Probability

Felipe José Bravo Márquez

March 31, 2021

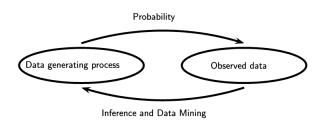
Probability and Statistics

- Probability is the language of uncertainty that is also the basis for statistical inference [Poldrack, 2019].
- It forms an important part of the foundation for statistics, because it provides us with the mathematical tools to describe uncertain events.
- The study of probability arose in part due to interest in understanding games of chance, like cards or dice.
- These games provide useful examples of many statistical concepts, because when we repeat these games the likelihood of different outcomes remains (mostly) the same.



Probability and Statistics

- The problem studied in probabilities is: given a data generating process, which are the properties of the outputs?
- The problem studied in statistical inference, data mining and machine learning is: given the outputs, what can we say about the process that generates the observed data?



¹Figure taken from [Wasserman, 2013]

What is Probability?

- We think of probability as a number that describes the likelihood of some event occurring, which ranges from zero (impossibility) to one (certainty).
- Probabilities can also be expressed in percentages: when the weather forecast predicts a twenty percent chance of rain today.
- In each case, these numbers are expressing how likely that particular event is, ranging from absolutely impossible to absolutely certain.

Probability Concepts

- A random experiment in the act of measuring a process whose output is uncertain.
- Examples: flipping a coin, rolling a 6-sided die, or trying a new route to work to see if it's faster than the old route.
- The set with all possible outputs of a random experiment is the **sample space** Ω (it can be discrete or continuous).
- For a coin flip $\Omega = \{\text{heads, tails}\}$, for the 6-sided die $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$, and for the amount of time it takes to get to work Ω is all possible real numbers greater than zero.
- An **event** $E \subseteq \Omega$ corresponds to a subset of those outputs.
- For example, $E = \{2, 4, 6\}$ is the event of observing an even number when rolling a die.

Probability

 Now we can outline the formal features of a probability, which were first defined by the Russian mathematician Andrei Kolmogorov.



• A probability $\mathbb P$ is a real-valued function defined over Ω that satisfies the following properties:

Properties

- **1** For any event $E \subseteq \Omega$, $0 \leq \mathbb{P}(E) \leq 1$.
- 2 The probability of the sample space is 1: $\mathbb{P}(\Omega) = 1$
- **3** Let $E_1, E_2, ..., E_k ∈ Ω$ be disjoint sets

$$\mathbb{P}(\bigcup_{i=1}^k E_i) = \sum_i^k P(E_i)$$

Probabilities cannot be negative or greater than 1.

Interpretation of Probabilities

- The are two common interpretations of probabilities: frequencies and degrees of beliefs.
- In the frequency interpretation, $\mathbb{P}(E)$ is the long run proportion of times that E is true in repetitions.
- For example, if we say that the probability of heads is 1/2, we mean that if we flip
 the coin many times then the proportion of times we get heads tends to 1/2 as
 the number of tosses increases.
- The degree-of-belief interpretation is that P(E) measures an observer's strength
 of belief that E is true.
- In either interpretation, we require that properties 1 to 3 hold.
- The difference in interpretation will not matter much until we deal with statistical inference.
- There, the differing interpretations lead to two schools of inference: the frequentist and the Bayesian schools.

Random Variable

A random variable is a mapping (or function)

$$X:\Omega \to \mathbb{R}$$

which assigns a real value X(e) to any event of Ω .

- Example: We flip a fair coin 10 times. The outcome of each toss is a head H or a tail T.
- Let X(e) be the number of heads in the sequence of outcomes.
 - If e = HHTHHTHHTT, then X(e) = 6

Ejemplo

- Tiramos una moneda 2 veces. Sea X la la cantidad de sellos obtenidos.
- La variable aleatoria y su distribución se resume como:

е	$\mathbb{P}(e)$	X(e)
CC	1/4	0
CS	1/4	1
SC	1/4	1
SS	1/4	2

X	$\mathbb{P}(X=x)$
0	1/4
1	1/2
2	1/4

Definiciones de V.A

• Sea X una V.A , se define función de distribución acumulada (CDF) o $F_X : \mathbb{R} \to [0, 1]$

$$F_X(x) = \mathbb{P}(X \leq x)$$

Variables Aleatorias Discretas

- Una V.A X es discreta si mapea las salidas a un conjunto contable.
- Se define la función de probabilidad o función de masa de probabilidad de una V.A X discreta como f_X(x) = ℙ(X = x)
- Entonces $f_X(x) \ge 0 \ \forall x \in \mathbb{R} \ \text{y} \ \sum_i f_X(x_i) = 1$
- La CDF de X se relaciona con f_X de la siguiente manera:

$$F_X = \mathbb{P}(X \le x) = \sum_{x_i \le x} f_X(x_i)$$

Definiciones de V.A II

Variable Aleatoria continua

- Una V.A X es continua si:
- existe una función f_X tal que $f_X(x) \ge 0 \ \forall x, \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dX = 1$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dX = 1$$

• Para todo a > b:

$$\mathbb{P}(a < X < b) = \int_{a}^{b} f_{X}(x) dx$$

- La función f_X recibe el nombre de **función densidad de probabilidad** (PDF).
- La PDF se relaciona con la CDF como:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$$

- Luego $f_X(x) = F'_X(x)$ en todos los puntos x donde F_X es diferenciable
- Para distribuciones continuas la probabilidad que X tomo un valor particular vale siempre cero.

Algunas Propiedades

- **1** $\mathbb{P}(x < X \le y) = F(y) F(x)$
- ② P(X > x) = 1 F(x)
- Si X es continua luego

$$F(b) - F(a) = \mathbb{P}(a < X < b) = \mathbb{P}(a \le X < b)$$
$$= \mathbb{P}(a < X \le b) = \mathbb{P}(a \le X \le b)$$

Cuantiles

• Sea X una V.A con CDF F. La CDF inversa o función cuantía se define como

$$F^{-1}(q) = \inf\{x : F(x) > q\}$$

- Para $q \in [0,1]$ si F es estrictamente creciente y continua, $F^{-1}(q)$ es el único valor real tal que F(x) = q
- Luego F⁻¹(1/4) es I primer cuartil, F⁻¹(1/2) la mediana (o segundo cuartil) y F⁻¹(3/4) el tercer cuartil.

Algunas distribuciones

	Función de Probabilidad	Parámetros
Normal	$f_X = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp^{-\frac{1}{2}\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}}$	μ, σ
Binomial	$f_X = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$	n, p
Poisson	$f_X = \frac{1}{x!} \lambda^X \exp^{-\lambda}$	λ
Exponencial	$f_{x} = \lambda \exp^{-\lambda x}$	λ
Gamma	$f_X = \frac{\lambda^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} X^{\alpha - 1} \exp^{-\lambda X}$	λ, α
Chi-cuadrado	$f_X = \frac{1}{2^{k/2}\Gamma(k/2)} x^{(\frac{k}{2}-1)} \exp^{-x/2}$	k

Binomial Distribution

- The binomial distribution is a discrete distribution that provides a way to compute the probability of some number of successes out of a number of trials.
- In each trial there is either success or failure and nothing in between (known as "Bernoulli trials") given some known probability of success on each trial.
- Let n be the number of trials, x the number of successes, and p the probability of a success, the probability mass function of the Binomial distribution is as follows:

$$f_x(n,p) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

• The binomial coefficient $\binom{n}{x}$ describes the number of different ways that one can choose x items out of n total items.

Distribución Normal

• X tiene una distribución Normal o Gaussiana de parámetros μ y σ , $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ si

$$f_X = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp^{-\frac{1}{2}\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}}$$

- Donde $\mu \in \mathbb{R}$ es el "centro" o la **media** de la distribución y $\sigma > 0$ es la **desviación estándar**.
- Cuando $\mu=0$ y $\sigma=1$ tenemos una **Distribución Normal Estándar** denotada por Z.
- Denotamos por $\phi(z)$ a la PDF y por $\Phi(z)$ a la CDF de una Normal estándar.
- Los valores de $\Phi(z)$, $\mathbb{P}(Z \leq z)$ se encuentran tabulados.

