

Departament d'Estadística i Investigació Operativa



UNIVERSITAT POLITÈCNICA DE CATALUNYA

Models de VA i simulació Annex

Bloc B – Probabilitat i Estadística 2023



Índex

Mostra aleatòria simple

Descriptiva (gràfica)

Simulació de valors aleatoris amb R

Anàlisis gràfica de la normalitat

Models derivats de la Normal

Probabilitats i quantils amb models de VA amb R



Mostra Aleatòria Simple (MAS)

Sigui la VA: X: $\Omega \rightarrow R$

$$\omega_i \rightarrow X(\omega_i) = X_i$$

Direm que M.A.S. de grandària **n** de la v.a. X

és una funció vectorial $M = (X_1, X_2, ..., X_n)$ tal que

M:
$$\Omega^n \rightarrow \mathbb{R}^n$$

 $\omega = (\omega_1, \omega_2, ..., \omega_n) \rightarrow \mathbb{M}(\omega_i) = (X_1, X_2, ..., X_n)$

Direm que és una MAS si i només si es compleixen les dues condicions següents:

- (1) Tots els elements de la població tenen la mateixa probabilitat de pertànyer a la mostra.
- (2) **Qualsevol combinació** de *n* elements té la **mateixa probabilitat** de pertànyer a la mostra.

La informació aportada per les diferents unitats ha de ser independent entre sí:

- les X_i han de ser VA independents i idènticament distribuïdes (i.i.d.)

R té funcions per generar mostres aleatòries simples seguint un model. Per exemple,

R: rbinom(), rpois(), rexp(), rnorm()



Descriptiva (gràfica)

L'Estadística Descriptiva permet resumir dades gràficament (i també numèricament tal com es veurà relacionant-ho amb inferència estadística)

En la següent taula hi ha algunes funcions (bàsiques) en R per **Estadística Descriptiva gràfica** en dades discretes i continues de forma univariant o bivariant:

	UNIVARIANT VAC	UNIVARIANT VAD	BIVARIANT
GRÀFIQUES	hist()	barplot(table())	plot(,)
	boxplot()		

(més funcions gràfiques en R: https://www.r-graph-gallery.com/)



Simulació de VA amb R

R té diverses funcions per a generar valors aleatòriament:

sample (\mathbf{x} , \mathbf{n} , replace= \mathbf{y}) \mathbf{n} valors del conjunt \mathbf{x} , amb reemplaçament (\mathbf{y} =T) o no (\mathbf{y} =F). També podem assignar probabilitats particulars a cada element de \mathbf{x} .

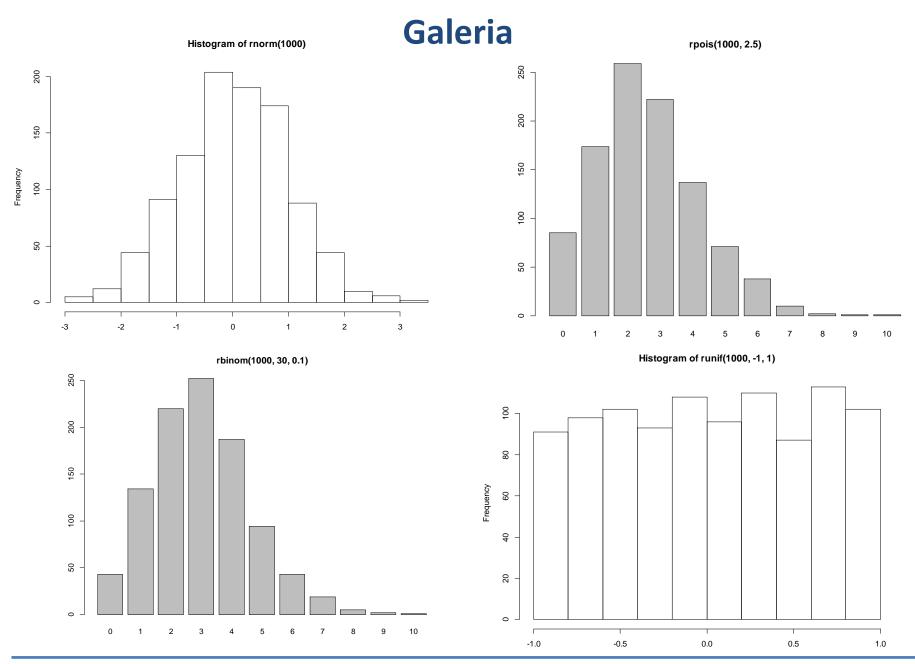
```
Exemple: sample (1:10, 25, replace=TRUE)
```

