

Sulle distribuzioni di probabilità

- ✓ Variabili continue e discrete
- ✓ Funzione di probabilità cumulata (cdf)
- ✓ Funzione di densità di probabilità (pdf)
- ✓ Metodi di stima
- ✓ Test di adattamento

Problema:

Determinazione della legge di probabilità secondo cui è distribuito il valore massimo di una variabile aleatoria X in un campione di dimensione N assegnata

$$X_1 < X_2 < X_3 \dots < X_N$$

$F(X)$: distribuzione di probabilità della variabile originaria

$$F(X) = \mathbf{P}[x < X] \qquad \mathbf{P}[x_N < X] = F_N(X)$$

$F_N(X)$: distribuzione di probabilità del valore massimo

$$F_N(X) = F(X)^N$$

Distribuzioni di probabilità

Distribuzione normale o di Gauss

$$P(\mathbf{x}) = \int_{-\infty}^{\mathbf{x}} \frac{1}{\sigma_{\mathbf{x}} \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\mathbf{x} - \mu_{\mathbf{x}}}{\sigma_{\mathbf{x}}}\right)^2\right] d\mathbf{x}$$

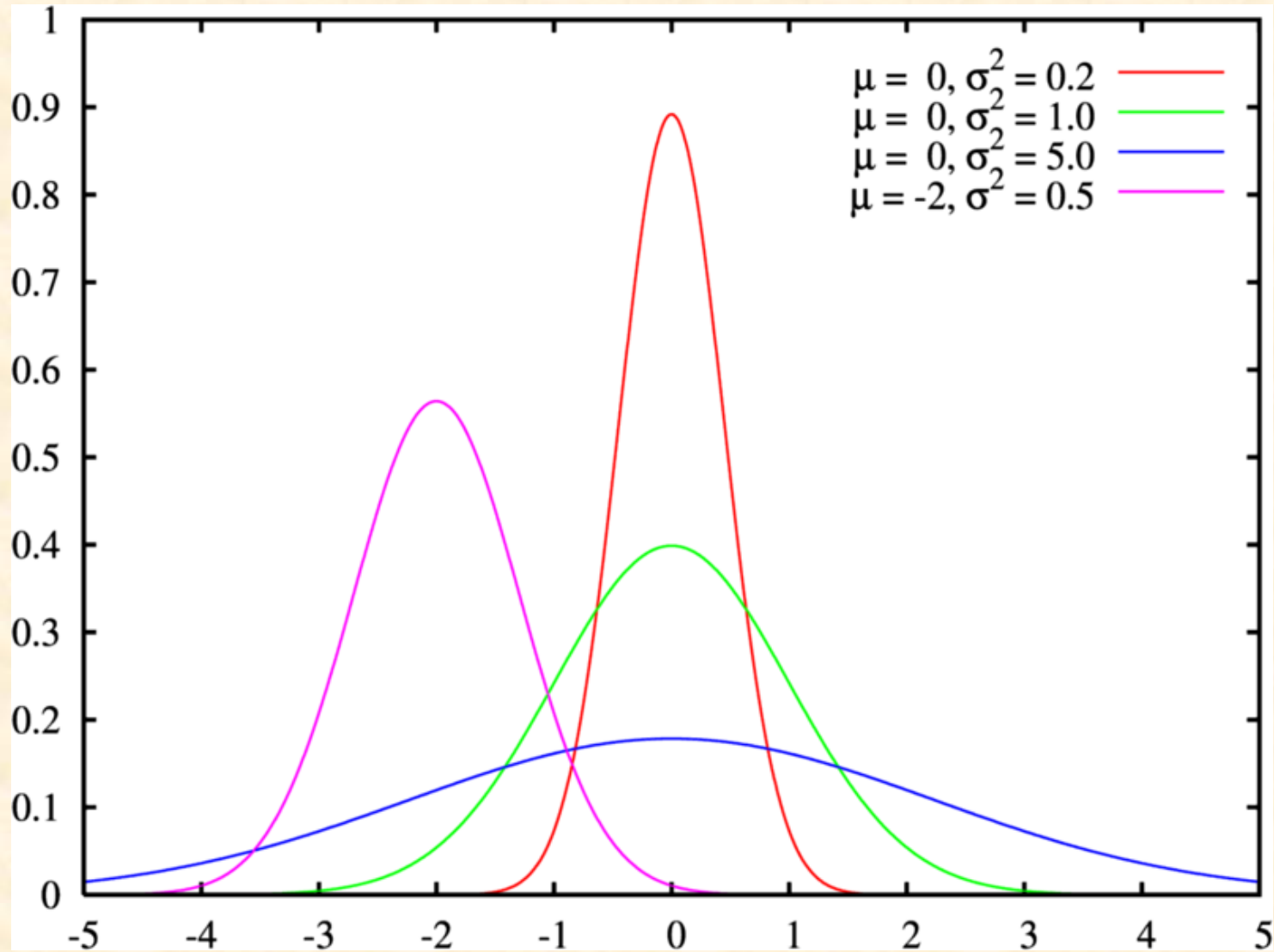
i cui parametri caratteristici sono:

$$\mu(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot p(x) dx \quad \text{Media}$$

$$\sigma^2(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} [x - \mu(x)]^2 p(x) dx \quad \text{Varianza}$$

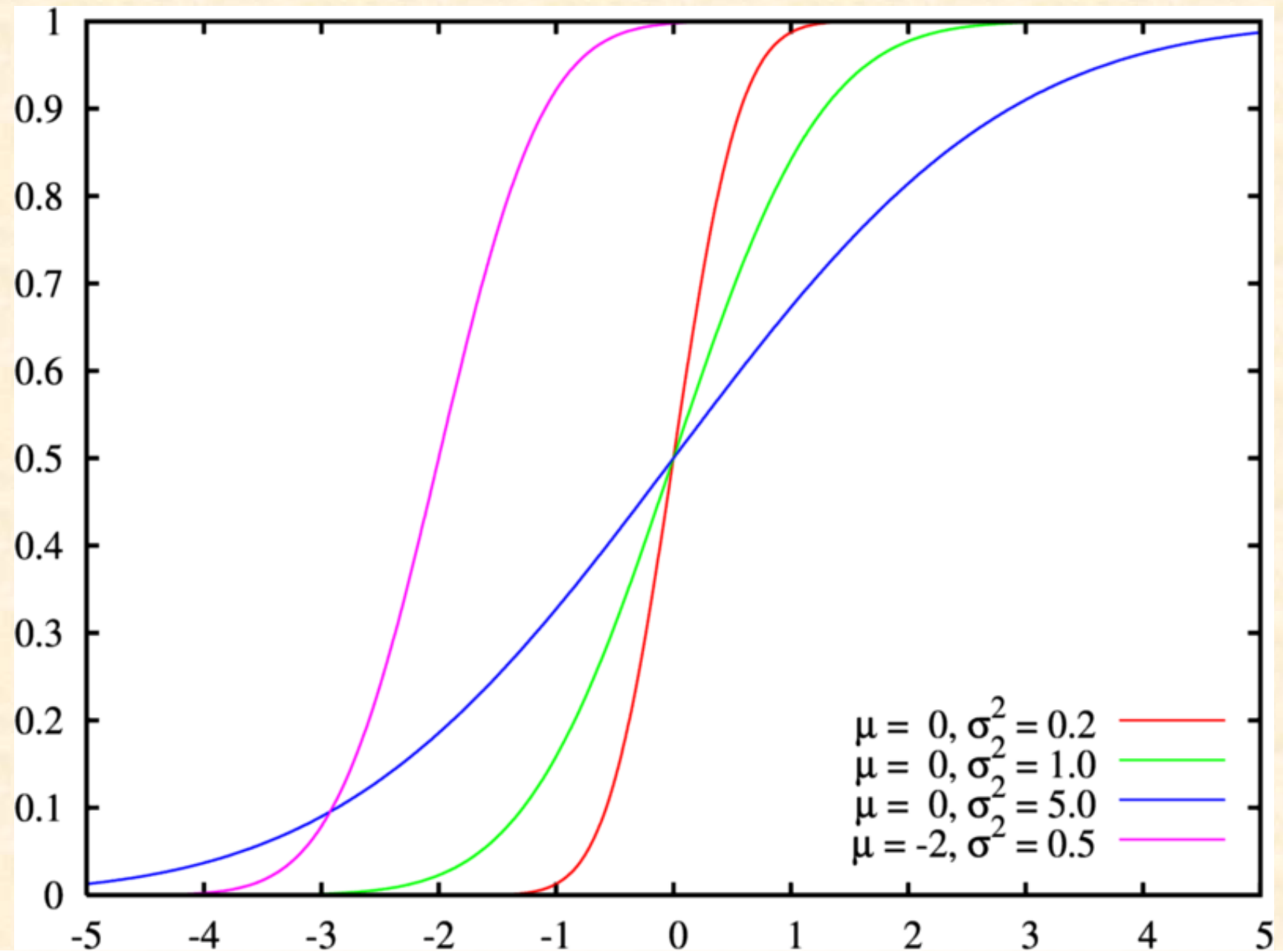
GAUSS

Funzione di densità di probabilità $p(x)$



GAUSS

Funzione di distribuzione di probabilità $P(x)$



Log-normale a 2 parametri

Molto utilizzata è la distribuzione lognormale a due parametri (media μ e varianza σ), caratterizzata dal fatto che a seguire la legge normale non è la variabile casuale x , ma il suo logaritmo naturale

$$Y = \text{Ln}(x)$$

la cui densità di probabilità è :

$$p(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma(y)}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{y - \mu(y)}{\sigma(y)}\right]^2\right\}$$

$$\mu(y) = \ln \mu(x) - \frac{1}{2} \ln \left[1 + \frac{\sigma^2(x)}{\mu^2(x)} \right]$$

$$\sigma^2(y) = \ln \left[1 + \frac{\sigma^2(x)}{\mu^2(x)} \right]$$

Relazione tra i parametri della variabile y e i parametri della variabile originaria x

