

REGIONE UMBRIA

DIREZIONE REGIONALE RISORSA UMBRIA. FEDERALISMO,
RISORSE FINANZIARIE, UMANE E STRUMENTALI.



ISTITUTO RICERCA PROTEZIONE IDROGEOLOGICA

CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE



CONSORZIO PER LA BONIFICA

DELLA VAL DI CHIANA ROMANA E DELLA VAL DI PAGLIA

AGGIORNAMENTO DELLE FASCE DI PERICOLOSITÀ IDRAULICA DEL TRATTO TERMINALE DEL FIUME PAGLIA

ANALISI IDROLOGICA

Studio idrologico del bacino del Fiume Paglia e aggiornamento delle fasce di pericolosità idraulica del tratto terminale del corso principale

Delibera n.456 del 22 febbraio 2010

**S. BARBETTA, L. BROCCA, S. CAMICI, F. MELONE
T. MORAMARCO, A. TARPANELLI**

DICEMBRE 2012

Indice

Indice.....	1
1. Introduzione.....	3
2. Analisi idrologica.....	4
3. Generazione stocastica di serie termo-pluviometriche	6
3.1. Il modello di generazione stocastica delle serie pluviometriche	6
3.1.1. Modello ad impulsi rettangolari di Neyman-Scott puntuale.....	6
3.1.2. Approccio di Iman e Conover.....	7
3.2. Il modello di generazione stocastica delle serie termometriche	8
3.2.1. Struttura del modello FARIMA	9
3.2.2. Identificazione del modello.....	9
Destagionalizzazione.....	10
Stima del parametro d	10
Costruzione della serie filtrata Y_t	11
Definizione del modello ARMA.....	11
Definizione del modello FARIMA	12
Validazione del modello e generazione di serie sintetiche.....	12
4. Modello idrologico afflussi-deflussi di tipo continuo.....	13
4.1. Modello di bilancio idrologico	13
4.1.1. Infiltrazione.....	13
4.1.2. Percolazione	14
4.1.3. Evapotraspirazione	14
4.1.4. Dati in ingresso e uscita.....	15
4.1.5. Stima dei parametri	16
4.2. Modello Idrologico Semi-Distribuito (MISD)	16
4.2.1. Trasferimento dell'onda di piena.....	17
4.2.2. Risposta idrologica	18
4.2.3. Stima della pioggia effettiva	19
4.2.4. Dati in ingresso e uscita.....	20
4.2.5. Stima dei parametri	20
5. Risultati	22
5.1. Generazione stocastica di serie pluviometriche.....	22
5.1.1. Analisi dei dati pluviometrici disponibili	22
5.1.2. Generazione stocastica delle piogge mediante il modello NSRP: correlazione temporale	23
5.1.3. Applicazione del metodo IC: correlazione spaziale	26
5.1.4. Confronto con la procedura di regionalizzazione della Regione Toscana	31
5.2. Generazione stocastica di serie termometriche	34
5.2.1. Calibrazione del modello FARIMA	34

5.2.2. Generazione di dati sintetici di temperatura	35
5.3. Stima di serie sintetiche di portata	36
5.3.1. Calibrazione ed implementazione del modello MISDc.....	36
5.3.2. Idrogrammi di progetto.....	41
Bibliografia	45

1. Introduzione

Alla luce dell'accertata sottostima da parte del Piano di Assetto Idrogeologico (P.A.I.) delle piene del Fiume Paglia, anche a seguito della revisione delle scale di deflusso ([Bencivenga et al., 2001](#)), l'Autorità di Bacino del Fiume Tevere, congiuntamente alla Regione Umbria, ha ritenuto necessario ridefinire una nuova idrologia rispetto a quella utilizzata per il P.A.I. e procedere, quindi, all'aggiornamento delle fasce di pericolosità idraulica del tratto di Fiume compreso tra il ponte di Allerona, a monte, e la confluenza con il Fiume Tevere, a valle.

Come descritto nella relazione metodologica redatta nell'ambito della convenzione tra la Regione Umbria e il CNR-IRPI per la 'Redazione Mappe delle Aree Allagabili nei tratti fluviali reticolo secondario Fiume Tevere - Piano e Sistemi di Monitoraggio per la Prevenzione del Rischio Idrogeologico: Alluvioni e Siccità; POR-FESR 2007/2013 - Asse II, Attività a1), azione n° 4' ([Barbetta et al., 2010](#)), la procedura che verrà utilizzata per la valutazione della pericolosità idraulica si basa sull'applicazione di una modellistica integrata di tipo idrologico-idraulico che consta di tre livelli di analisi. In sintesi, il primo livello è relativo all'identificazione e all'implementazione di una base informativa territoriale idonea in termini di rappresentazione del reticolo idrografico, delle fasce di pertinenza fluviale e delle caratteristiche orografiche e geolitologiche del bacino di interesse. Il secondo livello riguarda l'analisi della risposta idrologica del bacino ed è finalizzato alla stima degli idrogrammi di portata che contribuiscono alla formazione dell'onda di piena lungo l'asta fluviale da investigare. Il terzo livello è finalizzato all'analisi idraulica del fenomeno di propagazione del flusso nei canali e di inondazione delle aree peri-fluviali.

In tale ambito, questo rapporto intende descrivere la metodologia adottata per l'analisi idrologica e i risultati ottenuti per il bacino del Fiume Paglia e del Torrente Chiani le cui caratteristiche idro-geolitologiche sono riportate nella relazione “Inquadramento generale e caratteristiche idro-geolitologiche del bacino”.

2. Analisi idrologica

L'analisi idrologica è finalizzata alla valutazione delle portate al colmo e dei corrispondenti volumi di piena nelle sezioni fluviali di interesse, per eventi con periodo di ritorno assegnato e pari a 50, 100, 200 e 500 anni che dovranno essere usati nella successiva analisi idraulica diretta alla determinazione delle aree a diversa pericolosità d'inondazione.

Per la stima degli idrogrammi di progetto è utilizzata una procedura, valida anche per bacini non strumentati, che si basa sull'applicazione di una modellistica integrata di tipo idrologico-idraulico. In particolare, la modellistica idrologica è indirizzata alla stima degli idrogrammi di portata che contribuiscono alla formazione dell'onda di piena lungo le aste fluviali da investigare. A tal fine viene applicato un modello afflussi-deflussi a scala di evento e di tipo semidistribuito, denominato MISD, che è risultato alquanto affidabile nella simulazione di eventi di piena in differenti bacini dell'Alto-Medio Tevere ([Brocca et al., 2008a; 2009b](#)). Tuttavia, come evidenziato anche dalla letteratura scientifica più recente, vi è la necessità di un approfondimento di alcuni fattori che intervengono nell'applicazione della modellistica a scala di evento quando questa è indirizzata alla stima degli eventi estremi, soprattutto per bacini con informazione idrologica limitata. Tra questi fattori, l'individuazione appropriata dello ietogramma di progetto e delle condizioni iniziali di umidità del suolo sono fondamentali per una corretta valutazione del fenomeno d'inondazione per differenti tempi di ritorno. Tali problemi possono essere superati attraverso l'uso di una modellistica afflussi-deflussi di tipo continuo che utilizza come dati di ingresso lunghe serie di pioggia e temperatura. Nella procedura innovativa sviluppata dal CNR-IRPI ([Brocca et al., 2009c](#)) le serie di pioggia e di temperatura sono generate da modelli stocastici e le portate stimate dal modello afflussi-deflussi nella formulazione in continuo, MISDc, ([Brocca et al. 2008b; 2009a](#)).

In particolare, le precipitazioni sono generate accoppiando il modello stocastico puntuale di generazione delle piogge Neyman-Scott Rectangular Pulse model 'NSRP' ([Cowpertwait, 1996](#)), con il metodo di correlazione dei ranghi, IC ([Iman & Conover, 1982](#)) per tenere conto della variabilità spaziale osservata delle piogge ([Tarpanelli et al., 2012](#)). Va evidenziato che la procedura di analisi consentirà di studiare, da un lato, le curve di possibilità pluviometrica correlate anche spazialmente e, dall'altro, la curva di frequenza delle piene per ciascun sottobacino in cui è stato suddiviso il bacino del Fiume Paglia-Chiani.

Per le temperature è stato implementato il modello auto regressivo a media mobile con differenziazione frazionaria denominato FARIMA e proposto da [Montanari et al. \(1997\)](#). La procedura è stata impiegata per la stima della distribuzione di frequenza delle portate massime annuali su sei bacini strumentati dell'Alta Valle del Tevere, con area drenante variabile tra 13 e 284 km² ([Camici et al, 2011](#)).

Gli elementi necessari per la determinazione delle portate al colmo di piena e/o degli idrogrammi di progetto sono dunque:



In particolare, i dieci scenari termo-pluviometrici generati stocasticamente, coerenti con le proprietà statistiche delle serie osservate, rappresentano l'input per il modello idrologico in continuo che fornirà gli scenari di pericolosità idraulica per ciascun tempo di ritorno.

3. Generazione stocastica di serie termo-pluviometriche

3.1. Il modello di generazione stocastica delle serie pluviometriche

Il metodo utilizzato per descrivere la variabilità spaziale e temporale di un campo di pioggia è basato sull'accoppiamento del modello stocastico puntuale di generazione delle piogge, NSRP, con il metodo di correlazione dei ranghi, IC. Tale metodo verrà chiamato in seguito NS+IC. In particolare, vengono inizialmente generate, per ciascun mese, le serie di pioggia puntuali attraverso il modello NSRP i cui parametri sono calibrati sulla base delle serie storiche di precipitazione in modo di preservare, in particolare, opportuni livelli di correlazione temporale. Successivamente, le serie pluviometriche così generate vengono "riordinate" attraverso il metodo IC in modo tale che la loro matrice di cross-correlazione approssimi il più possibile quella delle serie osservate. Di seguito vengono brevemente descritti il modello NSRP e il metodo della correlazione dei ranghi IC.

3.1.1. Modello ad impulsi rettangolari di Neyman-Scott puntuale

Il modello ad impulsi rettangolari di Neyman-Scott (NSRP) è in grado di descrivere i meccanismi probabilistici che sovrintendono (a) alla formazione degli eventi meteorici e (b) alla loro variabilità interna in termini di intensità istantanea e di durata. Per una trattazione dettagliata si rimanda a [Cowpertwait et al. \(1996\)](#).

Nel modello si ipotizza che ad ogni evento di pioggia sia associato un meccanismo generatore, chiamato origine dell'evento (che potrebbe coincidere con l'arrivo di un fronte atmosferico), che innesci la formazione di un numero di celle elementari di precipitazione, che si suppone seguano una distribuzione di Poisson con media ν . La struttura stocastica del modello, illustrata in Figura 3.1, prevede che anche gli eventi di pioggia arrivino secondo un processo di Poisson con media λ , mentre i tempi di origine delle singole celle di pioggia, T_C , misurati a partire dall'origine dell'evento cui esse sono associate, sono distribuiti secondo una distribuzione esponenziale con parametro β . Un impulso rettangolare è associato poi alla nascita di ciascuna cella, la cui durata ed intensità sono variabili aleatorie indipendenti tra loro e da quelle delle altre celle e distribuite in maniera esponenziale con parametri η e ξ rispettivamente. L'intensità totale ad un generico istante t , è la somma delle intensità di tutte le celle attive al tempo t . Il modello NSRP è caratterizzato da una struttura flessibile i cui parametri sono ricavabili dalle serie di pioggia osservate. In particolare, i cinque parametri sono stimati (tipicamente, mese per mese) impiegando il metodo dei momenti, nel quale le proprietà statistiche delle serie temporali osservate sono uguagliate alle corrispondenti espressioni teoriche ricavate direttamente dal modello ([Cowpertwait et al., 1996](#)).

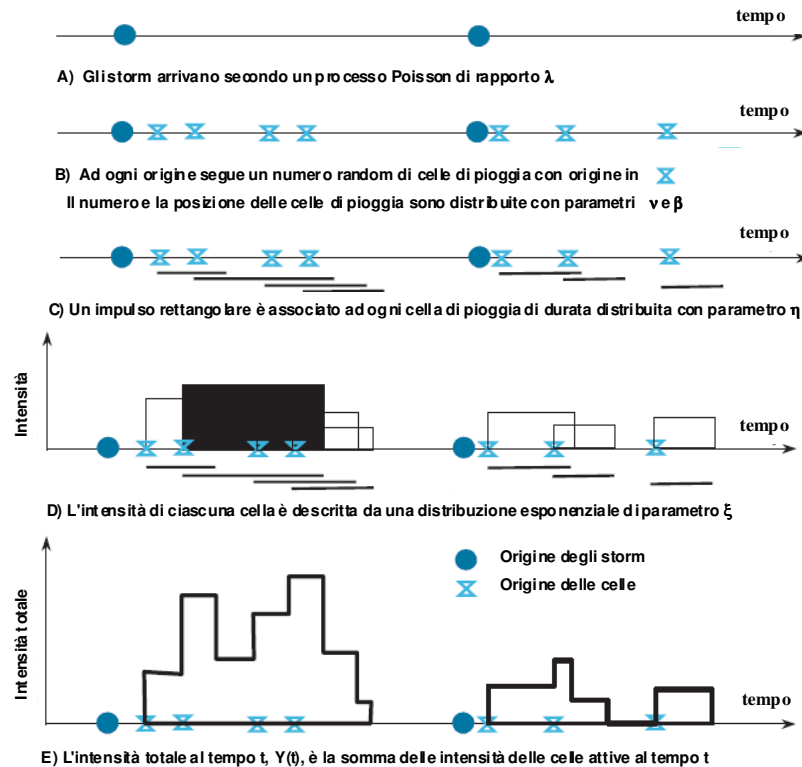


Figura 3.1. Schematizzazione del modello ad impulsi rettangolari di Neyman-Scott.

In Tabella 3.1 sono riassunti i parametri del modello, il loro significato e le corrispondenti unità di misura.

Tabella 3.1. Parametri del modello di Neyman-Scott e relativo significato.

Parametri	Descrizione	Unità
λ^{-1}	Tempo medio intercorrente fra due eventi di pioggia consecutivi	h
β^{-1}	Tempo medio intercorrente fra l'origine dell'evento e l'arrivo della singola cella	h
ν	Numero medio di celle di pioggia per evento	/
η^{-1}	Durata media delle celle di pioggia	h
ξ^{-1}	Intensità media delle celle di pioggia	mm/h

3.1.2. Approccio di Iman e Conover

L'applicazione del metodo di [Iman & Conover \(1982\)](#) è finalizzato a riordinare le serie sintetiche di piogge puntuali generate con il modello NSRP, in maniera che esse abbiano la stessa correlazione spaziale delle piogge osservate nei singoli siti ([Tarpanelli et al., 2012](#)).

Il metodo IC è basato sulla correlazione dei ranghi e consente di introdurre la correlazione (lineare) nelle serie indipendenti solamente riordinando i rispettivi campioni. Esso può essere così riassunto.