Generalment, volem reproduir valors d'un model probabilístic particular: Poisson, Normal, uniforme, ... Tots els models vistos (tots els que té implementats R, en realitat, apart de les funcions $\mathbf{d} \dots$, $\mathbf{p} \dots$ i $\mathbf{q} \dots$ tenen la funció $\mathbf{r} \dots$ per simular aquests models.

Exemples:

```
rnorm(1): 1 valor a l'atzar d'un model N(0,1)
rpois(5, 2.5): 5 valors a l'atzar d'un model P(λ=2.5)
rbinom(50, 30, 0.1): 50 valors a l'atzar d'un model B(n=30, p=0.1)
runif(3, -1, 1): 3 valors a l'atzar d'un model U(-1,1)
rnbinom(1, 5, 0.7): 1 valor a l'atzar d'un model BN(r=5, p=0.7)
compte: R contempla el nombre de fracassos abans de r èxits, no el nombre total d'intents
```







Anàlisis gràfica de Normalitat

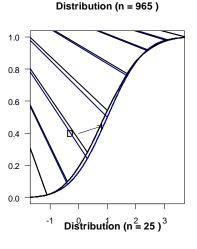
• Hi ha dues mesures que ajuden a valorar el grau d'ajustament, afinitat o similitud a una certa distribució de referència.

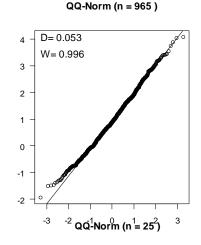
Kolmogorov-Smirnov (Estadístic D)	Shapiro-Wilk (Estadístic W)	
Distància màxima entre la funció de	Mesura la correlació entre els quantils	
distribució empírica i la teòrica.	observats i els teòrics.	
Valors elevats indiquen No Normalitat	Valors elevats indiquen Normalitat	
Entre 0 i 1 (usualment, prop de 0).	Entre 0 i 1 (usualment, prop de 1).	
Valors alts indiquen des-ajustament	Valors alts indiquen bon ajustament	

- Totes dues mesures fluctuen a les mostres i han de interpretar-se amb prudència. En farem només una anàlisi descriptiva i visual (qqplot), especialment respecte la distribució Normal (QQnorm)
- A continuació mostrem alguns exemples generats a partir de distribucions conegudes i amb diferents mides mostrals.



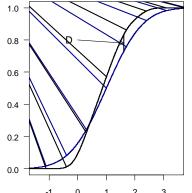
Anàlisis gràfica de Normalitat





- Aquestes 965 observacions van estar generades seguint una distribució Normal
- D, W i el QQ-Norm mostren que les dades s'ajusten prou bé a una Normal

```
x <- rnorm(965)
qqnorm(x)
qqline(x)</pre>
```