Distribuzione Poisson

$$p(m) = \frac{\lambda^m}{m!} \exp(-\lambda)$$

$$\mu_m = \sigma^2_m = \lambda$$

Distribuzione di Pareto

$$P(x) = 1 - \left(\frac{x}{x_0} \right)^{-k}$$

Distribuzione Esponenziale

$$p(x) = \frac{1}{k} \exp\left\{-\frac{(x - x_0)}{k}\right\}$$

$$x_0 = \mu_x - \sigma_x$$

$$k = \sigma_x$$

DISTRIBUZIONI DEI VALORI ESTREMI EVs

La teoria dei valori estremi (Gumbel, 1958) afferma che al crescere di N , la distribuzione del massimo valore $F_N(X)$ può assumere una delle tre forme seguenti:

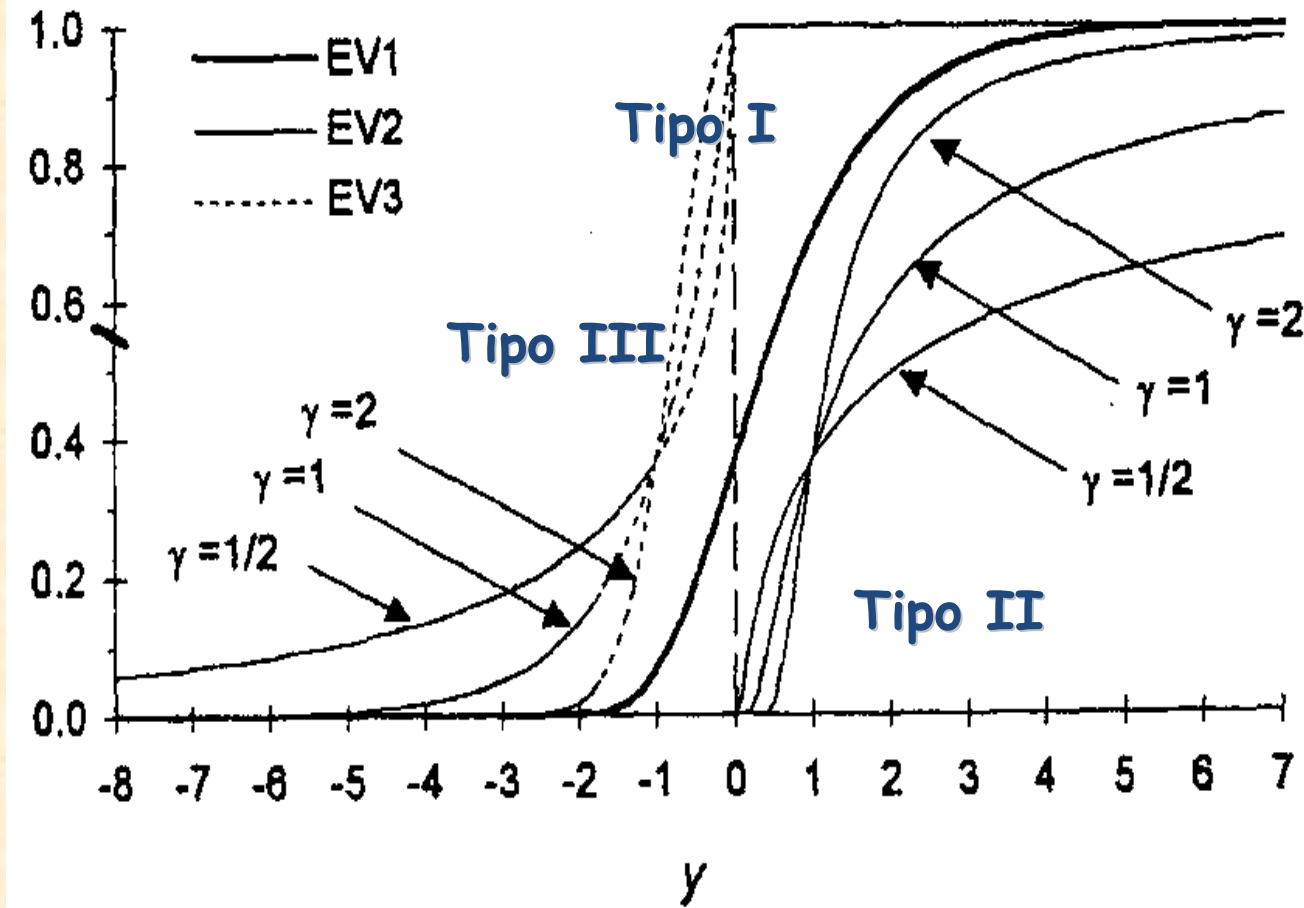
$$F_Y(y) = \exp(-e^{-y}) \quad -\infty < y < +\infty \quad \text{Tipo I}$$

$$F_Y(y) = \begin{cases} \exp(-y^{-\gamma}) & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases} \quad \text{Tipo II} \quad y = \frac{x-b}{a}$$

a, b
parametri

$$F_Y(y) = \begin{cases} \exp(-(-y)^\gamma) & y < 0 \\ 0 & y \geq 0 \end{cases} \quad \text{Tipo III}$$

$F_Y(y)$



Esponenziale, Gamma, Weibull, Normale, Log-normale

EV1

$N \Rightarrow \infty$ Pareto, t di Student, Cauchy, Log-Gamma

EV2

Uniforme, Beta

EV3

Distribuzione GEV

$$P(x) = \exp\left\{-\left[1 + \frac{\alpha(x-u)}{k}\right]^{-k}\right\} \quad \begin{array}{l} k = \infty \\ k > 0 \\ k < 0 \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{EV1} \\ \text{EV2} \\ \text{EV3} \end{array}$$

ovvero equivalentemente

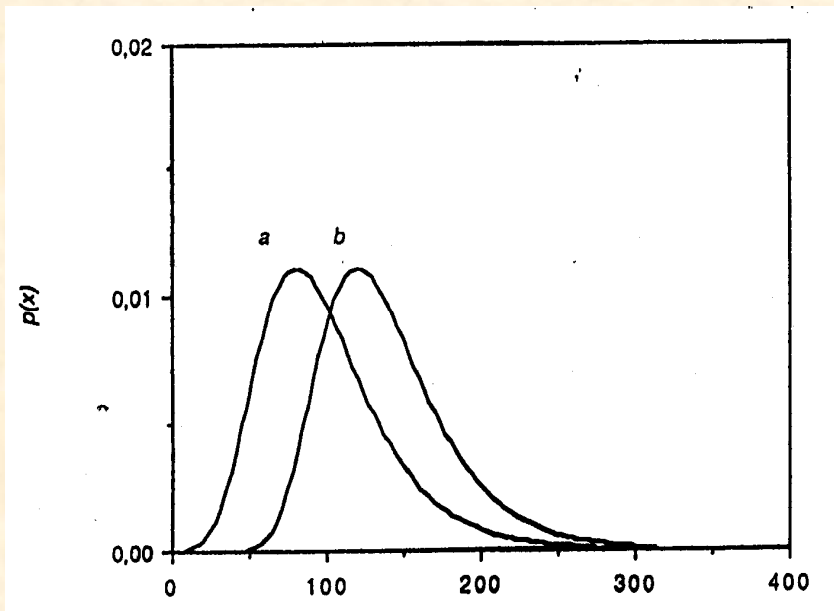
$$F_Y(y) = \exp\left[-(1 - Wy)^{1/W}\right] \quad \begin{array}{l} W = 0 \\ W < 0 \\ W > 0 \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{EV1} \\ \text{EV2} \\ \text{EV3} \end{array}$$

Distribuzione di Gumbel

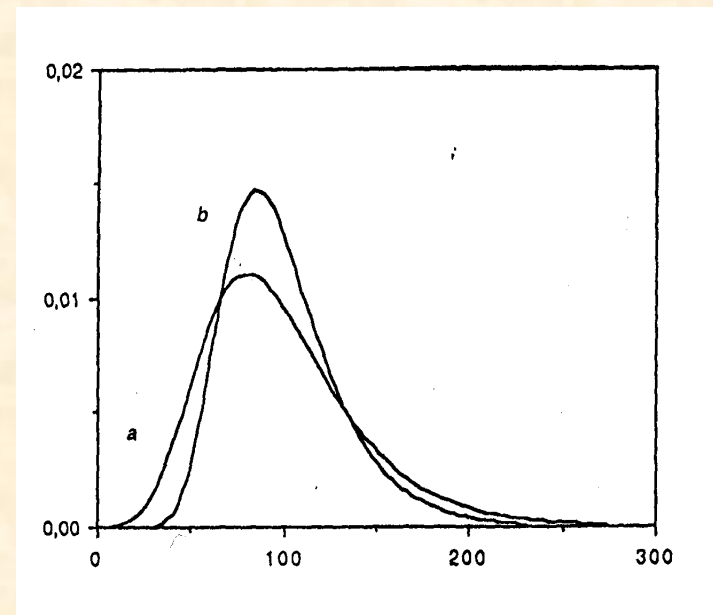
$$F_X(x) = \exp\left[-e^{-\left(\frac{x-b}{\alpha}\right)}\right]$$