Indichiamo con $\mathbf{X}$ la matrice composta da vettori colonna ciascuno rappresentativo di un campione di dati generato indipendentemente dagli altri. Nello specifico, $\mathbf{X}$ rappresenta la matrice dei campioni di pioggia (a passo orario) generati con il metodo NSRP nelle singole stazioni con riferimento ad un certo mese. Sia inoltre $\mathbf{C}^*$ la matrice di correlazione (spaziale) obiettivo: essa coincide con la matrice di correlazione spaziale dedotta dai dati di pioggia osservati nelle singole stazioni nel mese preso a riferimento. Sia infine $\mathbf{X}^*$ la matrice delle precipitazioni sintetiche nelle singole stazioni (vettori colonna) la cui matrice di correlazione spaziale è pari/prossima a quella desiderata ($\mathbf{C}^*$). I passi da compiere sono i seguenti:

$\mathbf{C}^*$ è definita positiva e simmetrica e pertanto può essere scritta come $\mathbf{C}^* = \mathbf{P}\mathbf{P}^T$, dove $\mathbf{P}$ è una matrice triangolare inferiore determinata usando lo schema di fattorizzazione secondo Cholesky ([Scheuer e Stoller, 1982](#)) e $\mathbf{P}^T$ è la sua trasposta.

$\mathbf{C}$ è l'effettiva matrice di correlazione di $\mathbf{X}$ (prossima alla matrice identica $\mathbf{I}$ e pertanto definita positiva). Anche questa matrice viene decomposta seguendo il metodo Cholesky ottenendo $\mathbf{C} = \mathbf{Q}\mathbf{Q}^T$.

Si calcola la matrice $\mathbf{X}_1 = \mathbf{X} \cdot (\mathbf{P}\mathbf{Q}^{-1})^T$. E' possibile dimostrare ([Iman & Conover, 1982](#)) che la matrice $\mathbf{X}_1$ ha una matrice di correlazione il cui valore atteso è $\mathbf{C}^*$.

Si crea la matrice $\mathbf{X}^*$ riordinando le colonne della matrice $\mathbf{X}$ in modo tale che i ranghi in ciascuna colonna di $\mathbf{X}^*$ siano uguali ai ranghi dei corrispondenti elementi presenti nelle colonne di $\mathbf{X}_1$. In questo modo le matrici $\mathbf{X}^*$ e $\mathbf{X}_1$ hanno la stessa matrice di correlazione *dei ranghi* e quindi analoghe matrici di correlazione (lineare). Poiché $\mathbf{X}_1$ ha una matrice di correlazione di valore atteso pari a $\mathbf{C}^*$ allora anche $\mathbf{X}_1$ avrà una matrice di correlazione prossima a $\mathbf{C}^*$.

Quanto sopra viene ripetuto mese per mese.

Applicazioni del metodo sono state fatte in alcuni bacini del Fiume Tevere e per maggiori dettagli si rimanda a [Tarpanelli et al. \(2012\)](#).

3.2. Il modello di generazione stocastica delle serie termometriche

I dati sintetici di temperatura orari vengono simulati applicando, alle serie di temperatura osservate, un modello autoregressivo e a media mobile integrato con differenziazione frazionaria (FARIMA). A differenza dei classici modelli ARIMA, utili strumenti nella modellazione di serie temporali stazionarie, i modelli FARIMA sono in grado di rappresentare, con un limitato numero di parametri, le serie temporali caratterizzate da una funzione di autocorrelazione lentamente decrescente. Questa dipendenza, nota in letteratura come “effetto Hurst” ([Hurst, 1951](#)) viene rilevata in molte serie idrologiche e, spesso, nelle serie di temperatura ([Moretti e Montanari, 2008](#)).

Il modello FARIMA è ottenuto applicando un modello ARMA di tipo classico alla serie dei dati originari previa trasformazione mediante una differenziazione di ordine frazionario. Tale ultima trasformazione consente di modellare la dipendenza a lungo termine, mentre la parte ARMA del processo permette di riprodurre la struttura di correlazione a breve termine con la flessibilità richiesta.

3.2.1. Struttura del modello FARIMA

Data la serie temporale destagionalizzata osservata, X_t , assunta a media zero, la forma generale del modello FARIMA (p,d,q) può essere definita come la soluzione stazionaria di

$$\phi_p(B)(1-B)^d X_t = \Theta_q(B)\varepsilon_t \quad (2.1)$$

dove, usando la notazione di [Box and Jenkins \(1976\)](#), B è l'operatore “backward” tale che $BX_t = X_{t-1}$, $\phi_p(B)$ è il polinomio autoregressivo di ordine p , $\Theta_q(B)$ è il polinomio a media mobile di ordine q , ε_t è il termine di errore, assunto incorrelato con media zero e d è l'ordine di differenziazione che può essere frazionario. Il valore di d è legato al parametro di Hurst, H , dalla relazione:

$$d = H - 0.5 \quad (2.2)$$

Il range di interesse per d è tra 0 e 0.5: maggiore è il valore di d , maggiore è l'intensità di lunga memoria mostrata dal modello. Variando le componenti autoregressive e a media mobile, si possono combinare effetti di breve e lunga memoria. Il modello è così capace di riprodurre la struttura di autocorrelazione dei processi naturali, mostrando entrambi i termini di breve e lunga persistenza. Questo è un vantaggio dei modelli FARIMA, poiché altri modelli che sono in grado di riprodurre l'effetto Hurst non hanno la flessibilità nella scelta della struttura di autocorrelazione a breve memoria.

3.2.2. Identificazione del modello

La procedura per l'implementazione di un modello FARIMA non è immediata soprattutto nella fase preliminare della valutazione dei parametri del modello. Il metodo impiegato, suggerito da [Montanari et al. \(1997\)](#), consiste dei seguenti step:

destagionalizzazione delle serie osservate;

stima preliminare del valore di d ;

costruzione di una serie filtrata Y_t ;

identificazione e stima di un appropriato modello ARMA per la serie Y_t ;

stima dei parametri del modello FARIMA;

validazione del modello e generazione di serie sintetiche di temperatura.

Destagionalizzazione

La procedura per la generazione stocastica di serie temporali come descritta sopra, richiede una analisi preliminare dei dati osservati al fine di rilevare ed eliminare la variabilità stagionale o non stazionarietà. Le serie idrologiche, infatti, molto spesso esibiscono una stagionalità dovuta alla periodicità del tempo. Questo avviene particolarmente quando si lavora con dati mensili o giornalieri: la periodicità produce una funzione di probabilità stagionale ed è quindi attesa una variazione periodica della media e della varianza campionaria, oltre che delle altre statistiche dei dati. In particolare se la non stazionarietà è limitata alla media e alla varianza, le serie osservate possono essere normalizzate e gestite come processi stazionari ([Bras and Rodriguez-Iturbe, 1985](#)) con la seguente trasformazione:

$$X_t = \frac{Z_t - \bar{Z}}{std(Z_t)} \quad (2.3)$$

dove $\bar{Z}$ e $std(Z_t)$ rappresentano rispettivamente la media e la deviazione standard della variabile Z_t . In questo modo la serie osservata Z_t , viene trasformata nella nuova serie X_t stazionaria in media e varianza.

Stima del parametro d

In letteratura esistono diversi metodi per la stima del parametro H di Hurst da cui si può derivare d tramite l'eq. 2.2. In particolare, all'interno della procedura di generazione verranno utilizzati il metodo del range statistico riscalato e il metodo della varianza aggregata. La media delle due stime inserita nell'eq. 2.2), consentirà di stimare il valore iniziale dell'ordine di differenziazione d .

Metodo del range statistico riscalato

Siano $X_1, X_2, \dots, X_N$ le osservazioni della serie di temperatura oggetto di studio. Se $Y_t = \sum_{i=1}^t X_i$ indica la somma parziale, allora il range statistico riscalato, denotato come R/S , si ottiene calcolando R dalla seguente relazione:

$$R(t, k) = \max_{0 \leq i \leq k} \left[Y_{t+i} - Y_t - \frac{i}{k} (Y_{t+k} - Y_t) \right] - \min_{0 \leq i \leq k} \left[Y_{t+i} - Y_t - \frac{i}{k} (Y_{t+k} - Y_t) \right] \quad (2.4)$$

per differenti valori temporali t e di lag k . Per ottenere una statistica indipendente dalla scala, $R(t, k)$ è riscalato tramite:

$$S(t, k) = \sqrt{k^{-1} \sum_{i=t+1}^{t+k} (X_i - \bar{X}_{t,k})^2} \quad (2.5)$$

dove $\bar{X}_{t,k} = k^{-1} \sum_{i=t+1}^{t+k} X_i$. È stato dimostrato ([Mandelbrot, 1975](#)) che riportando i punti calcolati in un grafico di ascissa $\log(k)$ e di ordinata $\log(R/S)$ questi tendono a disporsi lungo una linea

retta di pendenza H . Tale rappresentazione grafica consente di stimare H attraverso la valutazione della pendenza della linea interpolante i dati di range riscalo.

Metodo della varianza aggregata

I processi di lunga memoria possiedono la proprietà secondo cui la varianza della media del campione converge a zero più lentamente della grandezza N^{-1} , dove N è la dimensione del campione. E' stato, infatti, dimostrato ([Beran, 1989](#)) che in presenza di lunga memoria e per dimensioni di N elevate, si ha:

$$Var(\bar{X}_N) \approx cN^{2H-2} \quad (2.6)$$

dove $c > 0$ e $\bar{X}_N$ è la media del campione. Questo consente di stimare H nel seguente modo. Si divide la serie in N/m blocchi di dimensione m e si calcola, per ciascun blocco, la media secondo la seguente:

$$\bar{X}_m(k) = \frac{1}{m} \sum_{i=(k-1)m+1}^{km} X(i), \quad k = 1, 2, \dots, N/m \quad (2.7)$$

e la varianza campionaria

$$s^2(m) = (N/m - 1)^{-1} \sum_{k=1}^{N/m} [\bar{X}_m(k) - \bar{X}_N]^2 \quad (2.8)$$

dove $\bar{X}_N$ indica la media dell'intero campione. Riportando i valori ottenuti in un grafico di ascissa $\log(m)$ e di ordinata $\log(s^2)$ questi tendono a disporsi lungo una linea retta di pendenza $2H-2$, consentendo di valutare H graficamente.

Costruzione della serie filtrata Y_t

La serie temporale filtrata Y_t , può essere ottenuta applicando il filtro autoregressivo infinito alla serie X_t attraverso:

$$Y_t = (1 - B)^d X_t = \sum_{s=0}^{\infty} b(s) B^s X_t = \sum_{s=0}^{\infty} b(s) X_{t-s} \quad (2.9)$$

dove il coefficiente $b(s)$ può essere calcolato da:

$$b(s) = \prod_{k=1}^s \frac{k+d-1}{k} = \frac{\Gamma(s+d)}{\Gamma(d)\Gamma(s+1)} \quad (2.10)$$

nella quale Γ denota la funzione gamma. Il filtro autoregressivo infinito deve essere troncato ad un valore finito di s , assunto pari a 100.

Definizione del modello ARMA

La procedura per l'identificazione di un appropriato modello ARMA per la serie filtrata Y_t , è basata sullo studio della funzione di autocorrelazione. Dal confronto dell'andamento osservato e dell'andamento teorico di tale funzione vengono selezionati l'ordine p della parte autoregressiva e l'ordine q della parte a media mobile del processo ARMA (p,q) , secondo il criterio di selezione di Akaike (AIC). Identificati gli ordini (p,q) del modello ARMA occorre

procedere alla stima dei coefficienti dei polinomi $\phi_p(B)$ e $\Theta_q(B)$, che generalmente viene effettuata con il metodo della massima verosimiglianza.

Definizione del modello FARIMA

I coefficienti dei polinomi $\phi_p(B)$ e $\Theta_q(B)$ e il valore dell'esponente d , sopra determinati rappresentano i valori iniziali da inserire nella procedura di minimizzazione della funzione gaussiana di massima verosimiglianza, approssimata nel dominio spettrale ([Whittle, 1953](#)):

$$Q(\theta) = \sum_{j=1}^m \frac{I(\lambda_j)}{f(\lambda_j, \theta)} \quad (2.11)$$

dove $\lambda_j = 2\pi j / n$ sono le frequenze di Fourier, $I(\lambda_j)$ e $f(\lambda_j, \theta)$ indicano le densità spettrali del campione e del modello, rispettivamente, m è la parte intera di $(n-1)/2$ e θ è il vettore dei parametri del modello.

Validazione del modello e generazione di serie sintetiche

Una volta stimato il modello, si procede all'analisi dei residui della serie, ε_t , al fine di verificare che tali residui siano effettivamente casuali e normali. Dall'eq. (2.1), infatti, è possibile dedurre:

$$\varepsilon_t = \phi_p(B)(1-B)^d \Theta_q^{-1}(B)X_t \quad (2.12)$$

La verifica può essere eseguita in tre step:

- analisi grafica dei residui al fine di individuare pattern più o meno evidenti, ricorrenze cicliche, valori anomali;
- analisi della distribuzione dei residui tramite la costruzione dell'istogramma per verificarne la normalità o almeno la simmetria e l'unimodalità;
- stima dell'autocorrelazione dei residui con bande di confidenza al 95%: ogni valore al di fuori della banda sarà ritenuto indicativo dell'inadeguatezza del modello.

Dopo la validazione del modello, lo stesso potrà essere utilizzato per la stima di lunghe serie sintetiche di temperatura.

4. Modello idrologico afflussi-deflussi di tipo continuo

Il modello idrologico afflussi-deflussi di tipo continuo utilizzato è il Modello Idrologico Semi-distribuito in continuo, MISDc, che consiste di due componenti: (1) un modello di bilancio idrologico del suolo (SWBM) che consente di simulare il contenuto d'acqua nel suolo, (2) un modello idrologico semi-distribuito che permette di simulare l'evoluzione delle portate in condizioni di piena. Accoppiando i due modelli attraverso una relazione sperimentale, si ottiene la struttura di un parsimonioso modello afflussi-deflussi in continuo.

4.1. Modello di bilancio idrologico

In quanto segue si riportano le linee principali del modello di bilancio idrologico del suolo (SWBM) recentemente sviluppato e testato da [Brocca et al. \(2005; 2008c\)](#).

Si assuma che lo strato superficiale di terreno sia un sistema omogeneo per cui valga la seguente equazione di bilancio:

$$\frac{dW(t)}{dt} = f(t) - e(t) - g(t) \quad W(t) \leq W_{\max} \quad (4.1)$$

$$W(t) = W_{\max} \quad W(t) > W_{\max} \quad (4.2)$$

dove $W(t)$ rappresenta il volume di acqua immagazzinato nel suolo, $f(t)$ è la frazione di pioggia che si infila nel terreno, $e(t)$ è il tasso di evapotraspirazione, $g(t)$ è il tasso di percolazione (Figura 4.1) e $W_{\max}$ rappresenta la quantità massima di acqua che può essere immagazzinata nello strato.