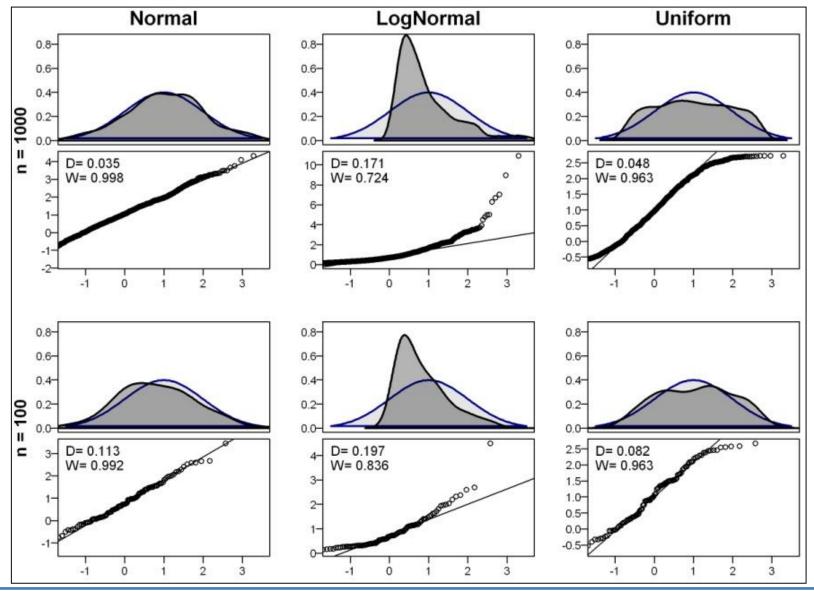
- Aquestes 25 observacions van estar generades seguint una distribució Exponencial
- F_X i D mostren la distància amb la teòrica, encara que W té una bona correlació.

```
x <- rexp(25)
qqnorm(x)
qqline(x)</pre>
```

Noteu la paradoxa: quan la mostra és petita, és important detectar la No Normalitat. En canvi, quan la mostra és gran, és poc important detectar-la (pel bon comportament asimptòtic)

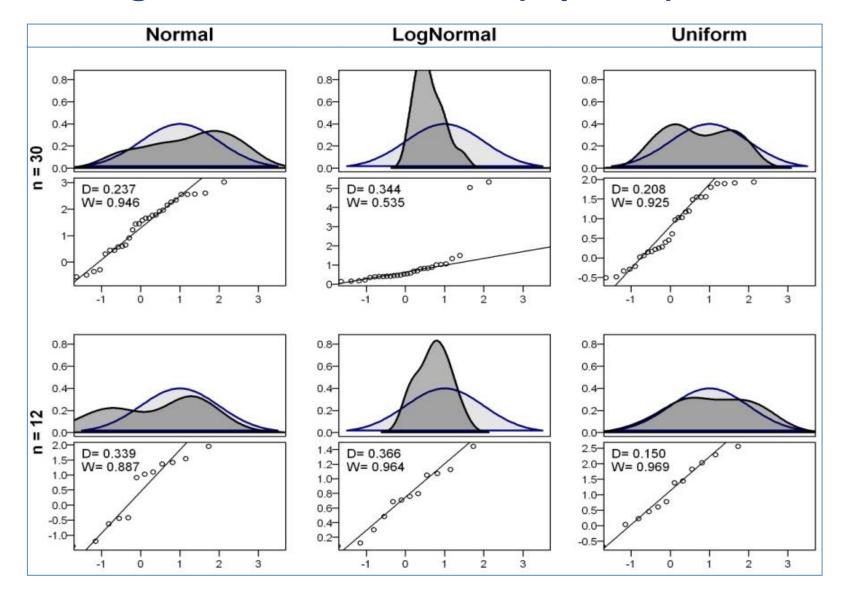


Anàlisis gràfica de Normalitat (n gran)





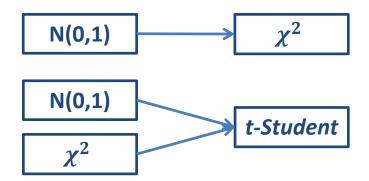
Anàlisis gràfica de Normalitat (n petita)





Models derivats de la Normal: χ^2 i *t-Student*

- Hi ha un parell de distribucions noves que s'usaran a inferència: χ^2 i **t-Student**
- Aquestes distribucions provenen de fer operacions amb VA provinents d'altres distribucions, entre elles la Normal estàndard.