$$E[X] = n_e \cdot \alpha + b$$

$$\text{Var}[X] = \frac{\pi^2 \alpha^2}{6}$$



PDF di Gumbel con diverso
valore di b



PDF di Gumbel con diverso
valore di α

Distribuzione di Fréchet

$$F_X(x) = \exp\left[-\left(\frac{x_0}{x}\right)^\theta\right]$$

Frechet è una forma particolare di EV2 ove $b=0$

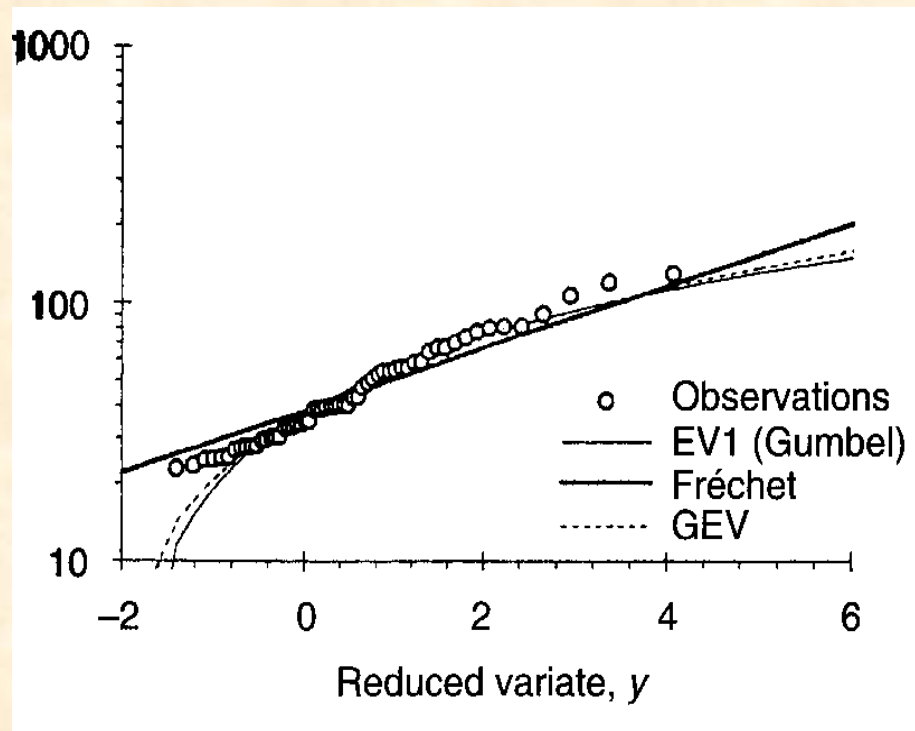
$$E[X] = x_0 \cdot \Gamma\left(1 - \frac{1}{\theta}\right) \quad \text{Var}[X] = x_0^2 \cdot \left[\Gamma\left(1 - \frac{2}{\theta}\right) - \Gamma^2\left(1 - \frac{1}{\theta}\right) \right]$$

Il legame con la variabile ridotta di Gumbel:

$$y = -\ln(-\ln q)$$

è di tipo esponenziale. Infatti:

$$\xi_q = x_0 (-\ln q)^{-\frac{1}{\theta}} = x_0 \exp\left(\frac{y}{\theta}\right)$$



A causa dell'esponenziale, per $q > 0$, in Fréchet la x aumenta più velocemente che in Gumbel al crescere di y .

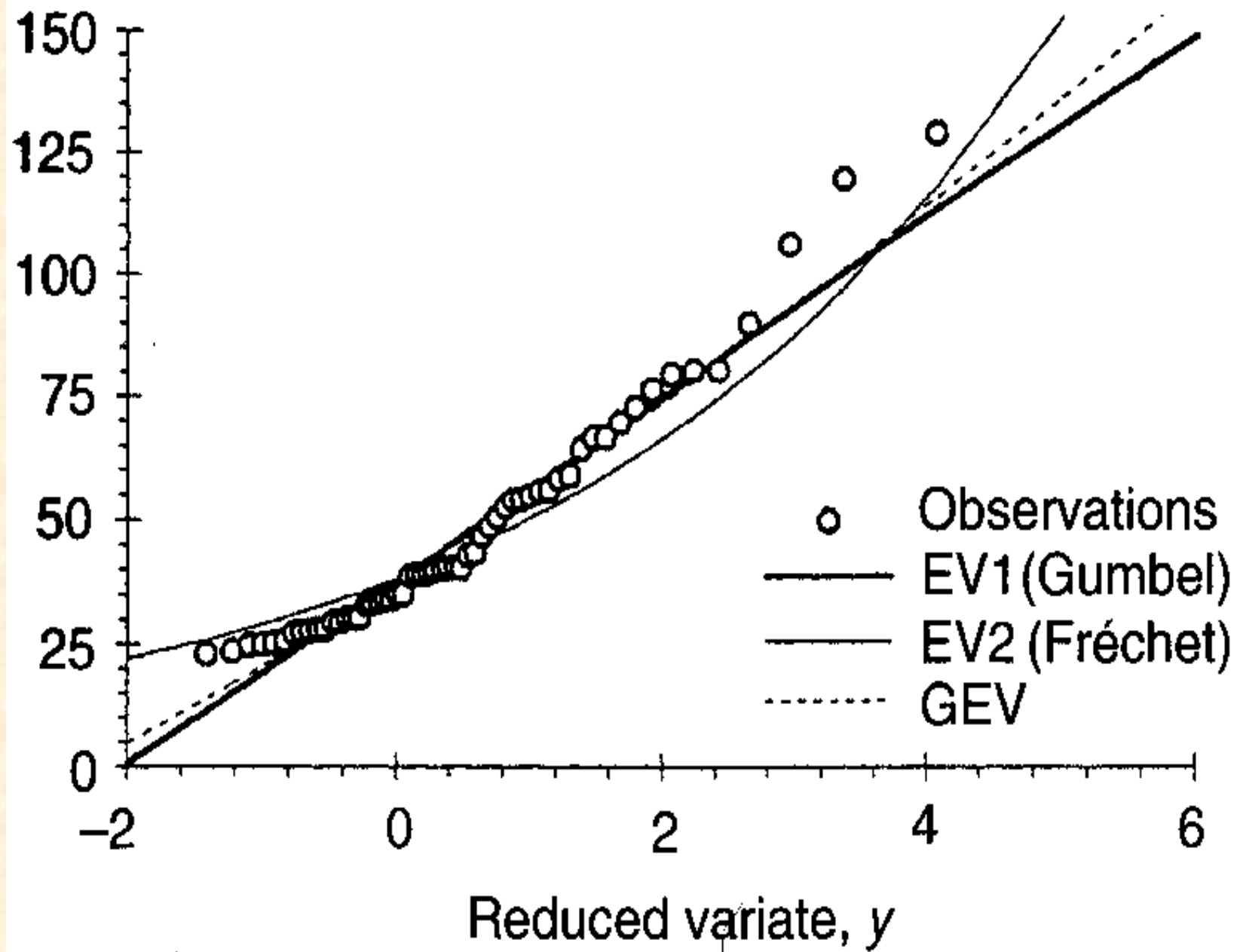
Generalized Extreme Value (GEV) :

$$F_X(x) = \exp\left[-\left(1 - k \frac{x - \varepsilon}{\alpha}\right)^{1/k}\right]$$

$$E[X] = \varepsilon + \frac{\alpha}{k} [1 - \Gamma(1+k)] \qquad \text{Var}[X] = \left(\frac{\alpha}{k}\right)^2 \cdot [\Gamma(1+2k) - \Gamma^2(1+k)]$$

$$s = \text{sign}(k) \cdot \frac{-\Gamma(1+3k) + 3\Gamma(1+k)\Gamma(1+2k) - 2\Gamma^3(1+k)}{[\Gamma(1+2k) - \Gamma^2(1+k)]^{3/2}} - 1$$

Per la stima dei parametri con il metodo dei momenti si determina inizialmente k in funzione del coefficiente di asimmetria campionaria.



TEST DI ADATTAMENTO

Strumenti per verificare che la distribuzione teorica si adatta alla popolazione di cui conosciamo un campione:

1) CARTE PROBABILISTICHE

Strumento puramente grafico, valutazione soggettiva

2) TEST DI ADATTAMENTO

Fornisce risultato oggettivo in quanto misura l'adattamento alla distribuzione in rapporto ad una soglia;

Misura < Soglia : accetto distribuzione

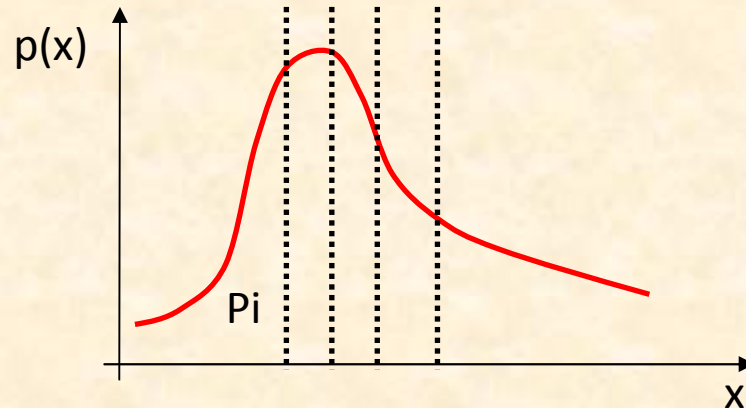
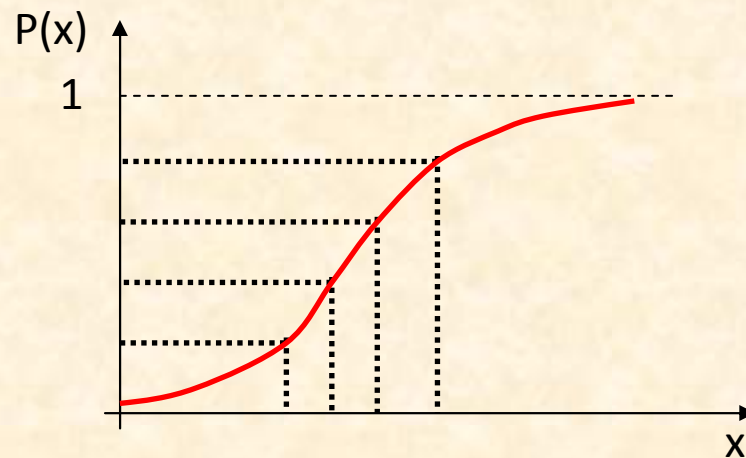
Misura > Soglia : rigetto distribuzione

→ TEST DI PEARSON o TEST del χ^2

Test di Pearson

Misura la bontà dell'adattamento della distribuzione attraverso il parametro χ^2 e la soglia $\chi^* 2$

H_0 = distribuzione da cui si ipotizza di estrarre il campione



1) Si suddivide il campione in K classi tali che ogni classe abbia la stessa probabilità.