Propiedades Útiles

- Si $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, luego $Z = (X \mu)/\sigma \sim N(0, 1)$
- 2 Si $Z \sim N(0,1)$, luego $X = \mu + \sigma Z \sim N(\mu, \sigma^2)$
- Sean $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$, i = 1, ..., n V.As independientes:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim N(\sum_{i=1}^n \mu_i, \sum_{i=1}^n \sigma_i^2)$$

Ejemplo Normal

- En R podemos acceder a las PDF, CDF, función cuantía y generación de números aleatorios de las distribuciones.
- Para una Normal son:

```
dnorm(x, mean = 0, sd = 1, log = FALSE)
pnorm(q, mean = 0, sd = 1, lower.tail = TRUE, log.p = FALSE)
qnorm(p, mean = 0, sd = 1, lower.tail = TRUE, log.p = FALSE)
rnorm(n, mean = 0, sd = 1)
```

Ejemplo

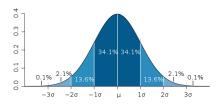
```
Sea X \sim N(3,5), encontrar \mathbb{P}(X>1) \mathbb{P}(X>1)=1-\mathbb{P}(X<1)=1-\mathbb{P}(Z<\frac{1-3}{\sqrt{5}})=1-\Phi(-0.8944)=0.81 En R:
```

```
> 1-pnorm(q=(1-3)/sqrt(5))
[1] 0.8144533
```

O directamente:

```
> 1-pnorm(q=1,mean=3,sd=sqrt(5))
[1] 0.8144533
```

La regla 68-95-99.7 de una Normal



Sea X una V.A $\sim N(\mu, \sigma^2)$

En R para $X \sim N(0,1)$:

```
> pnorm(1)-pnorm(-1)
[1] 0.6826895
> pnorm(2)-pnorm(-2)
[1] 0.9544997
> pnorm(3)-pnorm(-3)
[1] 0.9973002
```

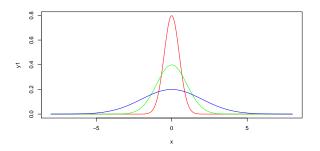
Simetría de la Normal

- ullet La PDF de una normal es simétrica alrededor de μ
- Entonces $\phi(z) = \phi(-z)$
- $\Phi(z) = 1 \Phi(-z)$

```
> dnorm(1)
[1] 0.2419707
> dnorm(-1)
[1] 0.2419707
> pnorm(0.95)
[1] 0.8289439
> 1-pnorm(-0.95)
[1] 0.8289439
```

Graficando la PDF de Normales con distinta varianza en R

```
x=seq(-8,8,length=400)
y1=dnorm(x,mean=0,sd=0.5)
y2=dnorm(x,mean=0,sd=1)
y3=dnorm(x,mean=0,sd=2)
plot(y1~x,type="1",col="red")
lines(y2~x,type="1",col="green")
lines(y3~x,type="1",col="blue")
```



Probabilidades Conjuntas y Condicionales

- La noción de función probabilidad (masa o densidad) se puede extender a más de una V.A
- Sean X Y dos V.A, $\mathbb{P}(X, Y)$ representa la función de probabilidad conjunta.
- Las variables son independientes entre sí, si

$$\mathbb{P}(X,Y) = \mathbb{P}(X) \times \mathbb{P}(Y)$$

La probabilidad condicional para Y dado X se define como

$$\mathbb{P}(Y|X) = \frac{\mathbb{P}(X,Y)}{\mathbb{P}(X)}$$

• Si X e Y son independientes $\mathbb{P}(Y|X) = \mathbb{P}(Y)$

Probabilidades Conjuntas y Condicionales (2)

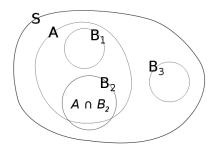


Figure: Fuente:

 $\verb"en.wikipedia.org/wiki/Conditional_probability"$

- Sea *S* el espacio muestral, *A* y *B*ⁿ eventos.
- Las probabilidades son proporcionales al área.
- $\mathbb{P}(A) \sim 0.33, \, \mathbb{P}(A|B_1) = 1$
- $\mathbb{P}(A|B_2) \sim 0.85 \text{ y } \mathbb{P}(A|B_3) = 0$

Teorema de Bayes y Probabilidades Totales

• La probabilidad condicional $\mathbb{P}(Y|X)$ y $\mathbb{P}(X|Y)$ pueden ser expresadas en función de la otra usando el **teorema de Bayes**

$$\mathbb{P}(Y|X) = \frac{\mathbb{P}(X|Y)\mathbb{P}(Y)}{\mathbb{P}(X)}$$

- Se entiende a P(Y|X) como la fracción de veces que Y ocurre cuando se sabe que ocurre X.
- Luego sea { Y₁, Y₂,..., Y_k} un conjunto de salidas mutuamente excluyentes de una V.A X, el denominador del teorema de Bayes se puede expresar como:

$$\mathbb{P}(X) = \sum_{i=1}^{k} \mathbb{P}(X, Y_i) = \sum_{i=1}^{k} \mathbb{P}(X|Y_i) \mathbb{P}(Y_i)$$

Ejemplo

- Divido mis correos en tres categorías: A₁="spam", A₂="baja prioridad", A₃="alta prioridad"
- Sabemos que $\mathbb{P}(A_1) = 0.7$, $\mathbb{P}(A_2) = 0.2$ y $\mathbb{P}(A_3) = 0.1$, claramente 0.7 + 0.2 + 0.1 = 1
- Sea B el evento de que el correo contenga la palabra "gratis".
- Sabemos que $\mathbb{P}(B|A_1) = 0.9 \ \mathbb{P}(B|A_2) = 0.01 \ \text{y} \ \mathbb{P}(B|A_3) = 0.01 \ \text{claramente}$ $0.9 + 0.01 + 0.01 \neq 1$
- Cual es la probabilidad de que sea "spam" un correo que tiene la palabra "gratis"?
- Usando Bayes y Probabilidades totales:

$$\mathbb{P}(A_1|B) = \frac{0.9 \times 0.7}{(0.9 \times 0.7) + (0.01 \times 0.2) + (0.01 \times 0.1)} = 0.995$$

Esperanza

Sea X una V.A, se define su esperanza o momento de primer orden como:

$$\mathbb{E}(X) = \left\{ \begin{array}{cc} \sum_{x} (x \times f(x)) & \text{Si } X \text{ es discreta} \\ \int_{-\infty}^{\infty} (x \times f(x)) dx & \text{Si } X \text{ es continua} \end{array} \right.$$

- Es el promedio ponderado de todos los posibles valores que puede tomar una variable aleatoria
- Para el caso de lanzar dos veces una moneda con X el número de caras:

$$\mathbb{E}(X) = (0 \times f(0)) + (1 \times f(1)) + (2 \times f(2))$$
$$= (0 \times (1/4)) + (1 \times (1/2)) + (2 \times (1/4)) = 1$$

• Sean las variables aleatorias X_1, X_2, \dots, X_n y las constantes a_1, a_2, \dots, a_n ,

$$\mathbb{E}\left(\sum_{i}a_{i}X_{i}\right)=\sum_{i}a_{i}\mathbb{E}(X_{i})$$

Varianza

- La varianza mide la "dispersión" de una distribución
- Sea X una V.A de media μ , se define la varianza de X denotada como σ^2 , σ_X^2 o $\mathbb{V}(X)$ como:

$$\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X - \mu)^2 = \begin{cases} \sum_{i=1}^n f_X(X_i)(X_i - \mu)^2 & \text{Si } X \text{ es discreta} \\ \int (X - \mu)^2 f_X(X) dX & \text{Si } X \text{ es continua} \end{cases}$$