4.1.1. Infiltrazione

L'infiltrazione, $f(t)$, è stimata utilizzando la formula di Green-Ampt ([Green and Ampt, 1911](#)) scritta in termini di volume di acqua W :

$$f(t) = K_s \left[1 - \frac{\psi (W_{\max} - W_i)}{L F(t)} \right] \quad f(t) \leq p(t) \quad (4.3)$$

$$f(t) = p(t) \quad f(t) > p(t) \quad (4.4)$$

dove K_s è la conducibilità idraulica a saturazione, $\frac{\psi}{L}$ è il rapporto tra il potenziale capillare medio del fronte bagnato che avanza, ψ , e lo spessore di suolo, L , W_i è il volume d'acqua all'inizio dell'evento di pioggia. $F(t)$ è l'infiltrazione cumulata dall'inizio dell'evento di pioggia e $p(t)$ è l'intensità di pioggia. Si sottolinea che il valore di W_i deve essere aggiornato per ogni evento di pioggia.

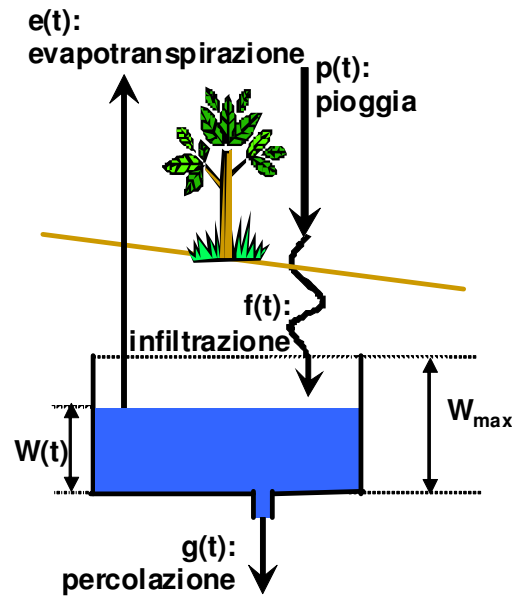


Figura 4.1. Rappresentazione schematica dei flussi rappresentati in SWBM.

4.1.2. Percolazione

Per la percolazione si assume una relazione non lineare con il grado di saturazione del suolo, $\frac{W(t)}{W_{\max}}$ ([Famiglietti and Wood, 1994](#)):

$$g(t) = K_s \left(\frac{W(t)}{W_{\max}} \right)^{3 + \left(\frac{2}{\lambda} \right)} \quad (4.5)$$

dove λ è l'indice di distribuzione dei pori, che è legato alla struttura geometrica del suolo. In questo caso si assume che il flusso avvenga solo per gravità, trascurando l'effetto legato alle forze capillari.

4.1.3. Evapotraspirazione

L'evapotraspirazione, il principale processo che controlla l'evoluzione temporale del contenuto d'acqua nei periodi di non pioggia, è rappresentata attraverso una relazione lineare che dipende dall'evapotraspirazione potenziale, $ET_p(t)$, e dal grado di saturazione del suolo:

$$e(t) = ET_p(t) \cdot \frac{W(t)}{W_{\max}} \quad (4.6)$$

Questa relazione implicitamente ipotizza che il valore del contenuto d'acqua a saturazione e residuo coincidano, rispettivamente, con la capacità di campo e con il punto di appassimento ([Famiglietti and Wood, 1994](#); [Albertson and Kiely, 2001](#)).

Per il calcolo dell'evapotraspirazione potenziale è stata adottata l'equazione di [Blaney and Criddle \(1950\)](#) nella versione modificata da [Doorenbos and Pruitt \(1977\)](#):

$$ET_p(t) = -2 + b[\xi(0.46T_a(t) + 8.13)] \quad (4.7)$$

dove $T_a(t)$ è la temperatura dell'aria in °C, ξ è la percentuale di ore di luce nel periodo considerato (giornaliero o mensile) e b è un parametro stimato tramite calibrazione.

Il modello è stato testato con misure sperimentali di contenuto d'acqua effettuate per un periodo pluriennale (intervallo temporale semiorario) in due aree sperimentali dell'Italia Centrale ([Brocca, 2008c](#)). I risultati nella simulazione del contenuto d'acqua superficiale a scala puntuale sono stati soddisfacenti sia in fase di calibrazione che di verifica come riportato in Figura 4.2 per l'area sperimentale del Torrente Colorso ([Brocca et al., 2005](#)). Inoltre, il modello si è dimostrato affidabile nella stima dell'evoluzione temporale del contenuto d'acqua superficiale anche se calibrato attraverso poche misure puntuali o utilizzando un breve periodo di dati ([Brocca et al., 2008c](#)). Questo ne garantisce la robustezza principalmente legata alla limitata parametrizzazione del modello stesso.

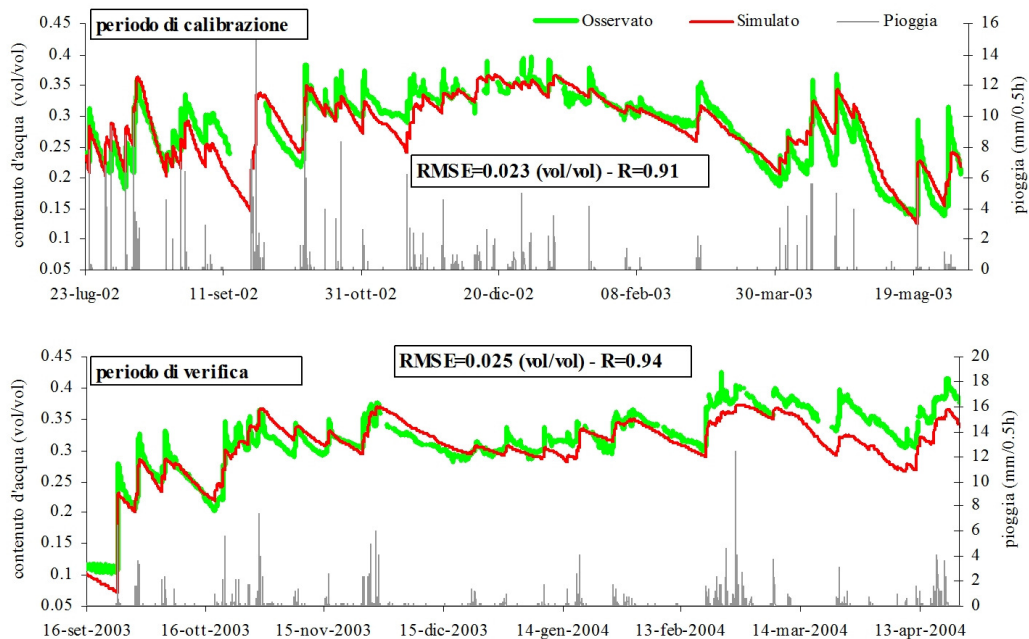


Figura 4.2. Confronto tra contenuto d'acqua osservato e simulato dal modello SWBM per l'area sperimentale del Torrente Colorso.

4.1.4. Dati in ingresso e uscita

I dati in ingresso per il modello sono la pioggia e la temperatura dell'aria che sono variabili usualmente misurate da una rete di monitoraggio idrometeorologico favorendo quindi l'applicazione del modello stesso in aree differenti. L'intervallo temporale di norma considerato è semiorario compatibile con i tempi operativi del monitoraggio in tempo reale. In uscita, il modello fornisce l'andamento in continuo del contenuto d'acqua del suolo e dei diversi flussi: infiltrazione, percolazione ed evapotraspirazione effettiva. Per gli obiettivi dell'attività della convenzione il modello viene applicato a scala di bacino e quindi i dati in ingresso sono la pioggia e la temperatura media areale entrambi calcolati con il metodo dei poligoni di Thiessen.

Analogamente i dati forniti dal modello sono rappresentativi della media areale a scala di bacino.

4.1.5. Stima dei parametri

Il numero di parametri da stimare risulta molto limitato e complessivamente pari a 5: W_{max} , K_s , $\frac{\psi}{L}$, λ e b . In Tabella 4.1 è riportato l'intervallo di valori che tali parametri possono presentare insieme all'unità di misura e alla definizione. Tale intervallo viene utilizzato per la calibrazione del modello stesso.

Tabella 4.1. Parametri di calibrazione di SWBM.

Parametro	Descrizione	Unità di misura	Intervallo di variabilità
W_{max}	quantità massima di acqua che può essere immagazzinata nello strato di terreno	mm	50 ÷ 700
K_s	conducibilità idraulica a saturazione	mm/h	0.3 ÷ 20.0
$\frac{\psi}{L}$	rapporto tra il potenziale capillare medio e lo spessore di suolo	/	-2.0 ÷ -0.05
λ	indice di distribuzione dei pori	/	0.05 ÷ 0.5
b	coefficiente per l'evapotraspirazione potenziale	/	0.3 ÷ 2.5

4.2. Modello Idrologico Semi-Distribuito (MISD)

Il Modello Idrologico Semi-Distribuito (MISD) è un modello afflussi-deflussi a scala di evento, di tipo concettuale già frequentemente utilizzato per la modellazione delle piene nel bacino dell'Alto-Medio Tevere ([Corradini et al., 1995; 2000](#); [Melone et al., 2001](#); [Barbetta et al., 2005](#); [Moramarco et al., 2005](#); [Berni et al., 2009](#)). Il bacino idrografico viene schematizzato come un insieme di N_b elementi assunti omogenei per caratteristiche morfologiche e di uso/tipo di suolo. Tali elementi rappresentano sottobacini o aree che drenano nel corso d'acqua principale che a sua volta può essere suddiviso in N_r segmenti omogenei in base alle caratteristiche idrauliche. La Figura 4.3 illustra in maniera schematica e concettuale gli elementi del modello e le loro connessioni per un segmento fluviale, mentre di seguito sono descritte le relative equazioni.

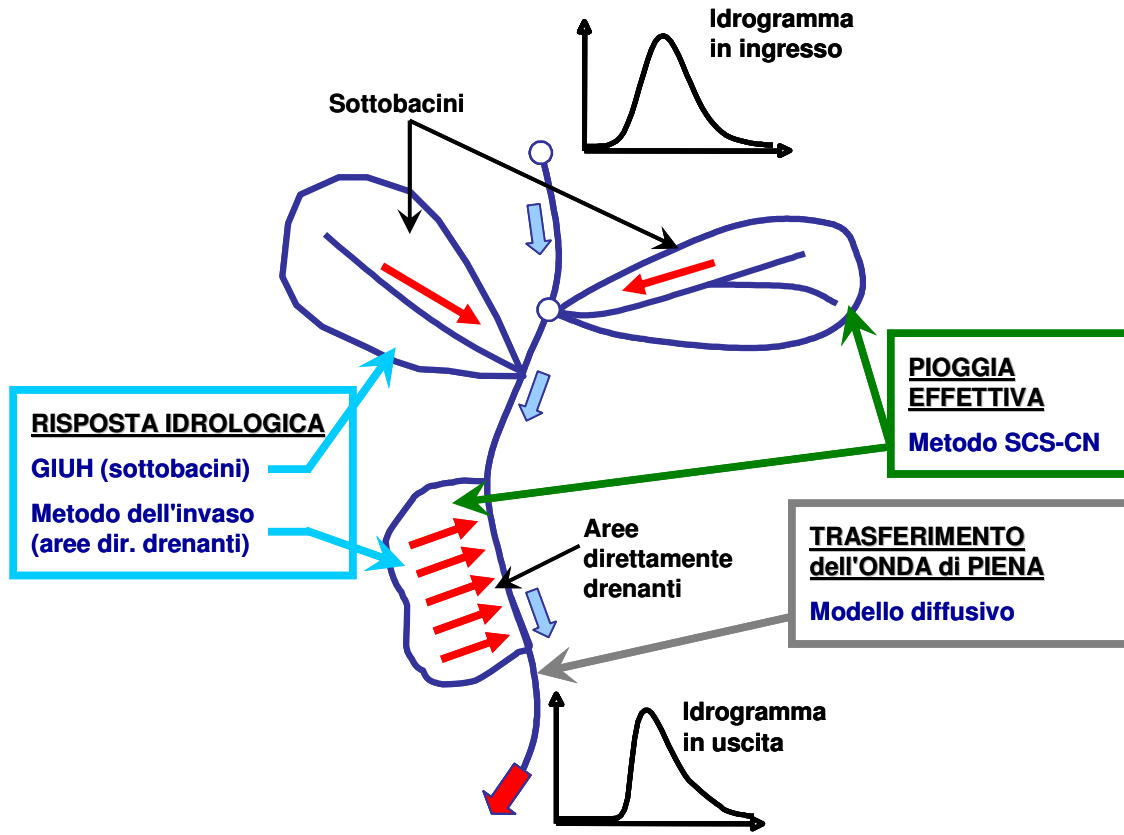


Figura 4.3. Diagramma schematico degli elementi del modello idrologico e delle loro connessioni. **Trasferimento dell'onda di piena**

Specificamente, l'idrogramma di portata diretta, $Q_j(t)$, alla sezione di valle del j -esimo segmento fluviale, avente lunghezza L_j , è stimato attraverso l'approccio diffusivo lineare come:

$$Q_j(t) = \sum_i Q_{ij}(t) = \sum_i \int_0^t Y_{ij}(\tau) r(t - \tau; c_j, D_j, X_{ij}) d\tau \quad (4.8)$$

dove Y_{ij} è il deflusso diretto del i -esimo elemento che drena nel segmento ad una distanza X_{ij} dalla sezione di valle; per $X_{ij}=L$ esso rappresenta l'idrogramma d'ingresso alla sezione di monte del segmento stesso che può essere o stimato dal modello alla sezione di valle del segmento $j-1$ o l'idrogramma osservato. In questo ultimo caso la modellistica afflussi-deflussi non viene applicata per il bacino sotteso da tale sezione. Per il trasferimento dell'onda di piena è stata utilizzata la funzione di trasferimento diffusiva, r , data da ([Troutman and Karlinger, 1985](#)):

$$r(t; c_j, D_j, X_{ij}) = \frac{X_{ij}}{2(\pi D_j t^3)^{1/2}} \exp\left(-\frac{(c_j t - X_{ij})^2}{4 D_j t}\right) \quad (4.9)$$

dove c_j è la celerità e D_j il coefficiente di diffusione.

L'idrogramma di portata diretta nella sezione di chiusura è dato dall'eq. (4.8) per $j=N_r$.

4.2.2. Risposta idrologica

La risposta idrologica di ogni elemento omogeneo (sottobacino o area direttamente drenante) è espressa attraverso l'integrale di convoluzione della pioggia effettiva e dell'idrogramma unitario istantaneo (IUH). Per una generica pioggia effettiva media areale di intensità ε , l'idrogramma di portata diretta è data da:

$$Q(t) = A \int_0^t \varepsilon(\tau) h(t - \tau) d\tau \quad (4.10)$$

dove A è l'area dell'elemento, $\varepsilon(\tau)$ è riferita all'intervallo temporale $d\tau$ ed è espressa come spessore per unità di tempo, mentre $h(t - \tau)$ è l'IUH le cui dimensioni fisiche sono $[T]^{-1}$.

