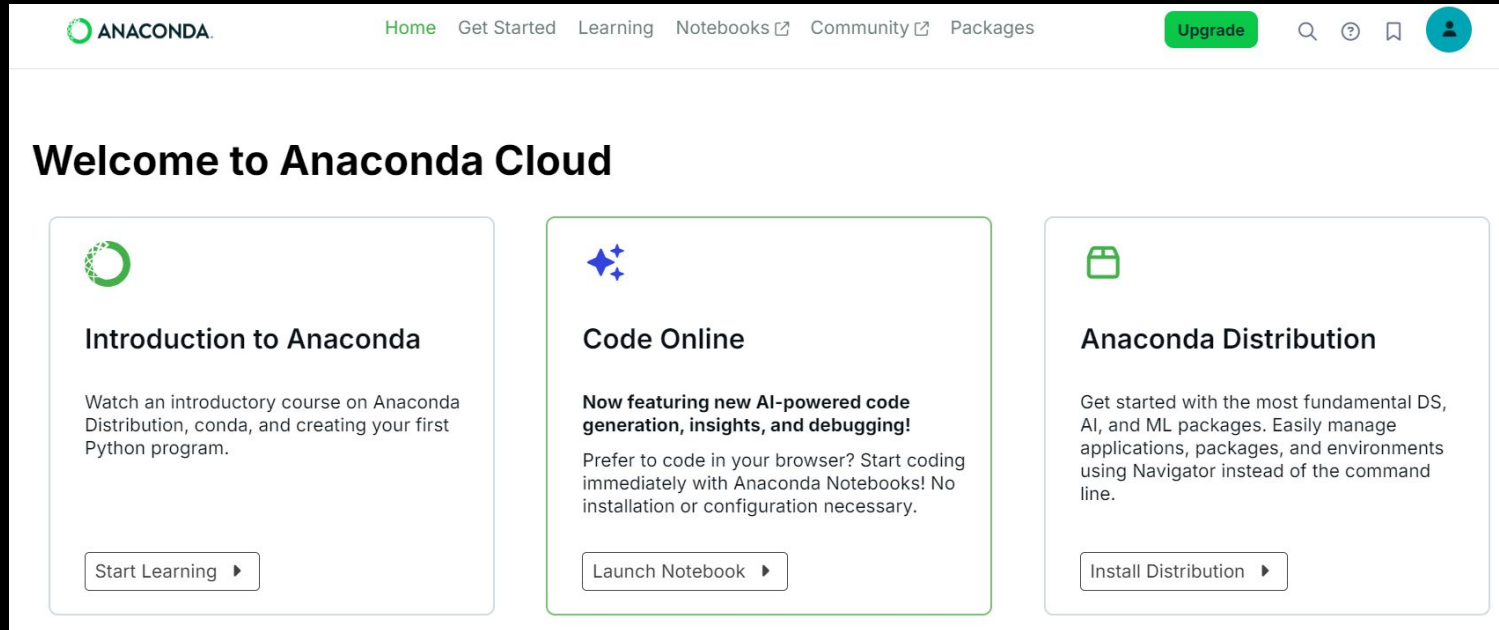
# Posit cloud: R en la nube

Permite correr R en la nube,  
incluso desde un teléfono celular



# Anaconda cloud

Es necesario crear una cuenta o ingresar con un usuario de Google/GitHub y luego ingresar a Code Online:



# Estimadores MCO (OLS)

Dado un modelo de regresión multivariante expresado en notación matricial:

$$\underset{(n \times 1)}{\mathbf{y}} = \underbrace{\underset{(n \times k)}{\mathbf{X}} \underset{(k \times 1)}{\boldsymbol{\beta}}}_{(n \times 1)} + \underset{(n \times 1)}{\boldsymbol{\varepsilon}}$$

$$\underset{(n \times 1)}{\mathbf{y}} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}, \quad \underset{(n \times 1)}{\boldsymbol{\varepsilon}} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}, \quad \underset{(n \times k)}{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{1k} \\ x_{21} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix},$$