Il numero di classi si fissa con una regola empirica:
 $NP_i \geq 5 \rightarrow P_i$

2) Si individuano i valori estremi delle singole classi

$$P_i \rightarrow x_i$$

3) Si contano gli elementi del campione che ricadono in ogni classe

4) Si calcola il χ^2 :

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(N_i - NP_i)^2}{NP_i}$$

5) Si assume il χ^{*2} = soglia di accettabilità o rigetto, bilanciando la probabilità di rifiutare un'ipotesi vera e di accettare un'ipotesi falsa.

Calcolo il numero di gradi di libertà $v = k - m - 1$

dove k è il numero di classi e m il numero di parametri della distribuzione

v	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
χ^{*2}	3,84	5,99	7,81	9,49	11,1	12,6	14,1	15,5	16,9	18,3

6) Se $\chi^2 < \chi^{*2} \rightarrow$ accetto la distribuzione

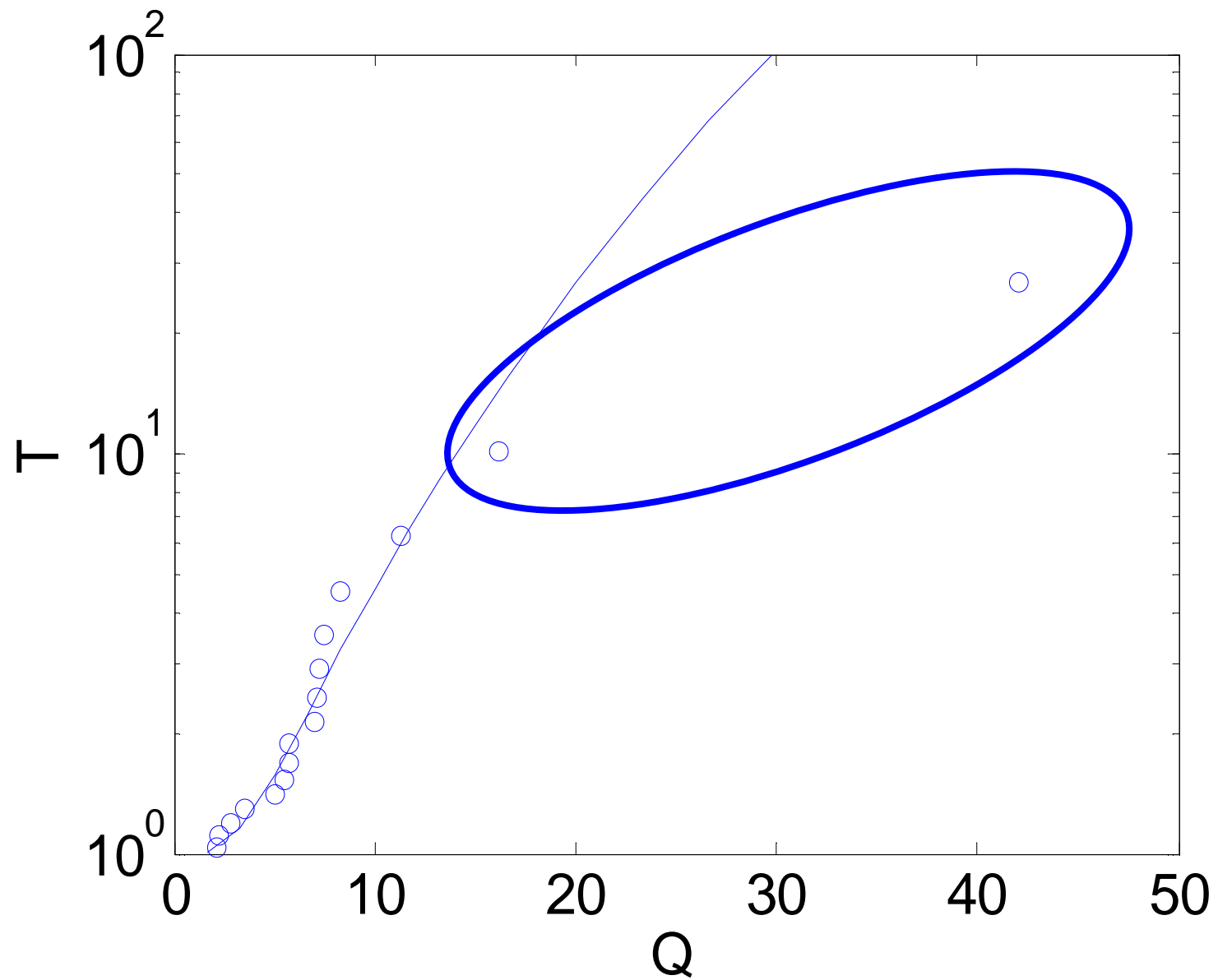
Se $\chi^2 > \chi^{*2} \rightarrow$ rigetto la distribuzione

NB: Il test di Pearson è da ripetere per tutte le durate di precipitazioni (1, 3, ..., 24 ore).

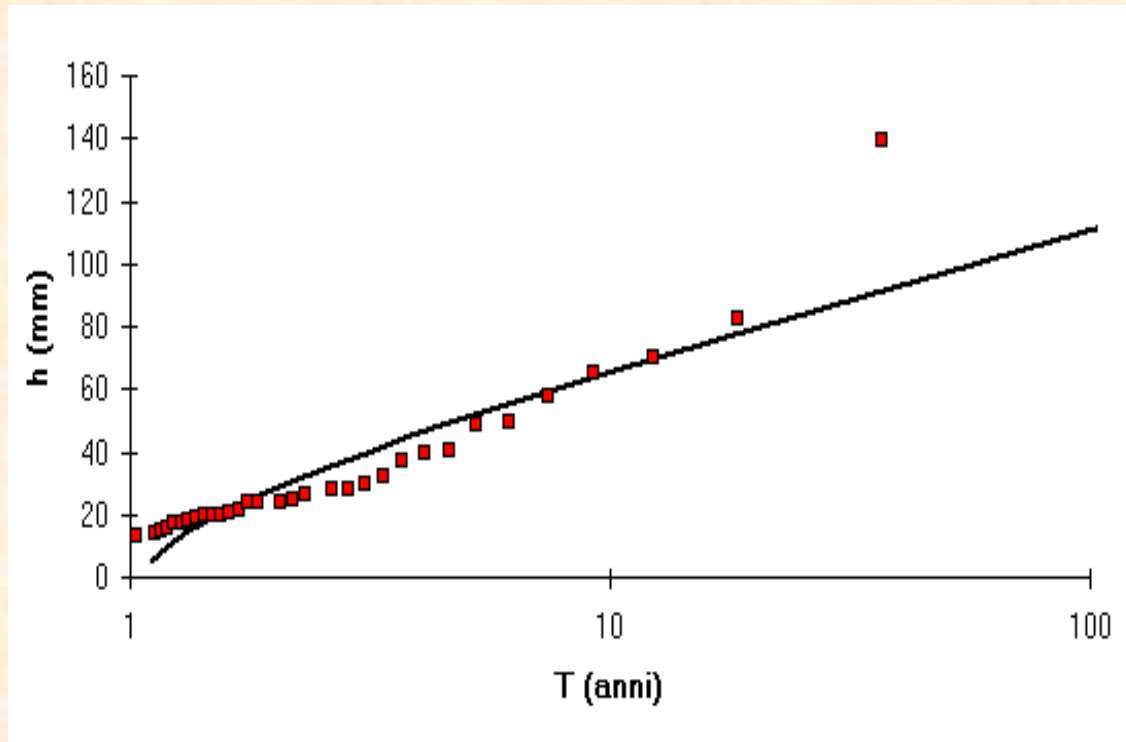
Analisi regionale

- La regionalizzazione delle piene nasce dalla considerazione che eventi di piena straordinari (outliers) sono estremamente rari con riferimento ad ogni singolo sito; ma quando si considerino contesti regionali più ampi la loro probabilità non è trascurabile.
- Questo dà luogo alla cosiddetta "condizione di separazione" associata all'osservazione di elevatissimi valori del coefficiente di asimmetria
- La loro "previsione probabilistica" o "prediction" può effettuarsi solo attraverso le tecniche della analisi statistica regionale.
- L'analisi regionale consente di utilizzare in maniera rigorosa e sistematica tutta l'informazione disponibile su di territorio esteso ovvero nell'ambito di regioni idrologicamente omogenee.
- Infatti quand'anche osservazioni siano disponibili sul territorio è facile che si abbiano a disposizione serie storiche che raramente superano le poche decine di anni.

“Outliers”



Il modello TCEV (Two Components Extreme Value) (Rossi et al. 1984) nasce allo scopo di rappresentare la presenza di *outliers* e l'elevata asimmetria delle serie storiche dei massimi annuali.



Elevata probabilità di errore nell'estrapolazione della legge EV1 nel campo dei tempi di ritorno più elevati

Si ipotizza che gli outliers delle serie storiche osservate siano generati da eventi meteorologici eccezionalmente rari ed intensi, associati a speciali condizioni meteorologiche.