Per i sottobacini è stato utilizzato l'approccio geomorfologico (GIUH) adimensionale sviluppato per la regione dell'Alto-Medio Tevere da [Corradini et al. \(1995\)](#) e [Melone et al. \(2002\)](#). L'uso di tale approccio permette di determinare la funzione $h(t)$ di un dato bacino senza avere bisogno di dettagliate informazioni sulle caratteristiche morfologiche dello stesso. Infatti, noto il GIUH adimensionale (vedi Figura 4.4), $h^*(t^*)$, ed il lag del bacino in esame, L_B , l'idrogramma unitario istantaneo si ottiene dalla:

$$h(t) = h_p h^*(t^*) \quad (4.11)$$

dove $t^* = t / L_B$ ed h_p è esprimibile attraverso l'equazione:

$$h_p = \frac{1}{L_B \int_0^\infty h^*(t^*) dt^*} \cong \frac{0.8}{L_B} \quad (4.12)$$

Per le aree direttamente drenanti, invece, viene utilizzato il modello dell'invaso per il quale si ha:

$$h(t) = \frac{1}{K_R} e^{-\frac{t}{K_R}} \quad (4.13)$$

dove il parametro dinamico K_R è supposto assumere un valore doppio rispetto ad un elemento sottobacino di pari area, quindi pari al doppio di L_B , per tener conto che in questo caso l'acqua scorre prevalentemente sulla superficie del terreno con una velocità inferiore a quella che si ha nella rete drenante.

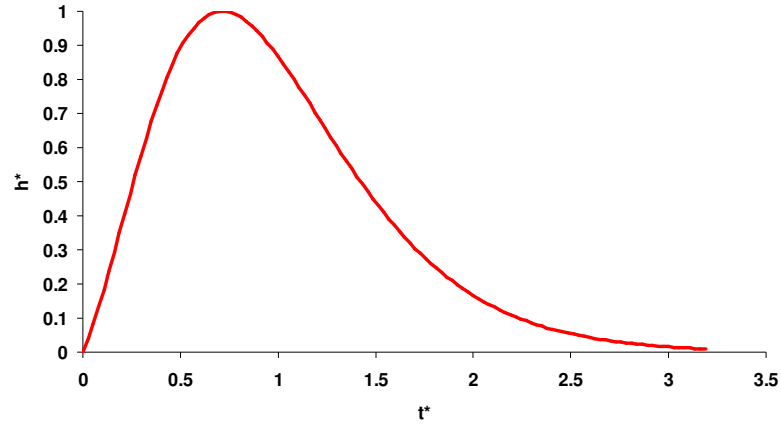


Figura 4.4. Idrogramma unitario istantaneo geomorfologico adimensionale.

In particolare, il lag di ciascun sottobacino, L_B , è ricavato dalla formula empirica proposta da [Melone et al. \(2002\)](#):

$$L_B = \eta 1.19 A_B^{0.33} \quad (4.14)$$

dove A_B è l'area del sottobacino in km^2 , mentre η è un parametro da calibrare.

4.2.3. Stima della pioggia effettiva

La pioggia effettiva viene determinata considerando il metodo del Soil Conservation Service - Curve Number (SCS-CN) per la stima delle perdite:

$$\begin{cases} \varepsilon(t) = \frac{[p(t)(P(t) - \lambda_1 S)(P(t) + (2 - \lambda_1)S)]}{(P(t) + (1 - \lambda_1)S)^2} & P(t) \geq 0.2S \\ \varepsilon(t) = 0 & \text{altrimenti} \end{cases} \quad (4.15)$$

dove $p(t)$ è l'intensità di pioggia, $P(t)$ rappresenta la pioggia cumulata dall'inizio dell'evento di pioggia, λ_1 è il coefficiente legato alle perdite iniziali e S è la massima ritenzione potenziale del suolo all'inizio dell'evento.

Generalmente, il valore di S viene determinato sulla base delle caratteristiche di uso e tipo di suolo e delle condizioni di contenuto d'acqua antecedente l'evento meteorico. Le caratteristiche di uso e tipo di suolo vengono inglobate in un parametro adimensionale, detto Curve Number, CN , legato ad S dalla:

$$S = 25.4 \left(\frac{1000}{CN} - 10 \right) \quad (4.16)$$

con S espresso in mm.

Nel nostro caso, le condizioni antecedenti sono stimate attraverso il valore del volume di contenuto d'acqua $W(t)$ fornito dal modello SWBM mediante la relazione:

$$S = (S_r - S_s) \frac{W(t)}{W_{\max}} + S_r \quad (4.17)$$

dove S_r e S_s rappresentano la massima ritenzione potenziale del suolo, rispettivamente, residua e a saturazione. L'affidabilità di tale relazione è stata dimostrata considerando il

confronto tra osservazioni dirette di contenuto d'acqua su una parcella sperimentale e i valori di S che permettono di riprodurre il volume di deflusso diretto per alcuni eventi di piena osservati in sottobacini del Torrente Niccone, 137 km² ([Brocca et al. 2007, 2009a; 2009c](#)).

4.2.4. Dati in ingresso e uscita

Il valore medio areale della precipitazione e del parametro S e quindi le condizioni iniziali di umidità antecedente di ciascun elemento è utilizzato come dato in ingresso. Quindi il modello tiene conto della distribuzione spaziale sia della pioggia che della capacità di assorbimento del suolo attraverso una variabilità di tali grandezze da un elemento all'altro (sottobacino). In uscita il modello fornisce l'idrogramma di piena per ciascun sottobacino e in alcune sezioni dell'asta principale.

4.2.5. Stima dei parametri

Nel suo complesso il modello semi-distribuito prevede la stima dei parametri relativi alla funzione di trasferimento dell'onda di piena, c e D , il parametro lag, η , che determina la risposta di ogni singolo sottobacino attraverso la sua area drenante, il parametro λ_l del metodo SCS-CN e i parametri S_r e S_s della relazione tra il contenuto d'acqua e la massima ritenzione potenziale del suolo all'inizio dell'evento. Avendo a disposizione alcuni idrogrammi osservati, il coefficiente di diffusione, D , può essere espresso come

$$D = \frac{1}{2B} \frac{\bar{Q}_p}{S_0} \quad (4.18)$$

dove $\bar{Q}_p$ è il valore medio delle portate di picco degli eventi, B è la larghezza del canale nella sezione di riferimento ed S_0 è la pendenza media del canale. Analogamente la celerità può essere stimata attraverso la velocità di picco. Il valore della celerità influenza maggiormente la stima del tempo corrispondente alla portata di picco e può essere dedotto attraverso le caratteristiche geometriche dell'alveo ed il coefficiente di scabrezza di Manning.

Il parametro η può essere calibrato in modo accurato analizzando i tempi di risposta dei diversi sottobacini strumentati in modo da ottenere una realistica distribuzione spaziale di tale parametro.

Il parametro λ_l del metodo SCS-CN è tipicamente fissato pari a 0.2 ma nel modello MISD è assunto variabile poiché valori più bassi di tale parametro hanno fornito risultati migliori nella simulazione delle piene per bacini dell'Alto-Medio Tevere.

In Tabella 4.2 è riportato l'intervallo di valori che tali parametri possono presentare insieme all'unità di misura e alla definizione. Si sottolinea che, in generale, tali parametri possono variare per ogni elemento considerato (tratto fluviale o sottobacino).

Va evidenziato che il MISD permette di simulare l'andamento del solo deflusso diretto, e non del deflusso totale. Per il calcolo del deflusso totale è necessario aggiungere al deflusso diretto un deflusso di base che può essere costante per tutto l'evento e pari al valore osservato

prima dell'inizio della pioggia. Tale valore è infatti supposto noto nell'ottica dell'applicazione di tale modello per la previsione delle piene in tempo reale.

Tabella 4.2. Parametri di calibrazione del MISD.

Parametro	Descrizione	Unità di misura	Intervallo di variabilità
c	celerità	km/h	$2 \div 6$
D	diffusione	km ² /h	$1.0 \div 10.0$
η	parametro legato al tempo di risposta dei bacini della relazione lag-area	/	$0.5 \div 2.0$
λ_I	parametro legato alle perdite iniziali del metodo SCS-CN	/	$0.001 \div 0.4$
S_r	massima ritenzione potenziale residua del suolo	mm	$200 \div 700$
S_s	massima ritenzione potenziale a saturazione del suolo	mm	$0 \div 75$

5. Risultati

5.1. Generazione stocastica di serie pluviometriche

5.1.1. Analisi dei dati pluviometrici disponibili

Come evidenziato nella relazione “Inquadramento generale e caratteristiche idro-geolitologiche del bacino”, alcune delle stazioni pluviometriche dislocate nell’area di studio presentano periodi di funzionamento limitati e caratterizzati da mancanza di dati.

Per ottenere dunque serie pluviometriche rappresentative ai fini dell’analisi statistica, i dati mancanti per ciascuna stazione sono stati riempiti attraverso un’interpolazione inversa con i dati delle stazioni pluviometriche più vicine. In questo modo è stato possibile ottenere serie “osservate” orarie di precipitazione lunghe 16 anni per il periodo 1994-2009.

Al fine di analizzare la qualità dei dati così ricostruiti, dalle serie di pioggia “osservate” sono stati estratti i valori massimi annuali cumulati per 1, 3, 6, 12, 24 ore, sui quali sono state costruite le Linee Segnalatrici di Possibilità Pluviometrica (LSPP). Tali LSPP sono state confrontate con quelle stimate a partire dai valori massimi annuali storici forniti dagli Annali idrologici. La Figura 5.1 mostra tale confronto per i tempi di ritorno di 50, 100, 200 e 500 anni per le stazioni di Orvieto e di Acquapendente, le uniche stazioni ricadenti nell’area di studio caratterizzate da un numero sufficientemente lungo di dati osservati storici. In particolare per la stazione di Orvieto si dispone 32 anni di massimi annuali di pioggia a partire dal 1937, mentre per la stazione di Acquapendente si hanno 23 anni di dati a partire dal 1966.

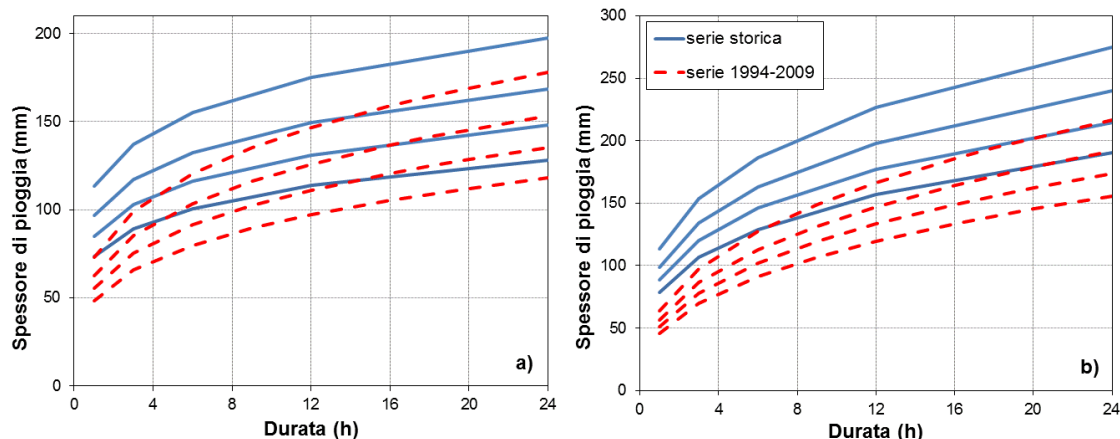


Figura 5.1. Confronto tra le LSPP calcolate per i tempi di ritorno di 50, 100, 200 e 500 anni, a partire dalla serie storica (linea blu continua) e dalla serie osservata nel periodo 1994-2009 (linea rossa tratteggiata) per la stazione di a) Orvieto, b) Acquapendente.

Come è possibile osservare le LSPP calcolate nel periodo 1994-2009 sono più basse di quelle calcolate sulle serie storiche per entrambe le stazioni pluviometriche. Questo confronto evidenzia quindi la mancanza di eventi pluviometrici estremi nelle serie “osservate” nel periodo

1994-2009 quali possono essere stati quelli che provocarono gli eventi di piena del 1937, del 1960 e del 1965.

La Figura 5.2 mostra il confronto tra le LSPP calcolate sulle serie storiche e quelle ottenute con la procedura di regionalizzazione sviluppata dall’Autorità di Bacino del Fiume Tevere (ABT, 1995). In essa la distribuzione di probabilità genitrice che viene assunta è quella del valore estremo a due componenti TCEV (Rossi et al., 1984, Fiorentino et al., 1987), largamente usata sul territorio nazionale (Progetto Valutazione Piene in Italia, VAPI, CNR-GNDCI). Dalla Figura 5.2 si osserva come per la stazione di Orvieto la procedura ABT fornisca LSPP confrontabili con quelle stimate dalla serie storica; una sottostima dei massimi storici si ha invece per la stazione di Acquapendente.

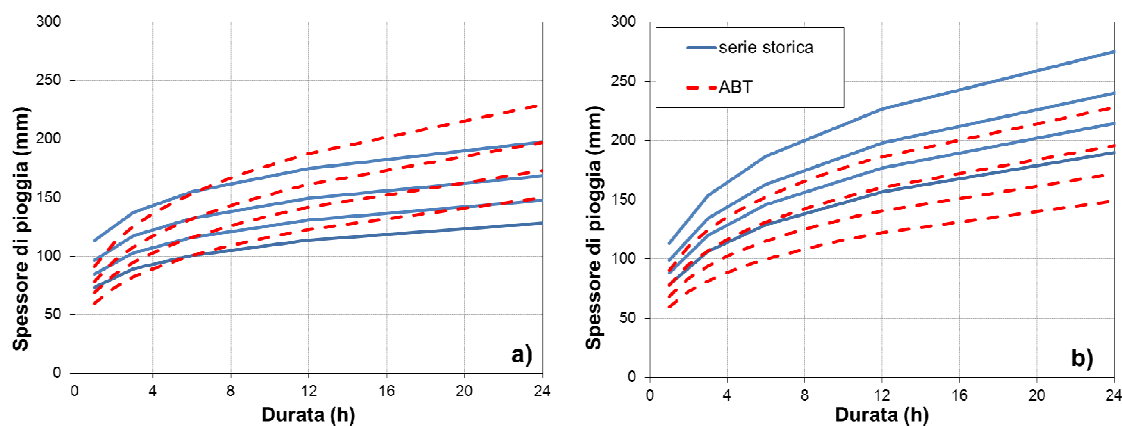


Figura 5.2. Confronto tra le LSPP calcolate per i tempi di ritorno di 50, 100, 200 e 500 anni, a partire dalla serie storica (linea blu continua) e con la procedura ABT (linea rossa tratteggiata) per la stazione di a) Orvieto, b) Acquapendente.

La mancanza di un congruo numero di dati osservati per altre stazioni pluviometriche ricadenti all’interno dell’area di studio impedisce di eseguire confronti ulteriori tra le LSPP delle serie storiche, quelle delle serie osservate nel periodo 1994-2009 e della procedura ABT. Poiché però attraverso la procedura ABT, sviluppata a partire da serie storiche di dati osservati, si possono ottenere LSPP per ciascun sito di interesse all’interno dell’area di studio, si è deciso di prendere tali curve come riferimento nella fase di generazione dei dati osservati. Maggiori dettagli sono riportati nei paragrafi seguenti.