# Estimadores MCO (OLS)

Se busca obtener estimadores que minimicen la suma de residuos al cuadrado

$$\underset{(n \times 1)}{\mathbf{y}} = \underbrace{\underset{(n \times k)}{\mathbf{X}} \underset{(k \times 1)}{\boldsymbol{\beta}}}_{(n \times 1)} + \underset{(n \times 1)}{\boldsymbol{\varepsilon}}$$

$$\underset{(k \times 1)}{\boldsymbol{\beta}} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}$$

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} \equiv \arg \min_{\hat{\boldsymbol{\beta}}} SSR(\hat{\boldsymbol{\beta}})$$

$$SSR(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})$$

# Estimadores MCO (OLS)

Se busca obtener estimadores que minimicen la suma de residuos al cuadrado

$$\underset{(n \times 1)}{\mathbf{y}} = \underbrace{\underset{(n \times k)}{\mathbf{X}} \underset{(k \times 1)}{\boldsymbol{\beta}}}_{(n \times 1)} + \underset{(n \times 1)}{\boldsymbol{\varepsilon}}$$

$$\underset{(k \times 1)}{\boldsymbol{\beta}} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} \quad \begin{aligned} \hat{\boldsymbol{\beta}} &\equiv \arg \min_{\hat{\boldsymbol{\beta}}} SSR(\hat{\boldsymbol{\beta}}) \\ \hat{\boldsymbol{\beta}} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} \end{aligned}$$

# Estimación frecuentista con máxima verosimilitud

Qué es la función de verosimilitud?

- La función  $\mathcal{L}(\theta|\mathbf{x})$  –denominada función de verosimilitud– es una cantidad matemática que expresa la verosimilitud, plausibilidad, de que el parámetro  $\theta$  tome un valor concreto en base a la información contenida en la muestra  $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$
- En la función de verosimilitud  $\mathcal{L}(\theta|\mathbf{x})$ , la muestra permanece constante, y  $\theta$  varía en el espacio paramétrico  $\Theta$ . Situación contraria a  $\mathbb{P}(\mathbf{x}|\theta)$ , ya que en este caso,  $\theta$  permanece constante y lo que se compara son los posibles sucesos  $\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots$  para el mismo valor de  $\theta$ .

# Estimación frecuentista con máxima verosimilitud

Sea una variable aleatoria  $\xi$  con una función de densidad  $f(x; \theta)$ . Si se toma una muestra de tamaño  $n$ ,  $x_1, \dots, x_n$ , la función de densidad conjunta de la muestra será,

$$f(x_1, \dots, x_n; \theta) = f(x_1; \theta) \cdots f(x_n; \theta)$$

esta función de densidad conjunta será la función de verosimilitud muestral,

$$\mathcal{L}(\theta|\mathbf{x}) := f(x_1; \theta) \cdots f(x_n; \theta)$$

La elección del estimador  $\hat{\theta}$  entre los posibles valores que puede tomar el parámetro  $\theta$  se sigue el criterio de elegir aquel  $\hat{\theta}$  tal que,

$$\mathcal{L}(\hat{\theta}|\mathbf{x}) = \max_{\theta \in \Theta} \mathcal{L}(\theta|\mathbf{x})$$



# Estimación frecuentista con máxima verosimilitud

Ya que en general la función de verosimilitud es complicada, para mayor sencillez se calcula el valor de  $\theta$  en su logaritmo,

$$\ln \mathcal{L}(\hat{\theta}|\mathbf{x}) = \max_{\theta \in \Theta} \ln \mathcal{L}(\theta|\mathbf{x})$$

$$\ln \mathcal{L}(\theta|\mathbf{x}) = \ln f(x_1; \theta) + \cdots + \ln f(x_n; \theta) = \sum_{i=1}^n \ln f(x_i; \theta)$$

Una vez hallado el logaritmo se deriva respecto a  $\theta$ ,

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}(\theta|\mathbf{x})}{\partial \theta} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln f(x_i; \theta)}{\partial \theta} = 0$$

## Ejemplo: Estimación frecuentista con máxima verosimilitud del primer momento

Sean una muestra i.i.d.  $x := \{x_t\}_{t=1}^m = x_1, \dots, x_m$ , si  $x \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ , la función de verosimilitud  $\mathcal{L}(\mu, \sigma^2)$  será,

$$\begin{aligned}\mathcal{L}(\mu, \sigma^2) &= f(x_1, \dots, x_m | \mu, \sigma^2) \\ &= \prod_{i=1}^m f(x_i | \mu, \sigma^2) \\ &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{n/2} \exp\left(-\frac{\sum_{i=1}^m (x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)\end{aligned}$$