Limiti dell'Analisi Regionale

- Anche i metodi regionali hanno tuttavia dei **limiti** che possono portare ad incertezza anche elevata primo fra tutti l'ipotesi che le serie osservate siano omogenee e stazionarie.
- In tal senso è quanto mai necessario il costante riferimento al fenomeno fisico soprattutto ai fini dell'identificazione della similitudine idrologica che consente il trasferimento dell'informazione da siti strumentati a siti non strumentati.
- Occorre verificare la qualità dei dati anche se è importante sottolineare come l'analisi regionale consenta anche l'individuazione a posteriori di anomalie nel dato campionato attraverso la verifica di omogeneità delle serie storiche

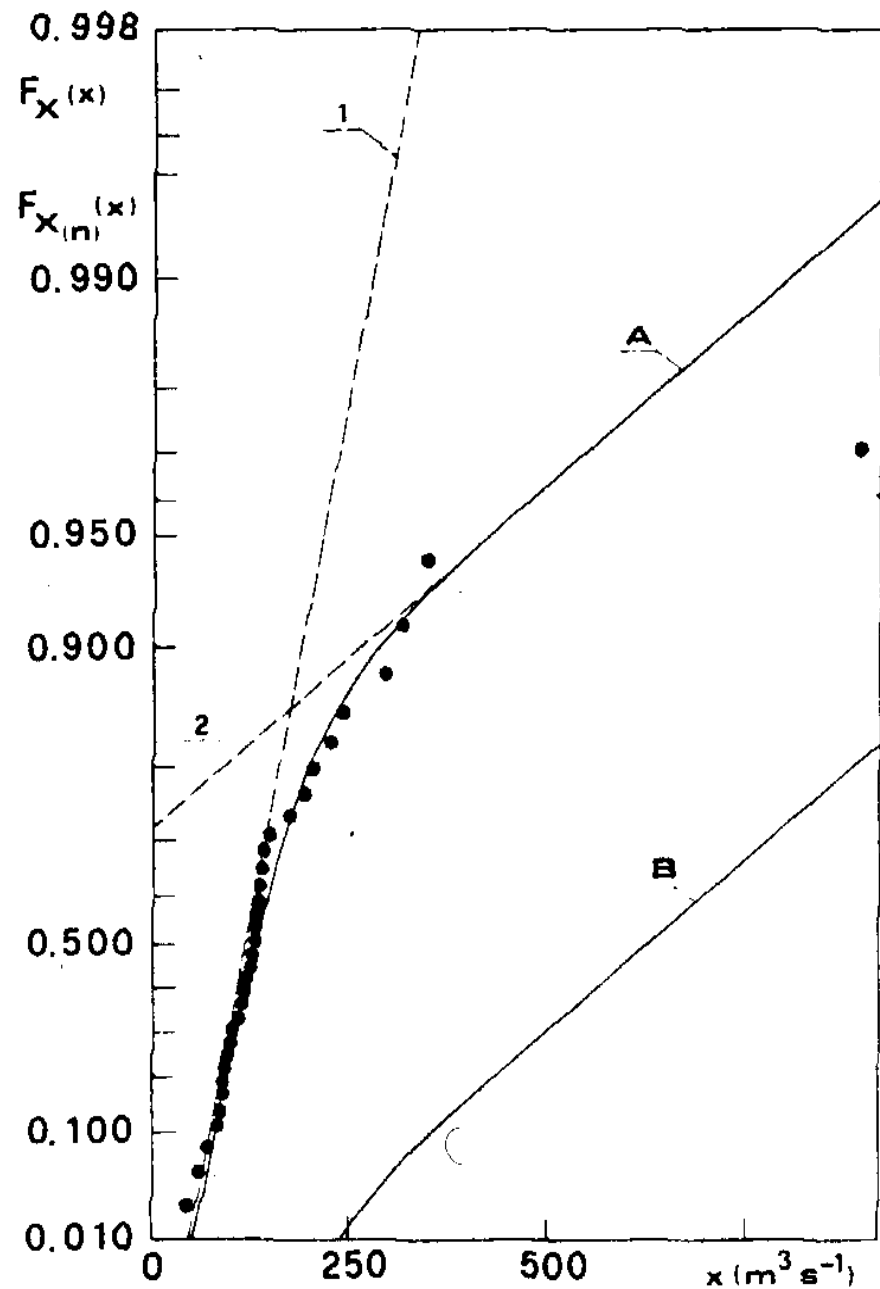
Procedure e proprietà

Una procedura di regionalizzazione richiede:

- un modello probabilistico locale (at-site) che interpreti la variabilità temporale dei massimi annuali (e che deve poter spiegare i valori straordinari o outliers che si siano verificati in passato)
- un modello di regionalizzazione che spieghi la variabilità spaziale dei parametri del modello at-site

Complessivamente deve avere:

- Base teorica
- Capacità descrittiva
- Capacità predittiva



Distribuzione TCEV
adattata ai valori dei
massimi annuali di
portata del fiume Chiani
(curva A).

CDF teorica del massimo
annuale della
componente di base
(retta 1) e della
componente eccezionale
(retta 2).

L'analisi statistica si esegue su un elevato numero di serie storiche registrate in stazioni diverse ma considerate appartenenti ad una regione idrologicamente omogenea

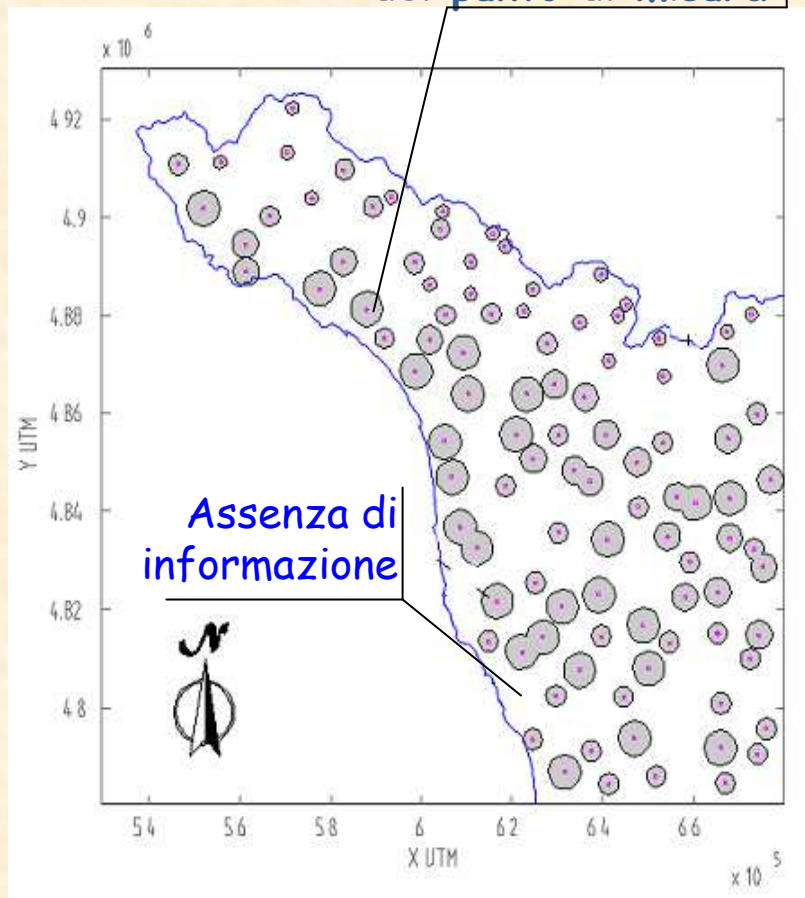
Si ottiene così un campione di dimensione molto maggiore di quello delle singole serie storiche

Aumenta la probabilità di includere nell'analisi di frequenza un maggior numero di eventi caratterizzati da elevati tempi di ritorno, rendendo più affidabile la stima degli eventi di intensità eccezionalmente elevata

VANTAGGI

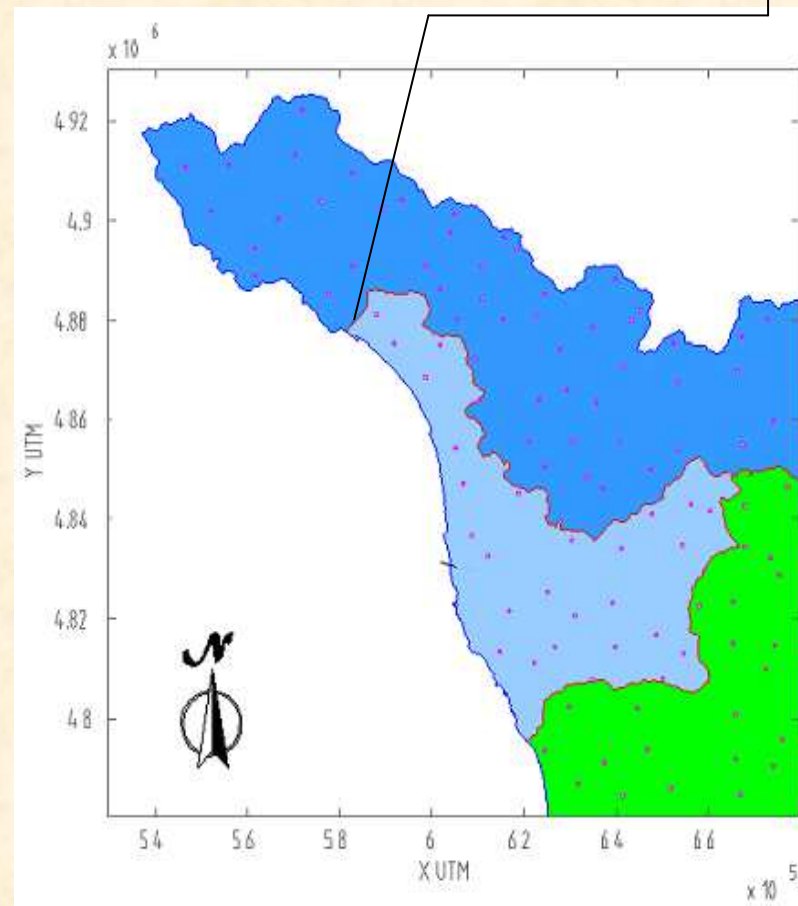
Analisi locale

la funzione di distribuzione di probabilità è valida in un intorno del punto di misura



Analisi regionale

una sola funzione di distribuzione descrive la probabilità degli eventi su una zona di territorio



Analisi regionale di frequenza delle piene

1. Controllo di qualità dei dati: individuazione degli errori di raccolta, registrazione, editing; verifica della ipotesi di stazionarietà temporale del processo stocastico di formazione dell'estremo idrologico

Dati necessari:

Informazioni sui metodi di misura

Informazioni sulla localizzazione degli strumenti e sulla storia delle registrazioni

Informazioni sull'uso del suolo per interpretare gli effetti di trend

2. Identificazione delle regioni omogenee:

Accorpamento dei siti in modo che siano caratterizzati dalla stessa distribuzione di frequenza dell'estremo idrologico, a meno di un fattore di scala

Molti studi (Lettenmaier e Potter, 1985; Lettenmaier et al., 1987) hanno mostrato che l'incremento di dati ottenuto usando le serie storiche di più siti nella stima dei parametri controbilancia più che positivamente il fatto che le distribuzioni di frequenza non siano in realtà esattamente uguali fra loro a meno di un fattore di scala.