5.1.2. Generazione stocastica delle piogge mediante il modello NSRP: correlazione temporale

Le precipitazioni sintetiche sono state generate attraverso il modello NSRP applicato alle diciotto stazioni dislocate all’interno del bacino del Torrente Chiani e del Fiume Paglia. Per ognuna di esse, la calibrazione del modello stocastico è stata effettuata considerando le seguenti grandezze statistiche: media oraria, varianza oraria, varianza giornaliera, correlazione temporale giornaliera, skewness oraria e skewness giornaliera (Cowpertwait et al., 1996; Burton et al., 2008). La stima dei cinque parametri del modello (si veda la Tabella 3.1) è stata effettuata per ciascun mese dell’anno in modo da tener conto della variabilità stagionale della

precipitazione. Ultimata la fase di calibrazione del modello, sono stati generati diciotto insiemi (uno per ogni pluviometro) di 10 sequenze di precipitazione oraria della durata di 300 anni. La verifica del modello è stata eseguita sulla base delle statistiche utilizzate per la calibrazione dello stesso. In particolare, per i singoli pluviometri, le serie temporali di pioggia generate risultano in buon accordo con quelle osservate, rimanendo quest’ultime quasi sempre comprese nel fascio del set relativo alle piogge generate. Si veda ad esempio la Figura 5.3 che rappresenta la media, la varianza giornaliera, la skewness oraria e giornaliera per la stazione pluviometrica di Alleron.

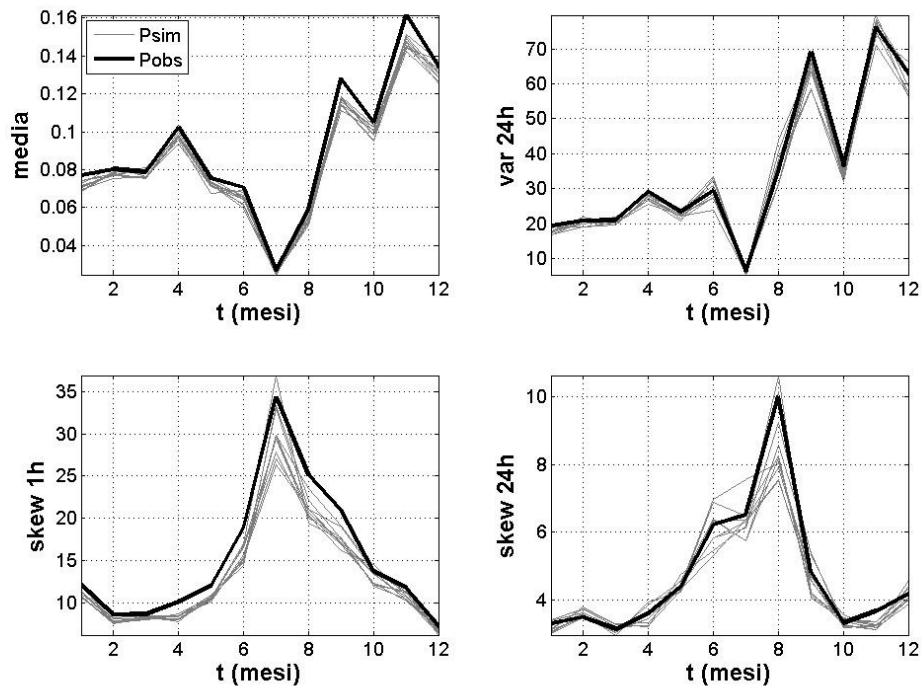


Figura 5.3. Stazione pluviometrica di Alleron. Confronto, in termini di media, varianza giornaliera (var 24h), skewness oraria (skew 1h) e giornaliera (skew 24h), tra i dati osservati, (Pobs), e le 10 serie generate con il modello NSRP, (Psim).

Un’ulteriore analisi è stata condotta analizzando gli eventi estremi di pioggia che giocano un ruolo fondamentale nel processo di formazione della piena. La Figura 5.4 mostra il confronto, per un tempo di ritorno di 50 anni, tra i dati osservati e simulati in termini di LSPP per alcune stazioni pluviometriche. Come è possibile osservare il modello NSRP è in grado di riprodurre con buona accuratezza le piogge massime osservate per le varie durate con una leggera sottostima per la stazione di Acquapendente.

I risultati provano quindi la capacità del modello NSRP di riprodurre puntualmente:

- 1) le statistiche dei dati osservati
- 2) gli spessori massimi di pioggia per le diverse durate.

Dalla Figura 5.4 emerge comunque un notevole scostamento tra le LSPP osservate (o simulate con il modello NSRP) e quelle calcolate con la procedura ABT confermando quanto discusso nel precedente paragrafo.

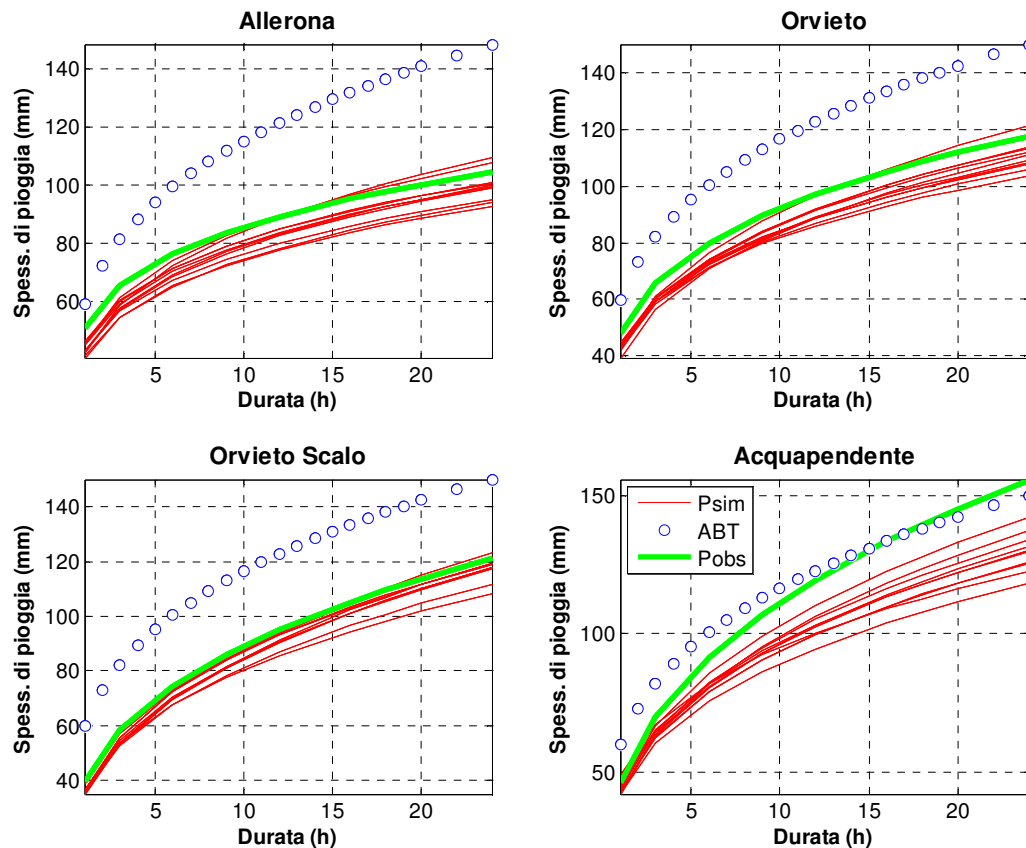


Figura 5.4. Confronto tra LSPP per il tempo di ritorno di 50 anni per alcune stazioni pluviometriche dislocate nell'area di studio. Le linee rosse e verdi si riferiscono rispettivamente alle LSPP stimate sulla base dei dati simulati (Psim) e dei dati osservati non modificati (Pobs); i pallini si riferiscono a LSPP ottenute attraverso la procedura ABT.

Alla luce quindi della scarsa qualità dei dati osservati, caratterizzati da un gran numero di osservazioni mancanti e rappresentativi di un periodo limitato (1994-2009) che non comprende eventi estremi di pioggia come quelli che possono aver provocato le piene del 1937 o del 1965, si è deciso di calibrare il modello NSRP in modo da riprodurre le LSPP della procedura ABT. La ragione di tale scelta risiede nel fatto che la procedura di regionalizzazione sviluppata dall'ABT per la costruzione delle LSPP è stata condotta utilizzando dati di serie storiche lunghe delle massime altezze annue di precipitazione per diverse durate registrate nelle stazioni dei compartimenti idrografici corrispondenti al litorale tirrenico centrale.

Pertanto, al fine di riprodurre le LSPP della procedura ABT, la varianza oraria e giornaliera insieme alla skewness oraria e giornaliera stimate dai dati osservati sono state variate per ciascun sito di misura. Tali statistiche, rappresentando il grado di dispersione e di asimmetria del campione attorno alla media, sono direttamente connesse alla variabilità dell'evento pluviometrico.

La Figura 5.5 riproduce le LSPP ottenute dalle nuove simulazioni per il tempo di ritorno di 50 per alcune stazioni pluviometriche ricadenti all'interno dell'area di studio. Come si osserva le nuove LSPP sono coerenti a quelle ottenute dalla procedura ABT.

Si ricorda comunque che il modello NSRP fornisce serie di pioggia che riproducono puntualmente le statistiche dei dati osservati ma non la correlazione spaziale tra le diverse stazioni. In fase di calibrazione, infatti, il modello NSRP non prevede l’inserimento di cross-correlazione spaziale tra le stazioni pluviometriche ma solo di quella temporale all’interno delle singole stazioni. Infatti, se si effettua un confronto tra le statistiche delle piogge medie areali (PMA) osservate e calcolate dalle serie sintetiche si notano differenze piuttosto consistenti e sistematiche per tutte le grandezze, ad eccezione della media. Tali scostamenti sono da attribuirsi alla mancanza di correlazione spaziale tra le serie generate che risulta essere significativa per i pluviometri analizzati.

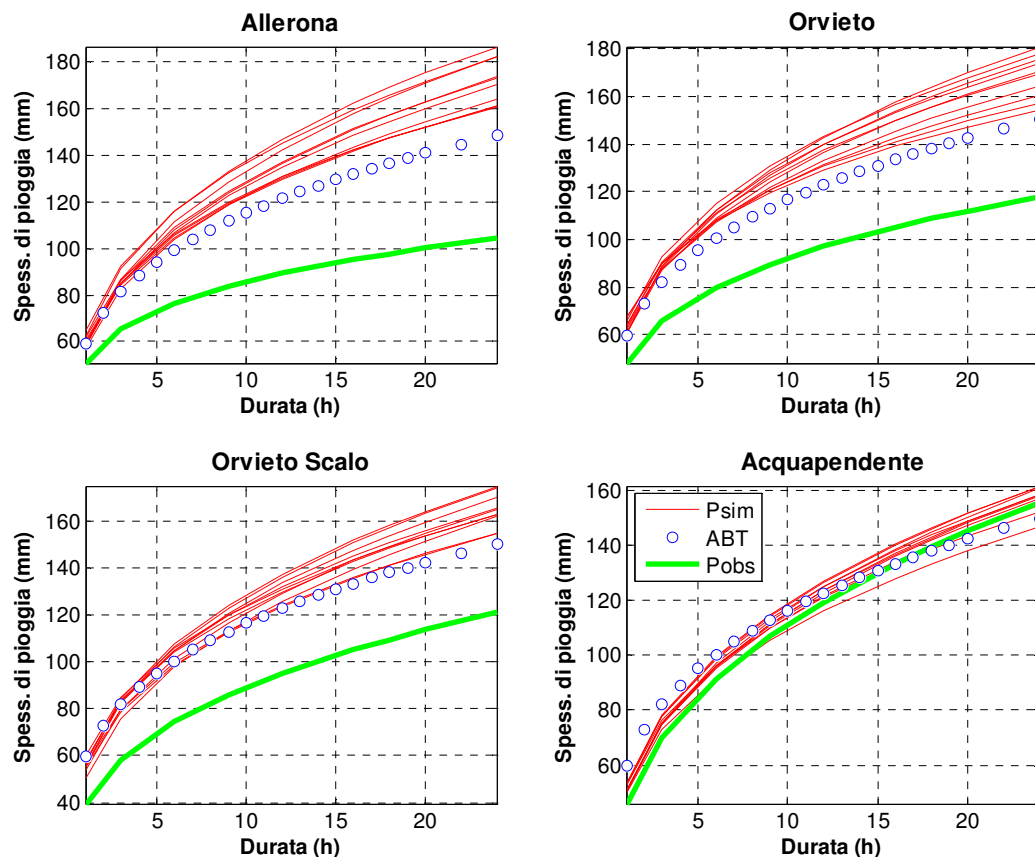


Figura 5.5. Confronto tra le LSPP per il tempo di ritorno di 50 anni stimate sulla base dei dati simulati (Psim) e attraverso la procedura ABT per alcune stazioni pluviometriche dislocate nell’area di studio.

5.1.3. Applicazione del metodo IC: correlazione spaziale

Per introdurre la correlazione spaziale tra le diverse stazioni è stato applicato il metodo IC sulle serie orarie puntuali generate con il modello NSRP [Tarpanelli et al. \(2012\)](#). Come specificato nel precedente paragrafo tale modello è stato calibrato sui dati osservati opportunamente modificati al fine di riprodurre le LSPP dell’ABT. Va comunque evidenziato che la correlazione spaziale è ‘affetta’, da un lato, dalla limitata serie di dati pluviometrici e, dall’altro, dalla ricostruzione dei dati pluviometrici mancanti per alcune stazioni. Nonostante

ciò, la procedura per il bacino del Fiume Paglia potrebbe ritenersi attendibile in termini di correlazione spaziale visto che eventi pluviometrici estremi degli ultimi 16 anni (1995, 2005, 2010) hanno avuto analogia con quelli occorsi nel passato. In particolare, laddove i dati erano presenti si è potuto constatare la contemporaneità dei fenomeni pluviometrici più intensi.

Definiamo la matrice dei dati osservati, $\mathbf{X}$, una matrice di dimensione $[m_{obs} \times n]$ nella quale m_{obs} rappresenta il numero delle osservazioni (16 anni di dati orari) e n è il numero dei pluviometri (18 per l'area di studio) considerati per il calcolo della pioggia media areale.

Prendendo ad esempio i dati mensili di Gennaio, la matrice di correlazione di Pearson dei dati osservati è una matrice $[18 \times 18]$ contenente la cross-correlazione oraria tra le 18 stazioni; questa matrice è inizialmente imposta come matrice di correlazione obiettivo. La matrice dei dati sintetici $\mathbf{X}^*$ ha dimensioni $[m_{sin} \times n]$ dove m_{sin} è il numero di dati sintetici generati ovvero 300 anni di dati orari. La corrispondente matrice di correlazione di Pearson, $\mathbf{C}$, per un generico set di serie sintetiche è molto simile alla matrice identità sottolineando la mancanza di correlazione spaziale tra le stazioni.

Dopo l'applicazione del metodo IC, si ottiene la matrice dei dati sintetici riarrangiata, $\mathbf{X}^*$, la cui matrice di correlazione di Pearson è molto simile a quella calcolata dai dati osservati. Tale risultato dimostra che il metodo di IC è capace di introdurre la correlazione spaziale desiderata tra le serie pluviometriche inizialmente generate con il modello NSRP.