## Ejemplo: Estimación frecuentista con máxima verosimilitud del primer momento estadístico

$\mathcal{L}(\mu, \sigma^2)$  puede escribirse en función de  $\bar{x}$ ,

$$\mathcal{L}(\mu, \sigma^2) = \left( \frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{n/2} \exp \left( -\frac{\sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2 + m(\bar{x} - \mu)^2}{2\sigma^2} \right).$$

Si se aplica logaritmos a  $\mathcal{L}(\mu, \sigma^2)$  y se maximiza derivando respecto al parámetro de interés  $\mu$  e igualando a cero:

$$\frac{\partial}{\partial \mu} \log \left( \frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{n/2} \exp \left( -\frac{\sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2 + m(\bar{x} - \mu)^2}{2\sigma^2} \right) = 0$$

se tendrá el estimador máximo verosimil,

$$\hat{\mu} = \bar{x} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m x_i$$

# Estimación frecuentista máximo verosímil del MLRM

Dado un modelo lineal de regresión múltiple (MLRM) en el que:

$$\begin{array}{lcl} \mathbf{y} & = & \mathbf{X} \beta + \varepsilon \\ (n \times 1) & & \underbrace{(n \times k)(k \times 1)}_{(n \times 1)} \quad (n \times 1) \end{array} \quad \begin{array}{l} \varepsilon | \mathbf{X} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 \mathbf{I}_n) \\ \mathbf{y} | \mathbf{X} \sim \mathcal{N}(\mathbf{X}\beta, \sigma^2 \mathbf{I}_n) \end{array}$$

La función de verosimilitud es:

$$\mathcal{L}(\beta, \sigma^2 | \mathbf{X}, \mathbf{y}) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta)' (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta) \right]$$

Y los estimadores que maximizan la función son:

$$\hat{\beta}_{MV} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{y}$$

# Docimasia de hipótesis en el MLRM

En el MLRM la significancia de los parámetros del modelo se evalúa con pruebas de hipótesis basadas el estadístico t:

$$t_i = \frac{\hat{\beta}_i}{\text{SE}(\hat{\beta}_i)} \quad \begin{array}{l} H_0 : \beta_i = 0 \\ H_A : \beta_i \neq 0 \end{array}$$

El p-value se obtiene comparando el estadístico t de cada parámetro contra el fractil de una distribución t de Student con  $n-k$  grados de libertad, para  $n$  el número de observaciones y  $k$  el número de parámetros estimados (incluyendo la intersección)

# Errores Tipo I y Tipo II

- Error Tipo I: rechazar una hipótesis nula verdadera.
- Error Tipo II: no rechazar una hipótesis nula falsa (beta).
- La probabilidad de cometer un error de Tipo I ( $\alpha$ ) es el nivel de significancia
- La potencia de una prueba de hipótesis es igual a  $(1 - \text{beta})$

	$H_0$ es cierta	$H_0$ no es cierta
Se escogió $H_0$	No hay error ( $1 - \alpha$ o verdadero negativo)	Error de tipo II ( $\beta$ o falso negativo)
Se escogió $H_1$	Error de tipo I ( $\alpha$ o falso positivo)	No hay error ( $1 - \beta$ o verdadero positivo)

# Importancia de las variables en un MLRM

- La importancia relativa de cada variable en el modelo puede compararse con coeficientes estandarizados.
- Los coeficientes estandarizados permiten comparar la importancia de las variables en el modelo al eliminar las unidades de medida.
- Los coeficientes estandarizados se obtienen al convertir todas las variables a una escala común (media 0 y desviación estándar 1) antes de ajustar el modelo de regresión:

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

- Los coeficientes estandarizados indican cuántas desviaciones estándar cambia la variable dependiente por un cambio de una desviación estándar en la variable independiente.