 A diferència de les distribucions vistes prèviament NO modelen fenòmens de la vida real, sinó el comportament dels estadístics entre les possibles mostres.



Model derivats de la Normal: χ^2

Definició: Siguin $X_i \sim N(0,1)$. Llavors:

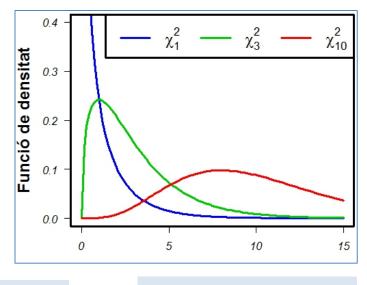
$$X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2 \sim \chi_n^2$$

[Concretament, per n = 1 $\rightarrow X_1^2 \sim \chi_1^2$]

- Notació: $X \sim \chi_n^2$
- Paràmetres: n (graus de llibertat)
- Funció de probabilitat i distribució:

$$f(x) = \frac{x^{n/2-1} \cdot e^{-x/2}}{2^{n/2} \cdot \Gamma(n/2)}$$
 per $x > 0$

$$F(x) = \frac{\gamma(n/2, x/2)}{\Gamma(n/2)} \quad per \ x > 0$$



R: dchisq, pchisq, qchisq

```
y : funció Gamma incomplerta
n: graus de llibertat
```

```
M = 500
                                                      # Mostres de normals
Script per
                                                     # Graus de llibertat
veure que
           sample = array(rnorm(M*n), dim=c(M,n))
                                                     \# n mostres de N(0,1)
la suma de
            sample2 = sample*sample
                                                     \# n mostres de (N(0,1))^2
Normals
            sum = apply(sample2, 1, sum)
                                                     # Suma de les mostres al^2
           hist(sum, breaks="Scott", freq=FALSE)
                                                     # Distribució empírica sumant Normals
estàndard
            curve(dchisq(x, n),add=TRUE,col=2,lwd=2) # Distribució teòrica de la chi-quadrat
al quadrat
                                                     # Q1, Mediana i Q3 de la suma de Normals
           quantile(sum, c(0.25, 0.50, 0.75))
és una \chi^2
           gchisg(c(0.25, 0.50, 0.75), n)
                                                     # Q1, Mediana i Q3 de la chi-quadrat
```

Γ: funció Gamma



Model derivats de la Normal: t-Student

• **Definició**: Siguin dues VA independents, $Z \sim N(0,1)$ i $Y_n \sim \chi_n^2$. Llavors:

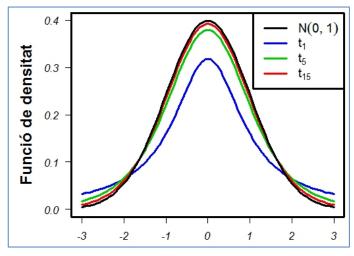
$$\frac{Z}{\sqrt{Y_n/n}} \sim t_n$$

[Quan $n \rightarrow \infty$ (n>30), llavors $t_n \rightarrow N(0,1)$]

- Notació: $X \sim t_n$
- Paràmetres: *n* (graus de llibertat)
- Funció de probabilitat i distribució:

$$f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n\pi} \cdot \Gamma(n/2)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}} \quad per \ x > 0$$

$$F(x) = \frac{\Gamma(\frac{n+1}{2})}{\sqrt{n} \cdot B(1/2, n/2)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}} per \ x > 0$$