E' stato comunque dimostrato da [Tarpanelli et al, \(2012\)](#) che applicare il metodo IC per la riproduzione della sola cross correlazione a lag-zero dei dati osservati non è sufficiente per riprodurre anche le statistiche della pioggia media areale osservata.

A tale scopo ogni serie temporale osservata è stata decomposta in sottoserie in modo da considerare per ciascuna stazione nella matrice di correlazione obiettivo, oltre la cross-correlazione, anche l'autocorrelazione a differenti lag temporali. Risulta quindi definita una nuova matrice di dati osservati di dimensione $[(m_{obs}/n_h) \times (n \times n_h)]$ nella quale n_h è un parametro rappresentante il numero di lag temporali (da 1 ora a n_h ore) da preservare sia nella autocorrelazione in ciascuna stazione che nella cross correlazione tra le stazioni.

Il parametro n_h è stato stimato attraverso una procedura manuale considerando valori nel range 1-24 ore. Il criterio usato è quello di preservare il set di statistiche calcolate alla scala locale e areale cercando il miglior compromesso che consenta una accettabile riproduzione di tutte le statistiche considerate.

In particolare, è stato osservato che tale compromesso può essere raggiunto fissando il parametro n_h pari a 3. I risultati in termini di LSPP per i tempi di ritorno di 50, 100, 200 e 500 anni sono riportati rispettivamente nella Figura 5.6, Figura 5.7, Figura 5.8 e Figura 5.9. Dalle figure si osserva un buon accordo tra le LSPP della procedura ABT e quelle calcolate dai dati simulati per tutti i tempi di ritorno analizzati. Va evidenziato che queste LSPP sono identiche a quelle mostrate in Figura 5.5 (per i pluviometri menzionati), solo che queste ultime sono relative ad una serie sintetica non correlata spazialmente.

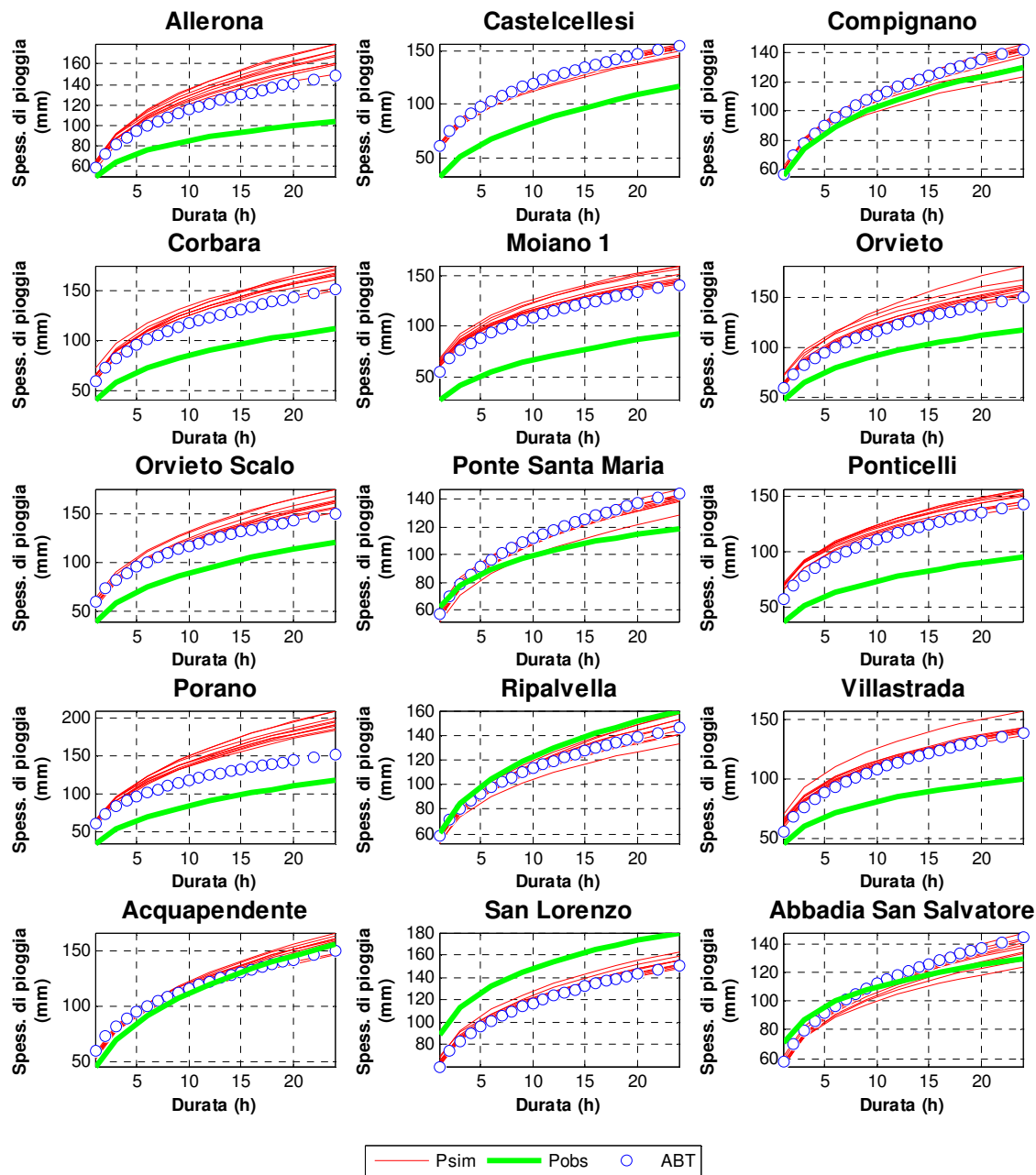


Figura 5.6. Confronto tra le LSPP correlate temporalmente e spazialmente per il tempo di ritorno di 50 anni stimate sulla base dei dati osservati modificati, dei dati simulati con NS+IC (Psim) e attraverso la procedura ABT per alcune stazioni pluviometriche dislocate nell'area di studio.

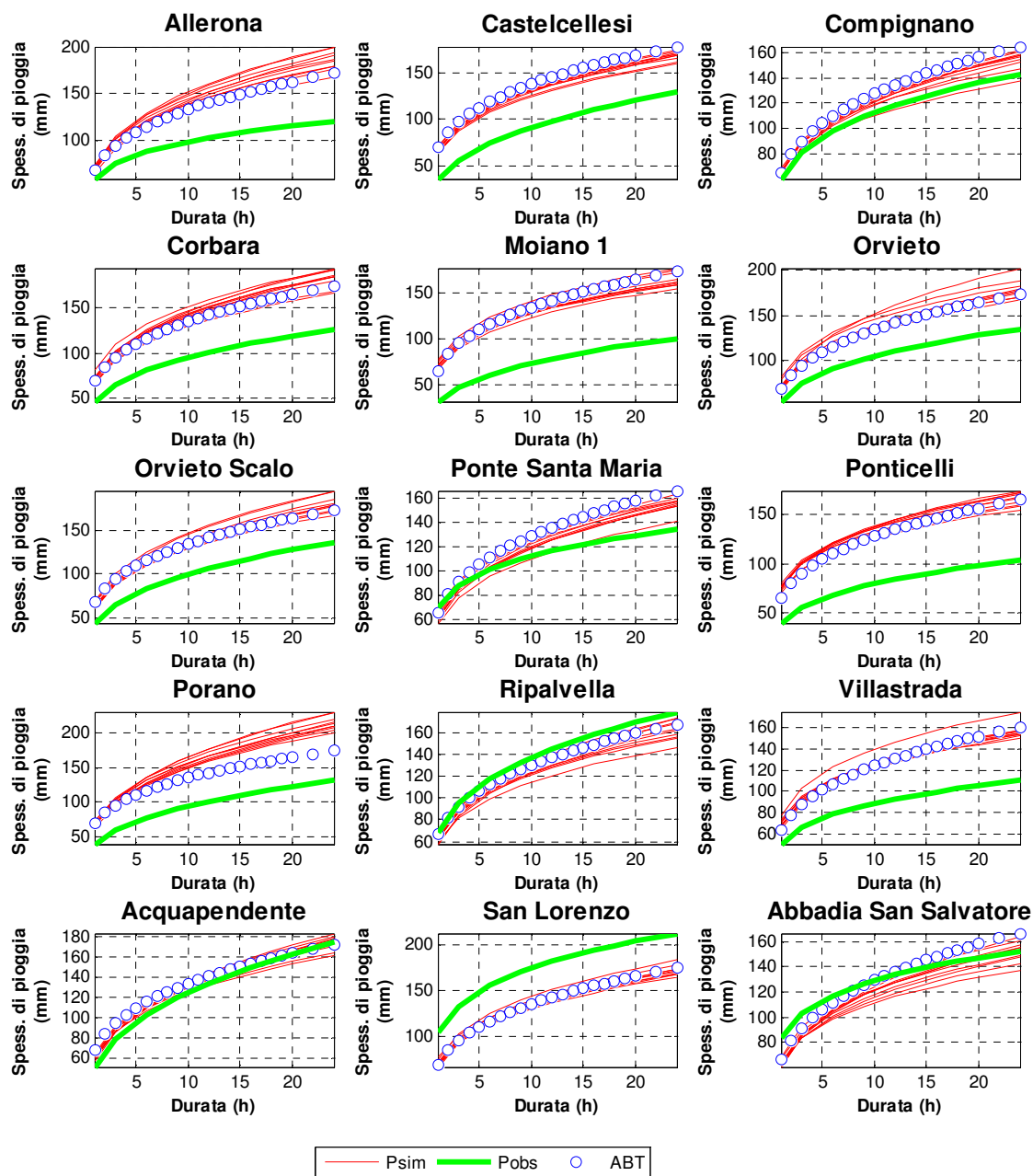


Figura 5.7. Come per la Figura 5.6 ma per il tempo di ritorno di 100 anni.