• La desviación estándar σ se define como $\sqrt{\mathbb{V}(X)}$

Propiedades

- Si a y b son constantes, luego $\mathbb{V}(aX + b) = a^2 \mathbb{V}(X)$
- Si X_1, \ldots, X_n son independientes y a_1, \ldots, a_n son constantes, luego

$$\mathbb{V}\left(\sum_{i=1}^n a_i X_i\right) = \sum_{i=1}^n a_i^2 \mathbb{V}(X_i)$$



Ley de los Grandes Números

Forma Débil

- Sean $X_1, X_2, \dots X_n$ variables aleatorias IID de media μ y varianza σ^2
- El promedio $\overline{X_n} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$ converge en probabilidad a μ , $\overline{X_n} \stackrel{P}{\to} \mu$
- Esto es equivalente a decir que para todo $\epsilon > 0$

$$\lim_{n\to\infty}\mathbb{P}(|\overline{X_n}-\mu|<\epsilon)=1$$

• Entonces la distribución de $\overline{X_n}$ se concentra alrededor de μ cuando n crece.

Ejemplo

- Sea el experimento de lanzar una moneda donde la probabilidad de cara es p
- Para una V.A de distribución Bernoulli E(X) = p
- Sea $\overline{X_n}$ la fracción de caras después de *n* lanzamientos.
- La ley de los grandes números nos dice que $\overline{X_n}$ converge en probabilidad a p
- Esto no implica que $\overline{X_n}$ sea numéricamente igual a p
- Si *n* en grande la distribución de $\overline{X_n}$ estará concentrada alrededor de *p*.

Teorema Central del Límite

- Si bien la ley de los grandes números nos dice que $\overline{X_n}$ se acerca a μ
- Esto no es suficiente para afirmar algo sobre la distribución de $\overline{X_n}$

Teorema Central del Límite (CLT)

- Sean X_1, \ldots, X_n variables aleatorias IID de media μ y varianza σ^2
- Sea $\overline{X_n} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$

$$Z_n \equiv \frac{\overline{X_n} - \mu}{\sqrt{\mathbb{V}(\overline{X_n})}} = \frac{\overline{X_n} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \rightsquigarrow Z$$

donde $Z \sim N(0, 1)$

Esto es equivalente a:

$$\lim_{n\to\infty} \mathbb{P}(Z_n \le z) = \Phi(z) = \int_{-\infty}^{z} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx$$

Teorema Central del Límite (2)

- El teorema nos permite aproximar la distribución de $\overline{X_n}$ a una normal cuando n es grande.
- Aunque no sepamos la distribución de X_i, podemos aproximar la distribución de la media.

Notaciones alternativas que muestran que Z_n converge a una Normal

$$\begin{array}{cccc} Z_n & \approx & N(0,1) \\ \overline{X_n} & \approx & N\left(\mu,\frac{\sigma^2}{n}\right) \\ \overline{X_n} - \mu & \approx & N\left(0,\frac{\sigma^2}{n}\right) \\ \sqrt{n}(\overline{X_n} - \mu) & \approx & N(0,\sigma^2) \\ \overline{\frac{X_n}{\sqrt{n}}} & \approx & N(0,1) \end{array}$$

Teorema Central del Límite (3)

- Supongamos que el número de errores de un programa computacional sigue una distribución de Poisson con parámetro $\lambda=5$
- Si $X \sim Poisson(\lambda)$, $\mathbb{E}(X) = \lambda$ y $\mathbb{V}(X) = \lambda$.
- Si tenemos 125 programas independientes X_1, \ldots, X_{125} nos gustaría aproximar $\mathbb{P}(\overline{X_n} < 5.5)$
- Usando el CLT tenemos que

$$\mathbb{P}(\overline{X_n} < 5.5) = \mathbb{P}\left(\frac{\overline{X_n} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} < \frac{5.5 - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}\right)$$

$$\approx \mathbb{P}\left(Z < \frac{5.5 - 5}{\frac{\sqrt{5}}{\sqrt{125}}}\right) = \mathbb{P}(Z < 2.5) = 0.9938$$

References I



Poldrack, R. A. (2019).

Statistical Thinking for the 21st Century.



Wasserman, L. (2013).

All of statistics: a concise course in statistical inference. Springer Science & Business Media.