Γ: funció Gamma

B: funció Beta

n: graus de llibertat

R: dt, pt, qt

```
Script per
veure que
a partir de
una Z i una
Y<sub>n</sub> s'obté
una t
```

```
M = 500; n = 7
samplez = rnorm(M, 0, 1)
samplechi2 = rchisq(M,n)
samplechi2n = sqrt(samplechi2/n)
t = samplez / samplechi2n
hist(t, breaks="Scott", freq=FALSE)
curve(dt(x, n),add=TRUE,col=2,lwd=2)
quantile(t, c(0.25, 0.50, 0.75))
qt(c(0.25, 0.50, 0.75),n)
```

```
# Número de mostres i graus de llibertat
# Mostra de normals
# Mostra de chi-quadrats
# Càlcul dels denominadors
# Càlcul de la t-student
# Distribució empírica
# Distribució teòrica d'una t-Student
# Q1, Mediana i Q3 de Z/sqrt(Yn/n)
# Q1, Mediana i Q3 de la chi-quadrat
```



Distribució F de Fisher-Snedecor

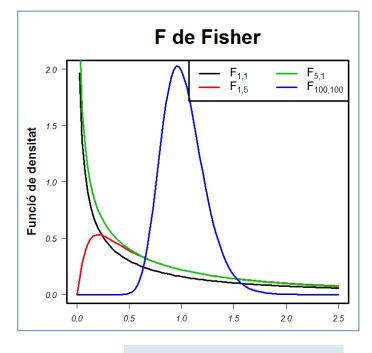
• **Definició**: Siguin $X_1 \sim \chi_n^2$ i $X_2 \sim \chi_m^2$. Llavors:

$$Y = \frac{X_1/n}{X_2/m} \sim F_{n,m} \qquad 1/Y \sim F_{m,n}$$

- Notació: $F \sim F_{n,m}$
- Paràmetres: n (graus de llibertat numerador)
 m (graus de llibertat denominador)
- Funció de probabilitat i distribució:

F distribution at Wikipedia

NOTA: La distribució F de Fisher, la farem servir per comparar variàncies de 2 poblacions



R: df, pf, qf

```
Script per
veure que el
veure que el
quocient de

x² dividits
pels g.ll és
una F
M=500 ; n=5; m=7
samplechi2n = rchisq(M,n)
samplechi2m = rchisq(M,m)
F = (samplechi2n/n) / (samplechi2m/m)
hist(F, breaks="Scott", freq=FALSE)
curve(df(x, n, m),add=TRUE,col=2,lwd=2)
quantile(F, c(0.25, 0.50, 0.75))
qf(c(0.25, 0.50, 0.75), n, m)
```



Probabilitats i quantils de models de VA usant R

```
# X es Bin (n=10, p=0.4)
dbinom(5,10,0.4) # P(X=5)
pbinom(5,10,0.4) # P(X<=5)
qbinom(0.5,10,0.4) # P(X<=?)=0.5
# Y es Poi(lambda=4)
                        # P(Y=5)
dpois(5,4)
ppois (5,4)
                        \# P(Y \leq 5)
qpois(0.5,4)
                        \# P(Y \le ?) = 0.5
# E es exp(lambda=4)
pexp(1,4)
                        \# P(E \leq 1)
qexp(0.5, 4)
                        \# P(E \le ?) = 0.5
\# Z es N(0,1)
pnorm(1.96)
                        \# P(Z \le 1.96)
gnorm(0.95)
                        # P(Z \le ?) = 0.95 (?= Z_{0.95})
# T es t15
pt(1.96,15)
                        \# P(T \le 1.96)
                        # P(T<=?)=0.95 (?=t_{15.0.95})
qt(0.95,15)
# X es Chilo
pchisq(5,10)
                        \# P(X \le 5)
qchisq(0.95,10)
                        \# P(X \le ?) = 0.95
# F es F1,5
pf(1,1,5)
                        \# P(F \le 1)
                        \# P(F \le ?) = 0.95
qf(0.95,1,5)
```

Funcions en R, o bé instruccions en R online: https://rdrr.io/snippets/