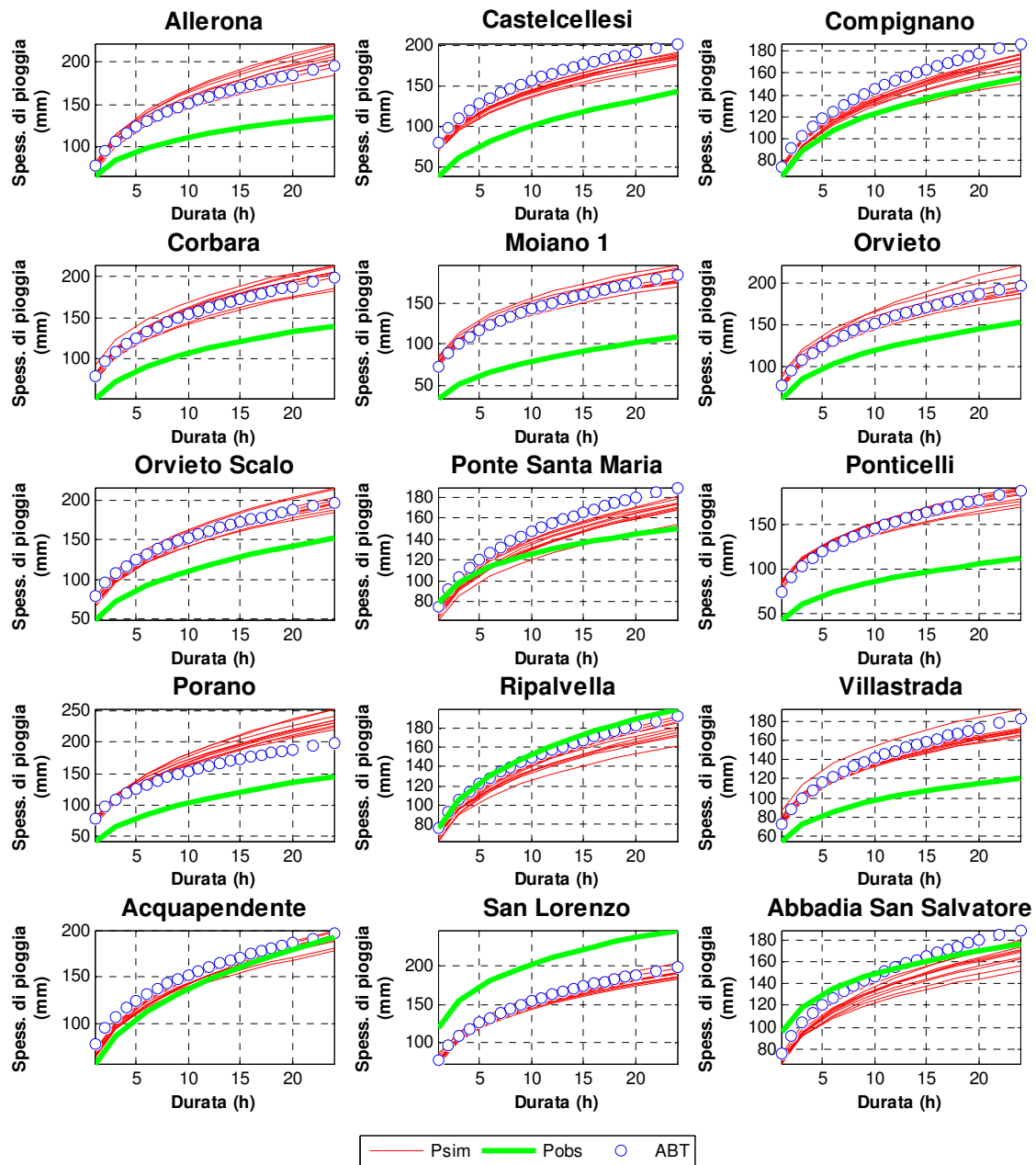


Figura 5.8. Come per la Figura 5.6 ma per il tempo di ritorno di 200 anni

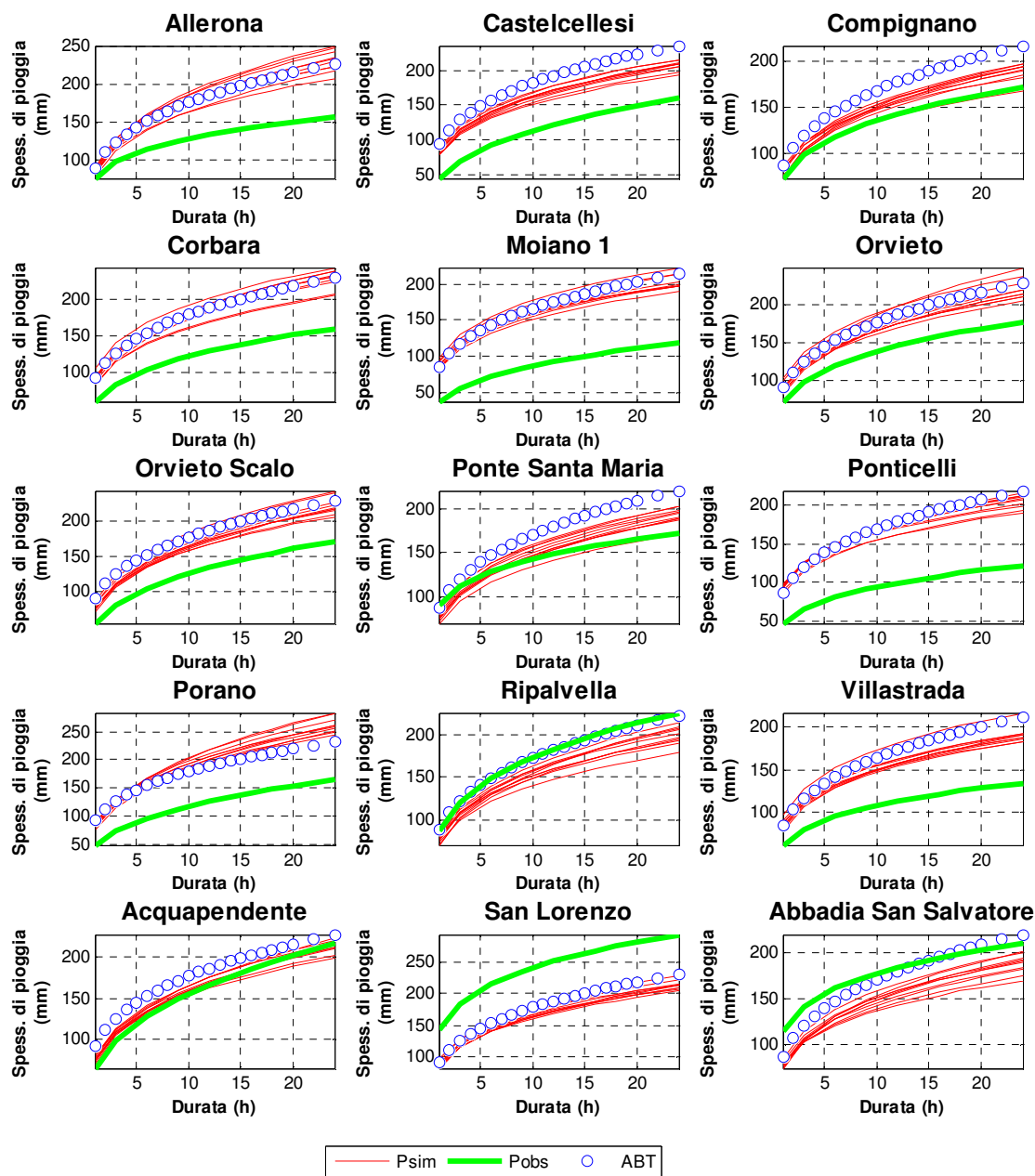


Figura 5.9. Come per la Figura 5.6 ma per il tempo di ritorno di 500 anni.

5.1.4. Confronto con la procedura di regionalizzazione della Regione Toscana

Si ritiene importante confrontare le LSPP costruite a partire dai dati sintetici con quelle fornite dal modello ALTO (“AL-luvioni in TO-scana”), sviluppato per la Regione Toscana nel 1997 dal PIN, Centro Studi Ingegneria dell’Università di Firenze.

La regionalizzazione delle portate di piena effettuata dalla Regione Toscana (Dipartimento Ambiente) e dal PIN-Centro Studi Ingegneria (Università di Firenze), in collaborazione con l’Ufficio Idrografico e Mareografico di Pisa, permette di determinare le linee segnalatrici di

possibilità pluviometrica distribuite sul territorio regionale della Toscana (Regionalizzazione delle portate di piena in Toscana: Aggiornamento delle linee segnalatrici di possibilità pluviometrica, 1998).

La base dati è costituita dalle serie storiche complete, di lunghezza compresa tra 30 e 50 anni, dei valori massimi di precipitazione per durate inferiori e superiori ad 1 ora di tutte le stazioni del Compartimento dell'Ufficio Idrografico di Pisa. L'approccio gerarchico per l'adattamento della distribuzione TCEV ai dati campionari può essere così sintetizzato:

- individuazione di due zone idrologicamente omogenee (costa e interno);
- stima dei parametri della distribuzione TCEV caratteristici di ciascuna delle due zone idrologicamente omogenee;
- stima dei parametri della distribuzione TCEV caratteristici di ogni singola stazione pluviometrica.

La pioggia totale puntuale, R_d , per una data area omogenea e per un fissato tempo di ritorno, si calcola utilizzando la seguente espressione:

$$R_d = a d^n T_r^m$$

dove a , n , m sono parametri stimati per ogni stazione in riferimento all'ipotesi di suddivisione in due zone omogenee (costa e interno), d è la durata della pioggia in ore e T_r tempo di ritorno in anni.

In particolare le LSSP della procedura ALTO sono state calcolate per le stazioni di Spineta, Abbadia San Salvatore, Gallina e Piancastagnaio tutte stazioni ricadenti a prossime alla Regione Toscana. Ad esempio la Figura 5.10 mostra le LSPP per la stazione di Spineta per diversi tempi di ritorno. Come è possibile osservare la procedura ALTO fornisce LSPP più basse di quelle ottenute dalla serie storica di piogge massime annuali. Tali LSPP sono anche più basse di quelle ottenute dalla procedura ABT per i diversi tempi di ritorno.

La Figura 5.11 illustra invece il confronto per la stazione di Piancastagnaio. Per tutti i tempi di ritorno esiste un buon accordo tra le LSPP ottenute dalle procedure ALTO e ABT. Simili risultati, non mostrati per brevità, sono stati ottenuti per la stazione di Gallina, con una maggiore sottostima delle LSPP fornite dalla procedura ALTO rispetto a quelle generate stocasticamente per i tempi di ritorno di 50 e 100 anni. Al contrario per la stazione di Abbadia San Salvatore, le LSPP della procedura ALTO sono maggiori di quelle dell'ABT per tutti i tempi di ritorno analizzati.

I risultati ottenuti, considerando anche che le stazioni di Spineta e Piancastagnaio sono quelle che hanno maggior peso nella stima delle PMA per il bacino di studio, consentono di ritenere la scelta della procedura ABT nella valutazione delle LSPP come cautelativa operando a favore di sicurezza.

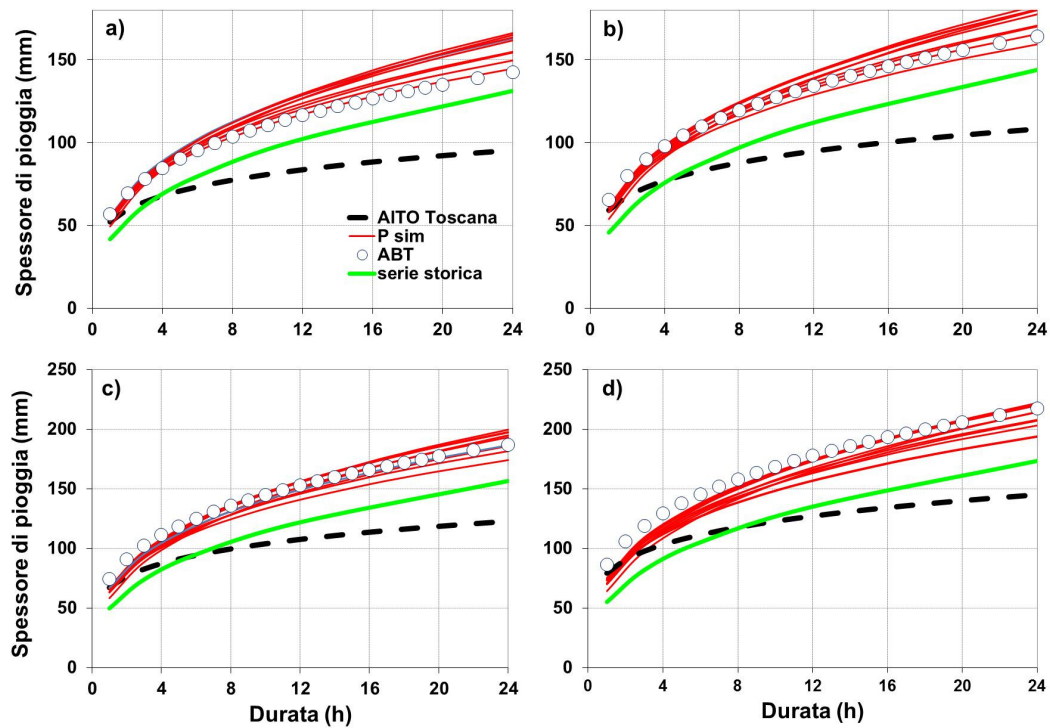


Figura 5.10. Stazione di Spineta. Confronto tra LSPP ottenute dalla procedura AITo e quelle stimate sui dati sintetici per il tempo di ritorno di a) 50 , b) 100, c) 200 e d) 500 anni.

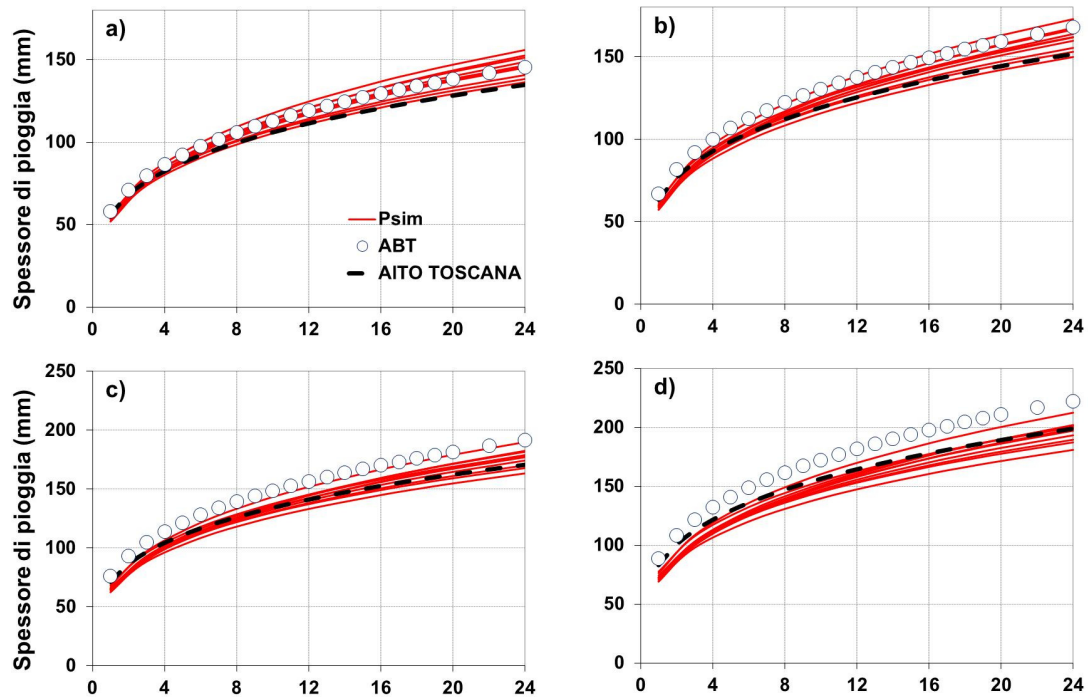


Figura 5.11. Stazione di Piancastagnaio. Confronto tra LSPP ottenute dalla procedura AITo e quelle stimate sui dati sintetici per il tempo di ritorno di a) 50 , b) 100, c) 200 e d) 500 anni.

5.2. Generazione stocastica di serie termometriche

5.2.1. Calibrazione del modello FARIMA

Seguendo la procedura descritta al Paragrafo 3.2, è stata effettuata la calibrazione del modello stocastico di temperatura per le stazioni termometriche dislocate nell’area di studio. La prima fase della procedura di calibrazione ha riguardato l’analisi delle serie di temperatura osservate al fine di rilevare variazioni stagionali o non stazionarietà nelle serie stesse. In Figura 5.12 sono mostrate la media e la varianza per due serie temporali osservate alla stazioni di Orvieto Scalo e Acquapendente. Per entrambe le stazioni termometriche, la temperatura mensile per tutti gli anni di osservazione mostra un andamento periodico pressoché costante nel tempo, mentre la varianza cresce nel tempo.

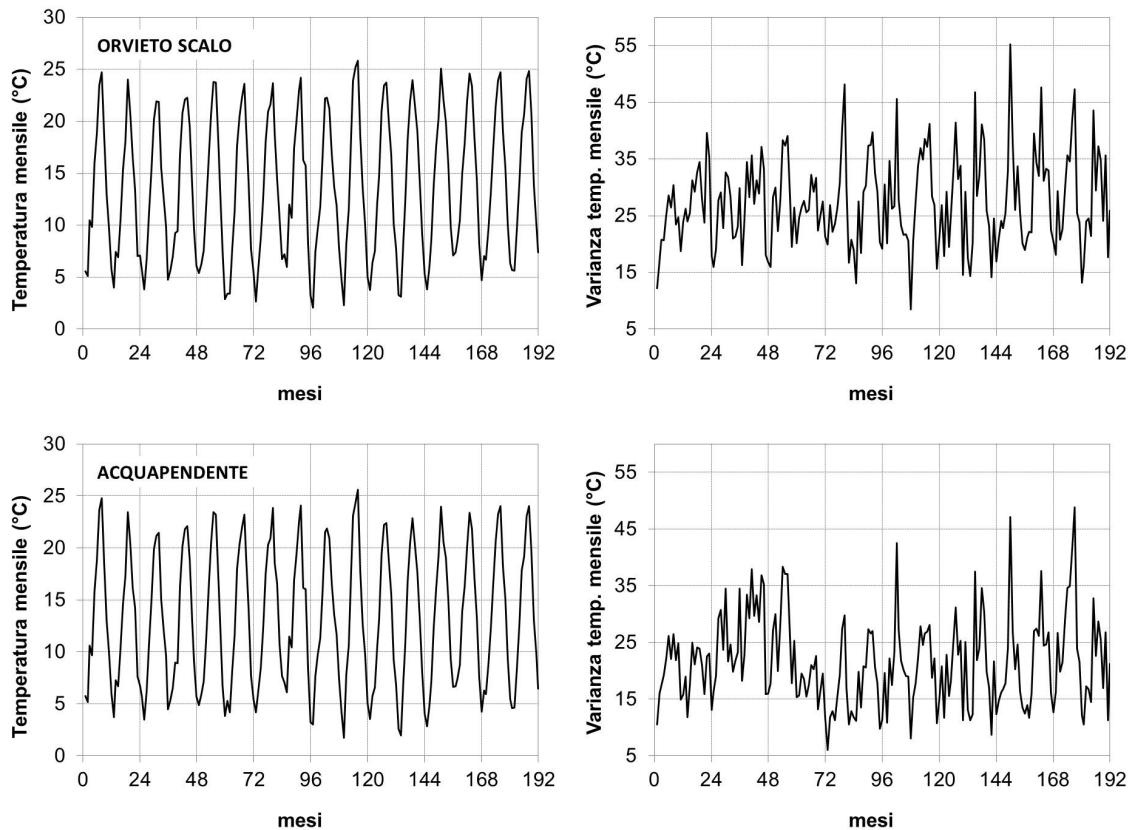


Figura 5.12. Temperatura media mensile e varianza per le stazioni di Orvieto Scalo e Acquapendente.