# Enfoque Bayesiano

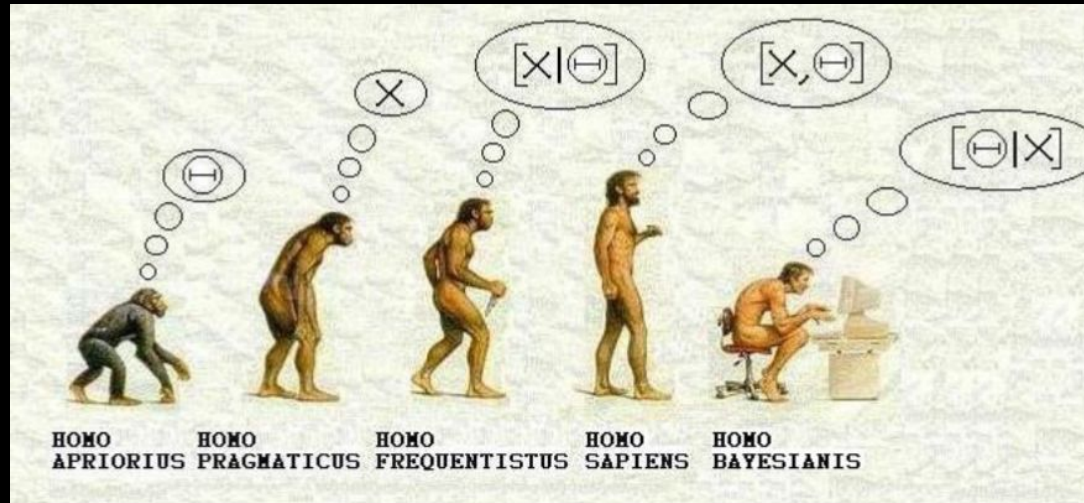
*A philosophical theory, like a physics or a mathematical theory, is accessible only to the initiated.*

Simone de Beauvoir



# Estimación Bayesiana de modelos lineales

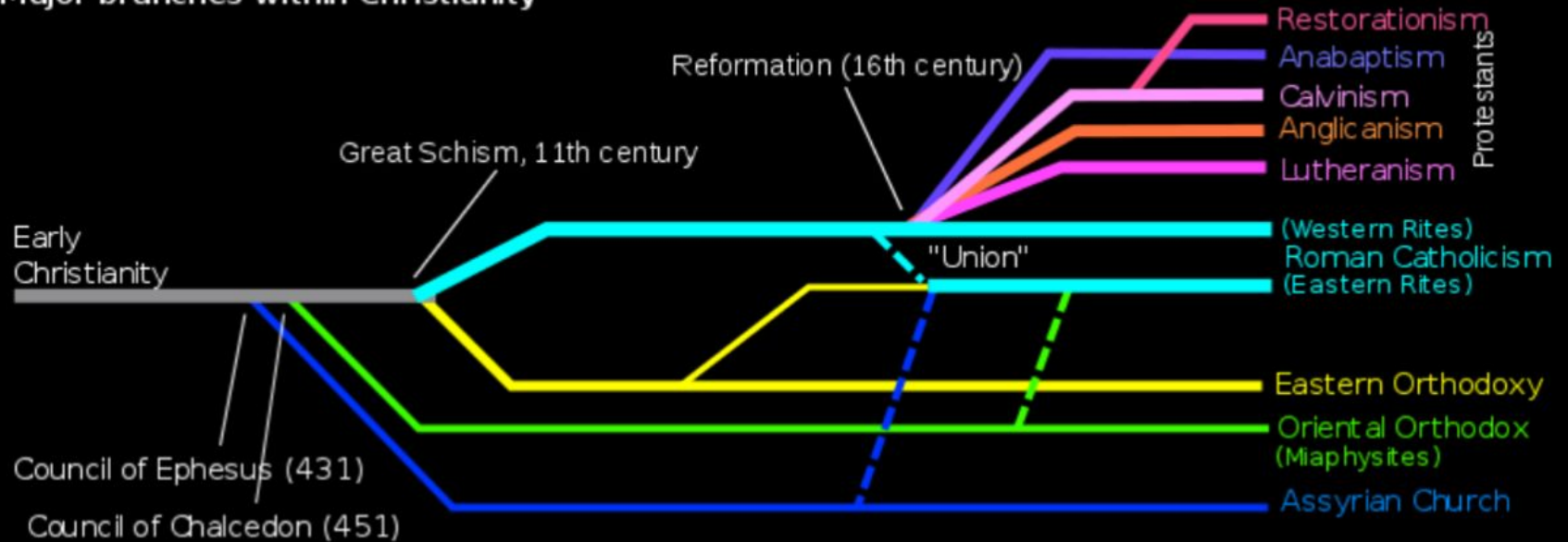
- La estimación Bayesiana no es simplemente un “método adicional o diferente” de estimación:
- El enfoque Bayesiano es un paradigma estadístico diferente.
- Epistemológicamente, un paradigma científico diferente.