Le regioni omogenee non devono necessariamente essere geograficamente contigue ma devono essere simili dal punto di vista delle caratteristiche climatiche o geomorfologiche che governano il meccanismo di formazione dell'estremo idrologico

Criteri di accorpamento

Soggettivi:

in base al periodo dell'anno in cui si manifestano i picchi di piena (Gingras et al., 1994);
valore di soglia per la variabilità spaziale di alcune caratteristiche rappresentative (Wiltshire, 1985, 1986)

Oggettivi:

cluster analysis condotta sui vettori delle caratteristiche geografiche e geomorfologiche dei diversi siti (Wiltshire, 1985; Acreman e Sinclair, 1986)

3. Scelta della distribuzione di probabilità: Le distribuzioni reali dei diversi siti sono in realtà differenti; il modello probabilistico prescelto deve essere in grado di fornire stime accurate dei quantili anche in presenza di notevoli scostamenti fra la distribuzione ipotizzata e quella vera. Si richiede un Modello ROBUSTO

4. Stima dei parametri della distribuzione scelta

Può essere fatta:

Valutandoli separatamente in ciascun sito e quindi combinando opportunamente le stime locali (Hosking e Wallis, 1997)

Adimensionalizzandoli rispetto alla media di ciascun campione ed utilizzandoli contemporaneamente nella stima dei parametri regionali

Dopo la stima dei parametri le ipotesi di accorpamento in regioni omogenee devono essere verificate mediante opportuni test statistici:

Si confronta la distribuzione di frequenza osservata con quella teorica attribuita alla regione omogenea

5. Siti privi di misurazioni:

Assegnazione del sito ad una regione omogenea:
viene effettuata in base allo stesso criterio utilizzato per
l'individuazione delle regioni omogenee (posizione geografica,
parametri geomorfoclimatici, ecc.)

6. Stima del fattore di scala delle distribuzioni locali:

Siti dotati di stazioni di misura:

Media aritmetica dei dati campionari disponibili in quella stazione;

Siti privi di misurazioni:

Per la pioggia indice: stima diretta mediante analisi geostatistica
della variabilità spaziale

Per la portata indice: stima diretta mediante metodi di inferenza
statistica sulle caratteristiche geomorfoclimatiche del bacino

Stima indiretta mediante calibrazione regionale di modelli afflussi-
deflussi

TCEV

Il modello che si ottiene è composto dal prodotto di due distribuzioni del tipo EV1 e la sua curva di frequenza cumulata (CDF) è data da

$$F_X(x) = \exp\left\{-\Lambda_1 \exp\left(-\frac{x}{\theta_1}\right) - \Lambda_2 \exp\left(-\frac{x}{\theta_2}\right)\right\} \text{ per } x \geq 0$$

nella quale i parametri Λ_1 e Λ_2 , con:

$$\Lambda_1 > \Lambda_2 \geq 0$$

rappresentano il numero medio annuo di eventi relativi alla componente di base ed alla componente eccezionale, mentre i parametri θ_1 e θ_2 , con:

$$\theta_2 > \theta_1 > 0$$

rappresentano il rispettivo valore medio di tali eventi.

TCEV

con alcune manipolazioni

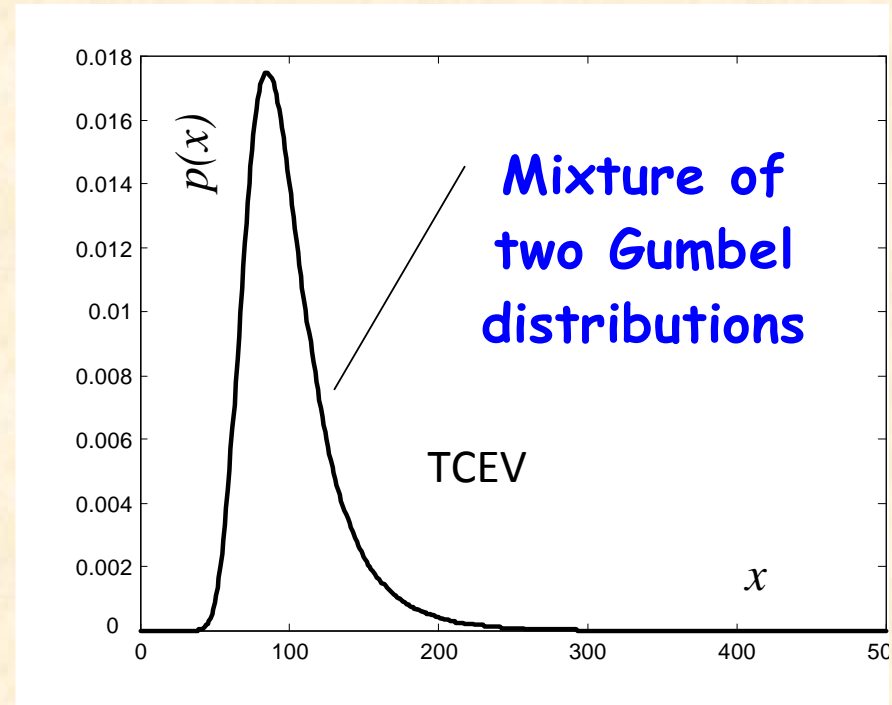
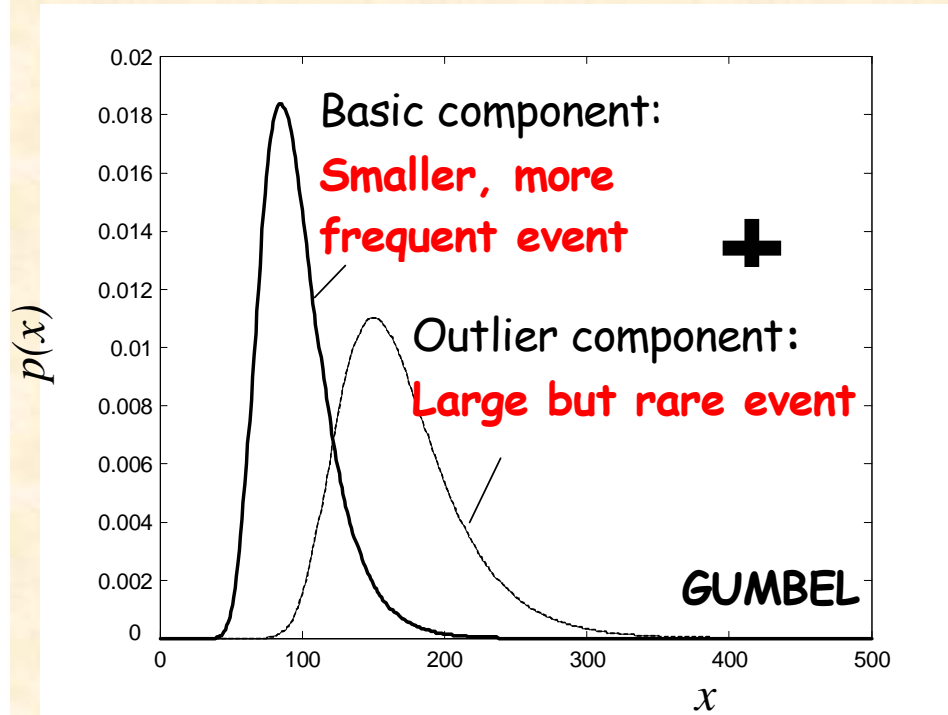
$$F(x) = \exp\left[-\Lambda_1 \exp\left(-\frac{x}{\theta_1}\right) - \Lambda_2 \exp\left(-\frac{x}{\theta_2}\right)\right]$$

$$F_K(k) = \exp\left[-\Lambda_1 \exp(-k\eta) - \Lambda_1^{1/\theta_*} \Lambda_* \exp\left(-\frac{k\eta}{\theta_*}\right)\right] \quad \eta = \frac{\theta_1}{E[x]}$$

$$\theta_* = \frac{\theta_2}{\theta_1} \quad \Lambda_* = \frac{\Lambda_2}{\Lambda_1^{1/\theta_*}}$$

I valori delle serie di massimi annuali si considerano provenienti da una mistura di due popolazioni:

- degli eventi normali e più frequenti (componente di base)
- degli eventi più gravosi e rari (componente eccezionale)