# Enfoque Bayesiano

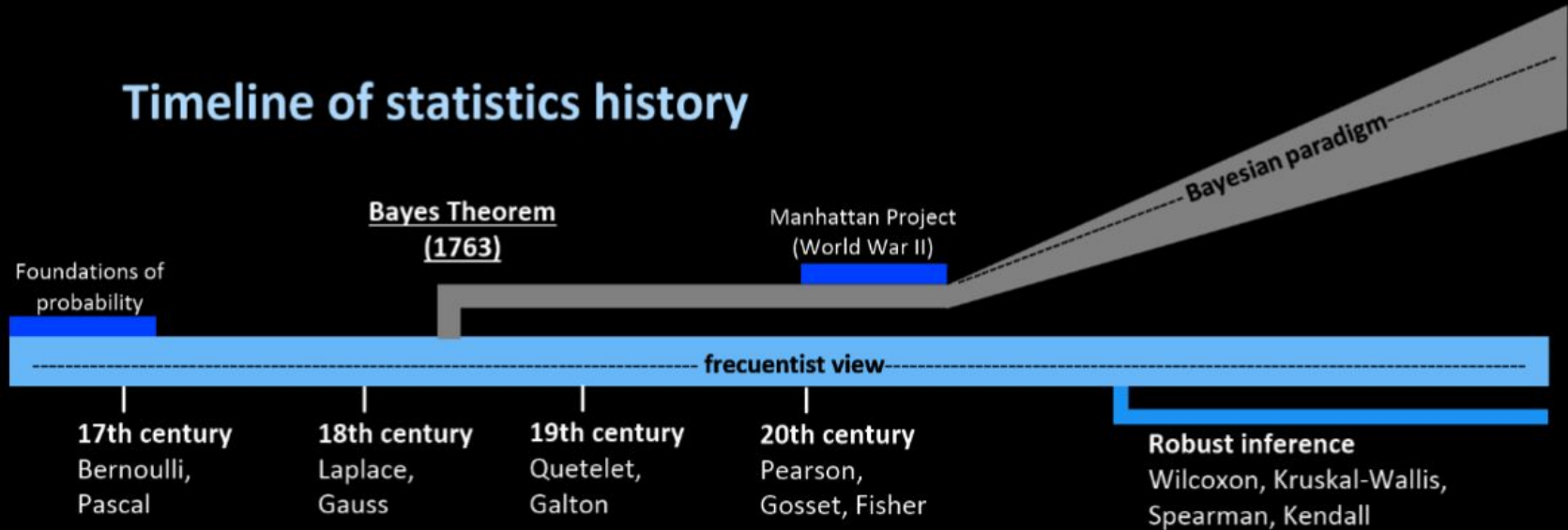
## Analogía con el cristianismo

### Major branches within Christianity



# Enfoque Bayesiano

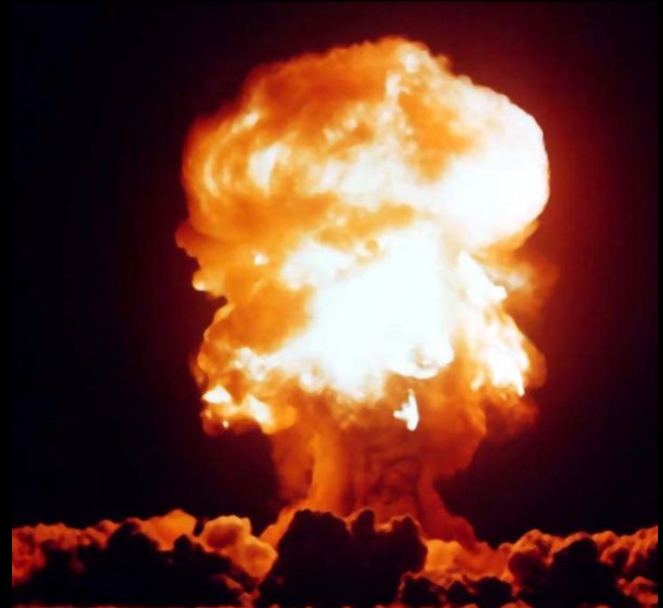
Antes de la segunda guerra mundial se utilizaban conjugados naturales