Nella procedura di individuazione delle zone omogenee si farà riferimento alle variabile ridotta:

$$Y = \frac{X}{\theta_1} - \ln(\Lambda_1)$$

distribuita secondo la legge:

$$F_Y(y) = \exp[-\exp(-y) - \Lambda_* \exp(-y/\theta_*)]$$

dove:

$$\theta_* = \theta_2 / \theta_1$$

$$\Lambda_* = \Lambda_2 / \Lambda_1^{1/\theta_*}$$

Parimenti si farà riferimento alla variabile adimensionale:

$$X' = X/\mu$$

dove:

$$\mu = E[X]$$

che è distribuita secondo la legge:

$$F_{X'}(x') = \exp\left[-\Lambda_1 \exp(-\alpha x') - \Lambda_* \Lambda_1^{1/\theta_*} \exp(-\alpha x'/\theta_*)\right]$$

Si può dimostrare che (Beran, 1986) :

$$\mu = E[X] = \theta_1 \left[(\ln \Lambda_1 + \gamma_\varepsilon) - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j \Lambda_*^j}{j!} \Gamma(j/\theta_*) \right] = \eta \theta_1$$

A questo punto, si introducono inoltre coefficiente di variazione teorico Cv ed il coefficiente di asimmetria teorico G , calcolati a partire dai momenti centrali del 2° e 3° ordine μ_2 e μ_3 :

$$G = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}}$$

$$Cv = \frac{\mu_2^{1/2}}{\mu}$$

Si può dimostrare (Beran, 1986) che:

il coefficiente di asimmetria teorico G è dipendente solamente dai parametri:

$$\Lambda_* \quad \theta_*$$

il coefficiente di variazione teorico Cv dipende esclusivamente dai tre parametri:

$$\Lambda_* \quad \theta_* \quad \Lambda_1$$

Riassumendo:

I coefficienti dipendono dai parametri

G

Λ_* θ_*

Cv

Λ_* θ_* Λ_1

μ

Λ_* θ_* Λ_1 θ_1

Da questa osservazione deriva la procedura gerarchica di regionalizzazione proposta da Fiorentino et al. (1987)

Nel *primo livello di regionalizzazione* si individuano una o più *zone omogenee* all'interno delle quali si può ammettere costante il coefficiente di asimmetria teorico G e conseguentemente i parametri Λ_* e θ_* .
Risulta così costante nelle zone omogenee la distribuzione della variabile ridotta Y .

Nel *secondo livello di regionalizzazione* si individuano delle *sottozone omogenee* nelle quali si può ritenere costante, oltre al coefficiente di asimmetria, anche il coefficiente di variazione teorico Cv e quindi anche il parametro Λ_1

Ne deriva che la distribuzione di probabilità della variabile adimensionale X' e quindi anche il fattore di crescita

$$x'(F)$$

sono costanti in ogni sottozona omogenea.

Operativamente vengono utilizzate le **curve di crescita**, che esprimono il valore x' della variabile adimensionalizzata in funzione del tempo di ritorno T e dei valori stimati dei parametri Λ_* , θ_* , Λ_1

Per disegnare le curve di crescita è necessario invertire la relazione:

$$1 - \frac{1}{T} = \exp\left[-\Lambda_1 \exp(-\alpha x') - \Lambda_* \Lambda_1^{1/\theta_*} \exp(-\alpha x' / \theta_*)\right]$$

Il procedimento di regionalizzazione descritto nasce dall'osservazione sperimentale del fatto che i coefficienti di asimmetria e variazione campionari, rispettivamente individuati dalle relazioni:

$$\hat{G} = \sqrt{N} \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^3}{\left[\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \right]^{3/2}} \quad \hat{C}_v = \frac{N}{\sqrt{N-1}} \frac{\left[\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \right]^{1/2}}{\sum_{i=1}^N x_i}$$

(dove N è la dimensione del campione e \bar{x} la media campionaria) presentano generalmente una contenuta variabilità spaziale, qualora vengano stimati dai massimi idrologici delle serie storiche relative a più stazioni di misura e nell'ambito di vaste aree.

Ciò permette, vista la stretta relazione tra valori campionari e teorici, di ipotizzare l'esistenza di zone con coefficienti teorici di asimmetria e di variazione costanti.

Nel *terzo livello di regionalizzazione* si individuano infine delle *aree omogenee* all'interno delle quali si ricercano delle relazioni tra il valore indice μ e le caratteristiche geomorfoclimatiche del bacino idrografico, qualora si analizzino le portate, o le caratteristiche geografiche del sito, qualora si analizzino le piogge.

Il valore dell'estremo idrologico con tempo di ritorno T si ottiene a questo punto da:

$$x(F) = \mu \cdot x'(F) \quad x_T = \mu \cdot x'(F = 1 - 1/T)$$

Validazione delle ipotesi di regionalizzazione

La validità di queste ipotesi di suddivisione gerarchica del territorio può essere controllata, dopo aver stimato i valori dei tre parametri, verificando che le zone e le sottozone così definite costituiscano ciascuna un insieme omogeneo con riferimento, rispettivamente, al coefficiente di asimmetria G e al coefficiente di variazione C_v .

La verifica di omogeneità si basa sul confronto, operato mediante gli usuali test di ipotesi, fra le curve di frequenza relativa cumulata dei valori di G e C_v sperimentali e le corrispondenti curve teoriche di frequenza ottenuta mediante generazione teorica (i.e. con metodo Montecarlo), per gli assegnati valori dei parametri.

Di conseguenza, vengono generate n serie sintetiche di dati di dimensione comparabile al numero medio di misure delle stazioni analizzate, costruendo così una serie di coefficienti di asimmetria e variazione sintetici

L'ipotesi di costanza di un coefficiente statistico su una certa zona o sottozona può essere controllata verificando che la distribuzione dei coefficienti campionari e sintetici sia di tipo normale, quindi oscillante intorno ad un valore medio con uno scarto normalmente distribuito

La bontà della stima dei parametri Λ^* , θ^* e Λ_1 si valuterà controllando che i coefficienti sintetici di variazione e di asimmetria (che dipendono dai parametri stimati) e quelli campionari provengano dalla stessa popolazione

I test normalmente utilizzati sono:

Test della t di Student per la media: al fine di verificare la coincidenza delle medie delle serie campionarie e di quelle generate dei coefficienti di asimmetria e variazione;

Test del χ^2 : al fine di verificare l'ipotesi di normalità delle popolazioni dei coefficienti di asimmetria campionari e generati (per le zone omogenee) e dei coefficienti di variazione campionari e generati (per le sottozone omogenee);

Test di Wilcoxon per la media: è simile al χ^2 ma non necessita dell'ipotesi che la popolazione di origine sia normale. Può quindi essere applicato con successo anche a zone nelle quali la costanza dei coefficienti di asimmetria o variazione campionaria non sia pienamente rispettata.

PUGLIA

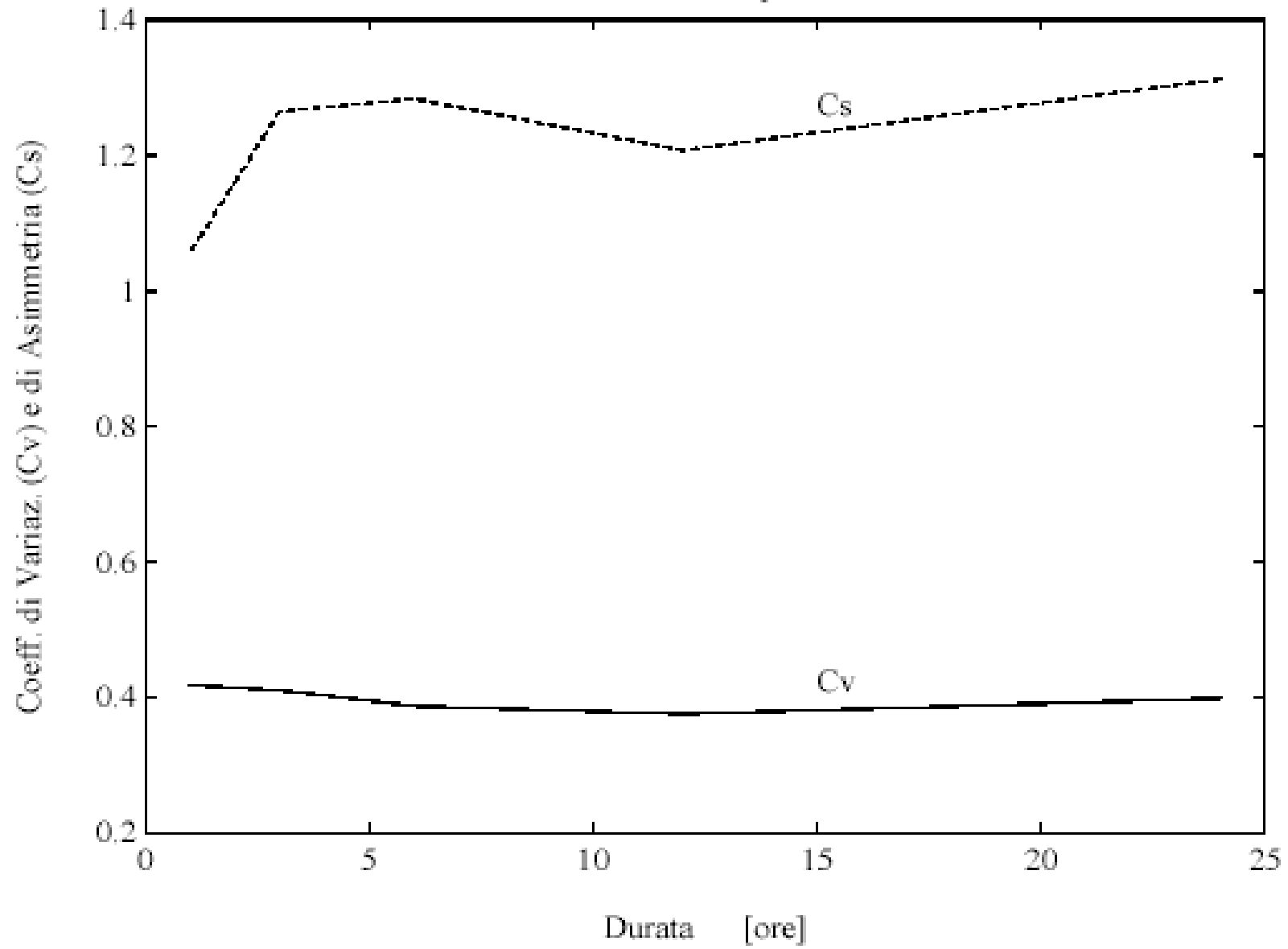
1° e 2° Livello regionalizzazione piogge

Zona	Λ_*	Θ_*	Λ_1
Puglia Settentrionale	0.772	2.351	44.63
Puglia Centro-meridionale	0.353	2.121	17.55

Asimmetria (Cs) e coefficiente di variazione (Cv) osservati.