# Enfoque Bayesiano

Antes de la segunda guerra mundial se utilizaban conjugados naturales

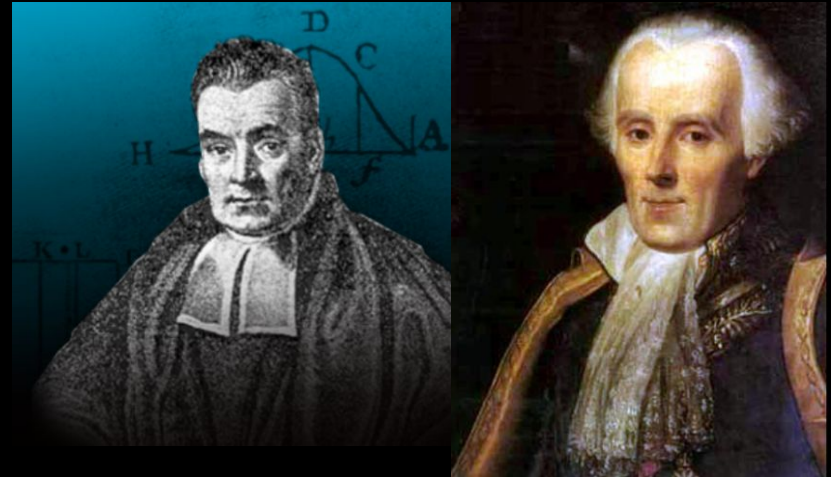
- Métodos de Monte Carlo —desarrollados durante el El Proyecto Manhattan— permitieron aproximar la integrales multidimensionales del análisis Bayesiano.
- El crecimiento exponencial del software y hardware computacional han hecho el uso de los métodos de integración de Monte Carlo más accesible.



# Enfoque Bayesiano

- El término bayesiano se refiere a Thomas Bayes (1702 - 1761), quien propuso una solución al problema de probabilidad inversa utilizando lo que hoy se conoce como Teorema de Bayes.
- La solución de Bayes fue publicada póstumamente por Richard Price en Transacciones filosóficas vol. 53 (1763), págs. 370-418
- El mecanismo de Bayes fue descubierto de forma independiente, refinado y publicado en 1774 por Pierre Simon de Laplace

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



# Enfoque Bayesiano

La regla de Bayes surge de los axiomas de probabilidad y no es una materia de controversia.

La división trata sobre la interpretación filosófica de probabilidad  $P(A)$ :

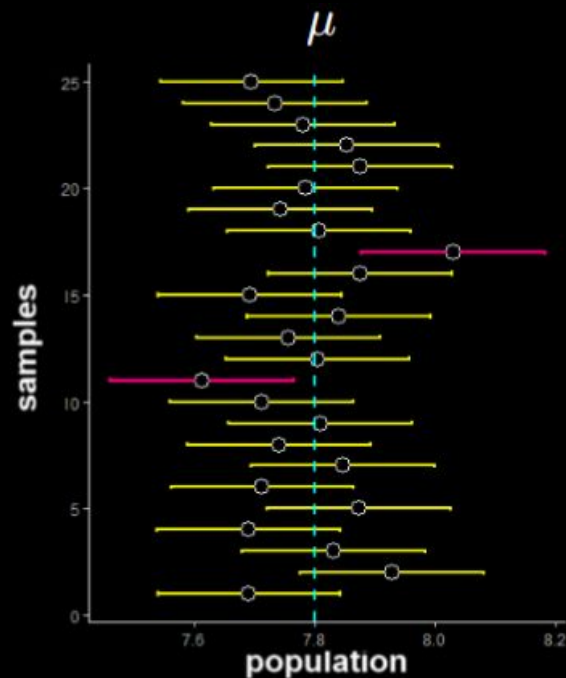
- Para un frecuentista,  $P(A)$  es una frecuencia de largo plazo:

$$\mathbb{P}(A) := \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n_A}{n}$$

- Para un Bayesiano,  $P(A)$  es cualquier conocimiento/información sobre el evento  $A$ , además del contenido en los datos, incluyendo la incertidumbre sobre  $A$ .

## Enfoque frecuentista:

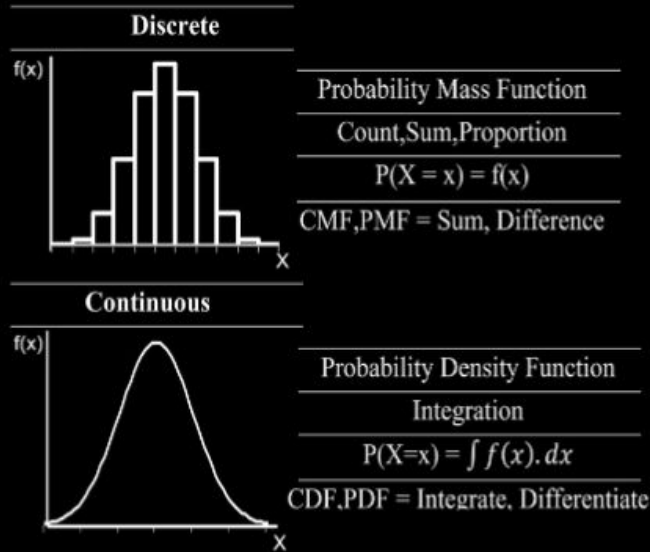
- Los datos son aleatorios
- Los parámetros son (puntos) fijos



## Enfoque Bayesiano:

- Los datos son fijos
- Los parámetros son aleatorios

$$\mu \sim \mathcal{D}(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_d), \text{ e.g. } \mu \sim \mathcal{N}(\theta_\mu, \sigma_\mu^2), \theta_\mu \sim \mathcal{E}(\lambda_{\theta_\mu})$$



# Estimación Bayesiana del MLRM

Con priors no informativos los estimadores Bayesianos coinciden con los estimadores máximo verosímiles:

$$\mathbb{P}(\beta) \propto c \text{ y } \mathbb{P}(\sigma^2) \propto \sigma^{-1}$$

$$\mathbb{P}(\beta, \sigma^2) \propto \mathcal{L}(\beta, \sigma^2 | \mathbf{X}, \mathbf{y}) \mathbb{P}(\beta) \mathbb{P}(\sigma^2)$$

$$\propto \sigma^{-n-1} \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} (\hat{\sigma}^2(n-k) + (\beta - \hat{\beta})' \mathbf{X}' \mathbf{X} (\beta - \hat{\beta})) \right]$$



# Estimación Bayesiana del MLRM

Con priors informativos:

$$\beta \sim \mathcal{N}_k(\beta_0, B_0), \quad \sigma^2 \sim \mathcal{IG}(\alpha_0/2, \delta_0/2),$$

$$\beta|\sigma^2, y \sim \mathcal{N}(\bar{\beta}, B_1), \quad \sigma^2|\beta, y \sim \mathcal{IG}(\alpha_1/2, \delta_1/2)$$

$$B_1 = [s^{-2}X'X + B_0^{-1}]^{-1},$$

$$\bar{\beta} = B_1[\sigma^{-2}X'y + B_0^{-1}\beta_0],$$

$$\alpha_1 = \alpha_0 + n,$$

$$\delta_1 = \delta_0 + (y - X\beta)'(y - X\beta)$$

# Estimación Bayesiana de modelos lineales

- Basada en el teorema de Bayes
- Estimación con conjugados naturales
- Estimación con MCMC (Markov Chain Monte Carlo: Monte Carlo con Cadenas de Markov)
- Estimación MCMCMC (MC3)

# Ejemplo

Received: 16 October 2018 | Revised: 26 March 2019 | Accepted: 13 May 2019  
DOI: 10.1111/ode.12807

SPECIAL ISSUE ARTICLE

WILEY

## The interaction effect of gender and ethnicity in loan approval: A Bayesian estimation with data from a laboratory field experiment

Rolando Gonzales Martinez<sup>1,2</sup> | Gabriela Aguilera-Lizarazu<sup>2</sup> |  
Andrea Rojas-Hosse<sup>2</sup> | Patricia Aranda Blanco<sup>2</sup>