Zona	Cs	σ^2 (Cs)	Cv	σ^2 (Cv)
Puglia Settentrionale	1.66	0.52	1.31	0.554
Puglia Centro-meridionale	1.31	0.50	0.45	0.007

Valori medi di C_v e C_s per diverse durate

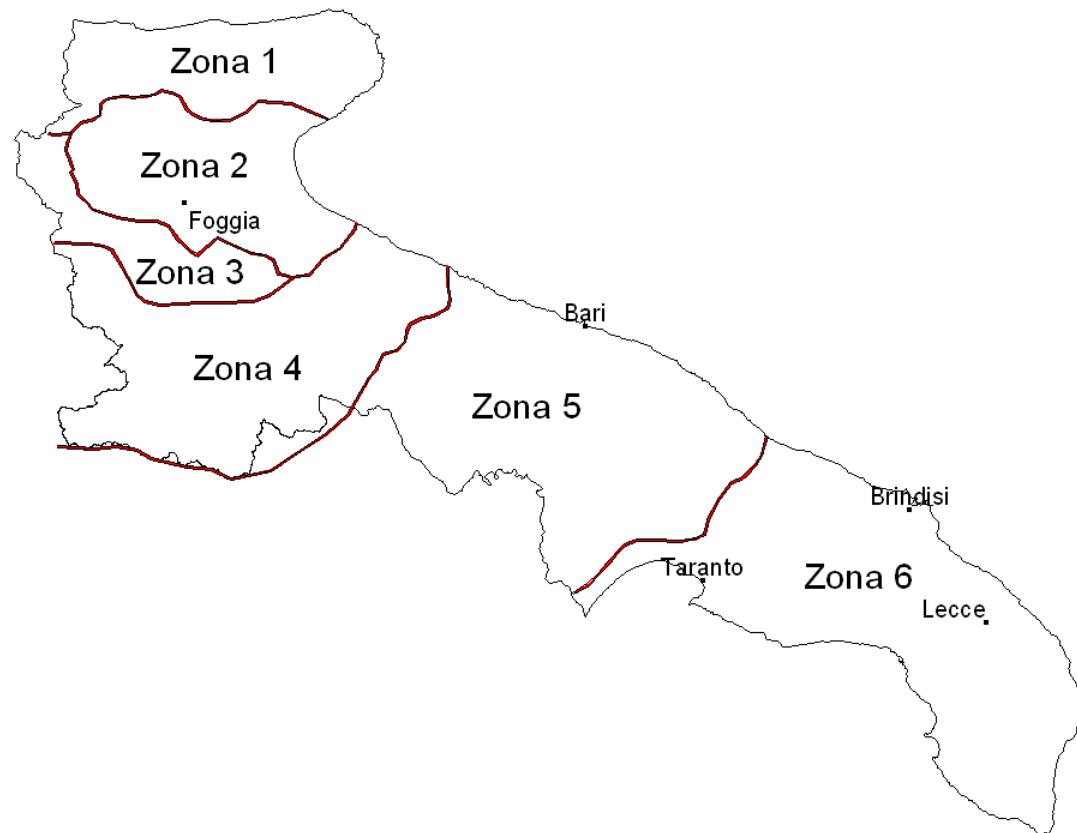


3° Livello regionalizzazione piogge

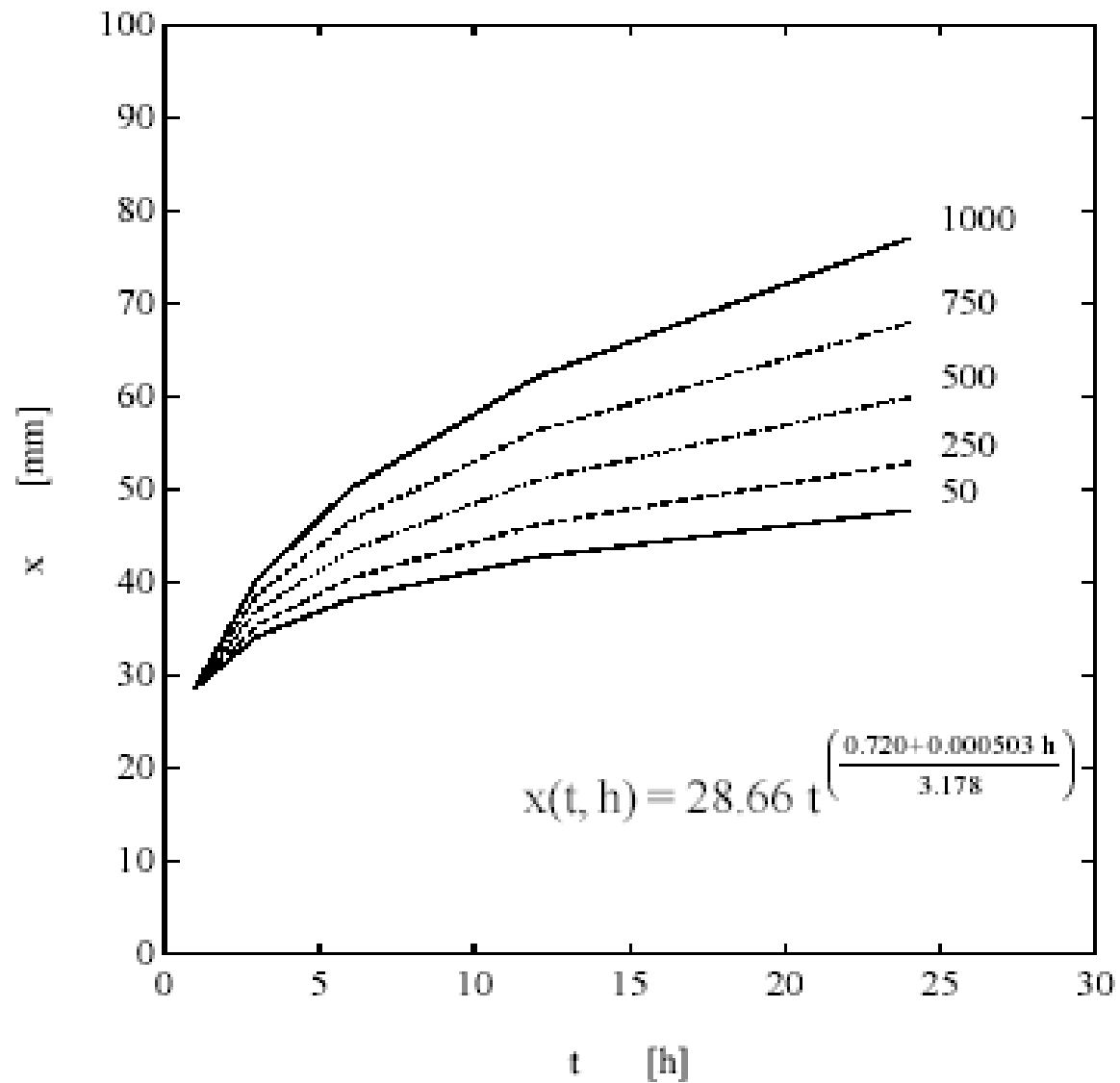
$$E[x_t] = a t^{(C+D+\ln \alpha - \ln a) / \ln 24}$$

Zona	α	a	C	D	n
1	0.89	28.66	.00503	3.959	-
2	"	22.23	-	-	.247
3	"	25.325	.000531	3.811	-
4	"	24.7	-	-	.256

Zone omogenee



AREA OMOGENEA: Zona 1



Il territorio della Puglia è stato suddiviso in 6 aree pluviometriche omogenee, per ciascuna delle quali è possibile calcolare la curva di possibilità pluviometrica, sulla base delle seguenti equazioni:



Zona 1: $x(t,z) = 26.8 t^{[(0.720+0.00503 z)/3.178]}$
 Zona 2: $x(t) = 22.23 t^{0.247}$
 Zona 3: $x(t,z) = 25.325 t^{[(0.0696+0.00531 z)/3.178]}$
 Zona 4: $x(t) = 24.70 t^{0.256}$
 Zona 5: $x(t,z) = 28.2 t^{[(0.628+0.0002 z)/3.178]}$
 Zona 6: $x(t,z) = 33.7 t^{[(0.488+0.0022 z)/3.178]}$

dove z è la quota media assoluta del bacino [m slm]

Per considerare il tempo di ritorno T , si moltiplicano le equazioni precedenti per un coefficiente di crescita K_T che risulta essere uguale a:

- per le zone 1, 2, 3, 4 (Puglia settentrionale):

$$K_T = 0.5648 + 0.415 \ln T$$

T	5	10	20	30	40	50	100	500	1000
K_T	1.3	1.5	1.8	2.0	2.1	2.2	2.5	3.1	3.4

- per le zone 5, 6 (Puglia centro-meridionale):

$$K_T = 0.1599 + 0.5166 \ln T$$

T	5	10	20	30	40	50	100	500	1000
K_T	1.26	1.53	1.82	2.00	2.13	2.23	2.57	3.38	3.73

Curva di crescita Puglia Settentrionale