Sulla serie temporale osservata, destagionalizzata secondo l’eq. (2.3) sono stati successivamente calibrati i parametri del modello FARIMA. I valori stimati dei coefficienti del polinomio $\phi_p(B)$, del polinomio $\Theta_q(B)$, e del parametro d di Hurst sono riportati in Tabella 5.1.

Tabella 5.1. Parametri del modello di FARIMA stimati per le stazioni termometriche ricadenti all'interno del bacino di studio.

stazione	$\phi_p(B)$	$\Theta_q(B)$	d
Compignano	$1 - 0.5641 \cdot B^{-1}$	$1 + 0.1083 \cdot B^{-1}$	0.1547
Orvieto Scalo	$1 - 0.5242 \cdot B^{-1}$	$1 + 0.06142 \cdot B^{-1}$	0.1915
Villastrada	$1 - 0.5722 \cdot B^{-1}$	$1 + 0.1133 \cdot B^{-1}$	0.1371
Ponte S. Maria	$1 - 0.403 \cdot B^{-1} - 0.1377 \cdot B^{-2}$	$1 + 0.401 \cdot B^{-1}$	0.1080
Acquapendente	$1 - 0.5768 \cdot B^{-1}$	$1 + 0.1488 \cdot B^{-1}$	0.1426
Piancastagnaio	$1 - 0.4892 \cdot B^{-1}$	$1 + 0.1147 \cdot B^{-1}$	0.1365
Radicofani	$1 - 0.4437 \cdot B^{-1}$	$1 + 0.2502 \cdot B^{-1}$	0.1914

Come si può vedere il parametro d non è molto dissimile per le diverse località ed è diverso da zero, evidenziando che la dipendenza a lungo termine non può essere trascurata. Ottenute le stime dei parametri del modello FARIMA (p,q,d) si è proceduto all'analisi dei residui al fine di verificare la correttezza del modello stimato. A titolo di esempio nella Figura 5.13, è mostrato l'istogramma e l'autocorrelazione dei residui del modello FARIMA per la stazione termometrica di Orvieto Scalo.

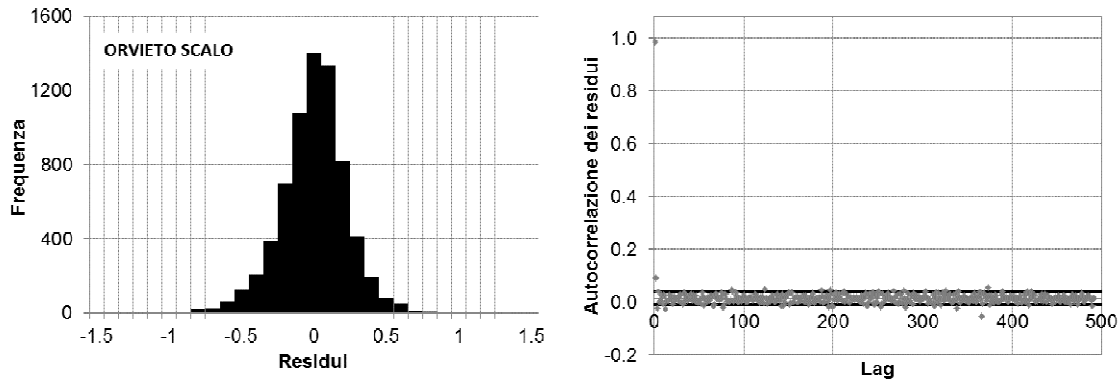


Figura 5.13. Analisi dei residui del modello FARIMA calibrato per la stazione di Orvieto Scalo.

Come è possibile osservare l'istogramma dei residui risulta simmetrico e unimodale e l'autocorrelazione dei residui è contenuta all'interno delle bande di confidenza al 95% facendo ritenere il modello FARIMA stimato adeguato per la generazioni di lunghe serie di temperatura.

5.2.2. Generazione di dati sintetici di temperatura

Ultimata la fase di calibrazione del modello si è proceduto alla generazione di un set di 10 sequenze di temperatura della durata di 300 anni per le stazioni ricadenti all'interno dell'area di studio. La verifica del modello è stata eseguita effettuando un'analisi sulla distribuzione di

frequenza a base mensile. A titolo di esempio la Figura 5.14 mostra i risultati per i mesi di Febbraio, Maggio e Ottobre dai quali può essere evidenziata una buona aderenza tra la frequenza della temperatura oraria estratta dalle serie generate e quelli relativi alla serie media areale osservata.

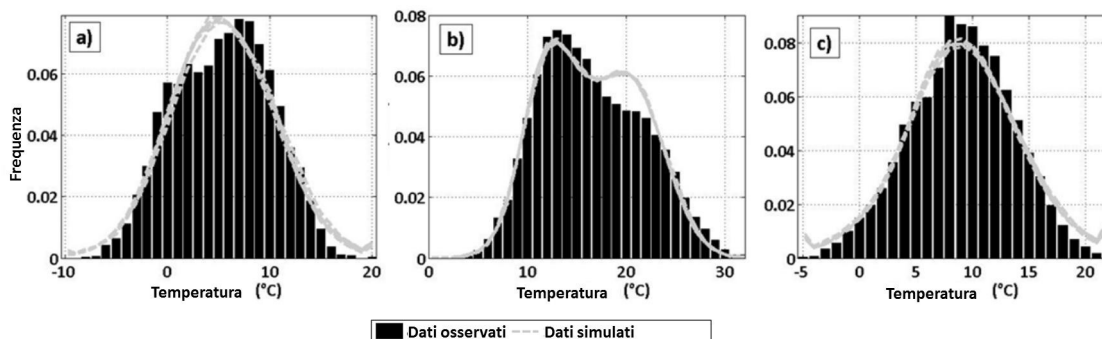


Figura 5.14. Confronto tra la distribuzione di frequenza della temperatura oraria osservata e simulata per il bacino di studio per i mesi di a) Febbraio, b) Maggio, c) Ottobre.

5.3. Stima di serie sintetiche di portata

5.3.1. Calibrazione ed implementazione del modello MISDc

Il modello afflussi-deflussi MISDc applicato al bacino del Fiume Paglia e del Torrente Chiani è stato calibrato alla sezione di chiusura di Orvieto utilizzando eventi di piena osservati nel periodo 2000-2008. Le principali caratteristiche di tali eventi sono riassunte in Tabella 5.2

Il bacino idrografico è stato schematizzato come un insieme di 39 elementi assunti omogenei per caratteristiche morfologiche e di uso/tipo di suolo. In particolare sulla base di un modello digitale del terreno di risoluzione 20m x 20m e mediante l'uso di un sistema informativo territoriale (SIT) è stato possibile individuare ventuno aree direttamente drenanti nell'asta fluviale di interesse e diciotto sottobacini (si veda la Figura 5.15) le cui caratteristiche geomorfologiche sono riassunte in Tabella 5.4. Attraverso il metodo dei poligono di Thiessen i dati pluviotermometrici osservati sono stati interpolati in modo da calcolare le piogge e le temperature medie areali per ciascuno dei 39 sottobacini.

Una volta creati i files di input, la calibrazione dei parametri del modello avviene in modo del tutto automatico massimizzando il coefficiente di Nash-Sutcliffe ([Nash & Sutcliffe, 1970](#)), che permette di riprodurre sia la forma che il picco degli idrogrammi osservati. I valori dei parametri così stimati ottenuti sono riassunti in Tabella 5.5.

In Figura 5.16 è riportato l'andamento delle precipitazioni media areali e del contenuto d'acqua simulato dal modello per tutti e 39 i sottobacini (in alto) nel periodo 2000-2008 caratterizzato, come noto, da eventi di piena significativi per il bacino dell'Alto e Medio Tevere. La stessa Figura 5.16 riporta in basso il confronto tra le portate osservate e simulate alla sezione di Orvieto per gli eventi di piena più significativi verificatisi nello stesso periodo.

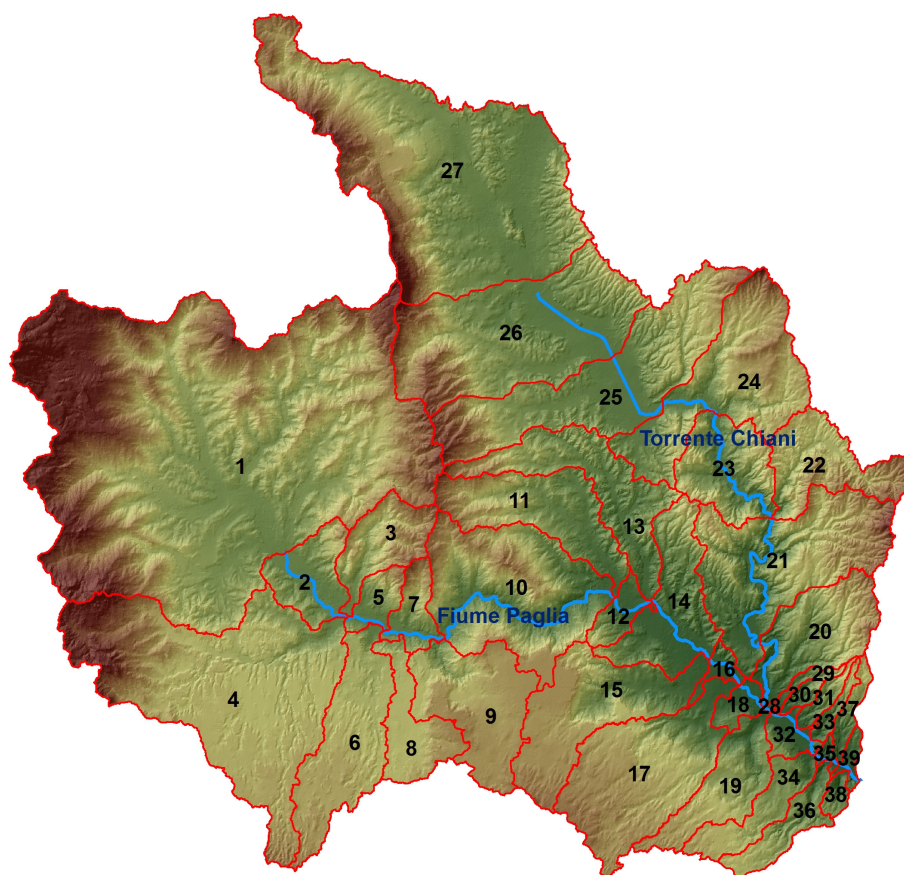


Figura 5.15. Schematizzazione del bacino di studio all'interno della modellistica idrologica.

Tabella 5.2. Principali caratteristiche degli eventi di piena osservati nel periodo 2000- 2008 alla stazione idrometrica di Orvieto.

N. Evento	Data inizio evento	Durata (h)	Portata di picco (m^3s^{-1})	Volume (m^3)
1	24/12/2000	112	544	73'250'072
2	16/01/2003	73	400	35'057'577
3	25/11/2003	44	349	18'547'378
4	03/05/2004	62	381	16'954'777
5	03/12/2004	70	686	64'257'880
6	31/10/2005	48	404	13'602'986
7	04/11/2005	69	546	37'852'275
8	25/11/2005	48	1119	54'926'213
9	04/12/2008	45	587	15'637'991
10	08/12/2008	70	627	54'306'064
11	14/12/2008	71	467	43'710'952

Tabella 5.3. Principali caratteristiche degli eventi di piena osservati nel periodo 2000- 2008 alla stazione idrometrica di Morrano.

N. Evento	Data inizio evento	Durata (h)	Portata di picco (m³s⁻¹)	Volume (m³)
1	24/12/2000	112	140	11'581'115
2	16/01/2003	73	68	7'412'589
3	25/11/2003	44	35	1'786'224
4	03/05/2004	62	64	3'301'094
5	03/12/2004	70	151	12'690'095
6	31/10/2005	48	25	1'142'334
7	04/11/2005	69	77	4'283'953
8	25/11/2005	48	241	9'317'931
9	04/12/2008	45	60	1'924'485
10	08/12/2008	70	116	10'661'931
11	14/12/2008	71	59	6'942'525

Tabella 5.4. Caratteristiche geomorfologiche dei sottobacini del bacino del Fiume Paglia e del Torrente Chiani: A area, CN Curve Number adottato, Hmax, Hmin e Hmed, rispettivamente, quota massima, minima e media dell'area drenante; L lunghezza dell'asta principale, Rmax e Rmin quote degli estremi di tale asta.

N° elemento (sottobacino)	Area drenante					Asta principale		
	Ab (km²)	CNII	Hmin	Hmax	Hmed	L (km)	R _{max}	R _{min}
			(m.s.l.m.)				(m.s.l.m.)	
1	294.09	72.0	271.0	1738.0	555.2	11.40	443.0	266.0
2	16.96	74.1	252.0	610.0	329.0	5.90	266.0	247.0
3	17.68	72.2	255.0	739.0	493.4	8.60	555.0	247.0
4	107.82	68.6	265.0	1104.0	514.3	14.20	665.0	247.0
5	7.24	74.1	246.0	700.0	365.8	2.60	247.0	242.0
6	36.76	70.3	244.0	631.0	464.1	10.30	475.0	242.0
7	9.22	70.7	243.0	731.0	392.2	3.70	242.0	229.0
8	17.15	69.9	249.0	600.0	466.6	7.00	461.0	238.0
9	35.46	67.2	243.0	625.0	506.2	7.01	575.0	229.0
10	59.65	70.3	161.0	729.0	393.3	13.30	229.0	152.0
11	32.60	73.1	158.0	790.0	367.6	12.33	618.0	152.0
12	6.59	72.4	145.0	550.0	241.8	2.63	152.0	139.0
13	33.52	72.4	150.0	779.0	317.3	13.61	500.0	139.0
14	29.41	70.9	127.0	575.0	241.8	4.90	139.0	120.0
15	41.14	69.2	124.0	686.0	430.4	8.90	475.0	120.0
16	3.39	62.9	121.0	270.0	150.5	2.44	120.0	112.0
17	49.74	68.2	119.0	672.0	462.8	5.85	465.0	112.0
18	4.83	71.7	117.0	259.0	155.6	2.00	112.0	108.0
19	21.20	70.0	117.0	595.0	377.6	6.20	395.0	107.2
20	27.56	70.3	114.0	702.0	361.2	8.00	462.0	108.5
21	57.18	70.2	135.0	837.0	389.1	12.50	199.0	136.0
22	24.76	69.4	198.0	775.0	501.9	8.70	474.0	202.0
23	24.54	70.2	194.0	555.0	348.8	8.50	227.0	198.0
24	50.96	70.7	225.0	829.0	437.9	3.50	256.0	225.0
25	62.45	70.7	232.0	819.0	395.6	5.00	242.0	241.0
26	74.27	71.0	225.0	955.0	385.1	6.30	248.0	242.0
27	134.54	71.5	243.0	1136.0	409.70	13.00	324.0	248.0
28	0.38	79.9	114.0	133.0	118.6	0.60	108.9	106.8
29	2.27	70.6	118.0	508.0	261.2	5.00	195.6	106.0
30	2.18	73.4	120.0	392.0	211.4	2.80	189.0	108.9
31	3.62	70.4	119.0	545.0	287.1	4.50	464.0	106.3
32	5.46	70.3	109.0	331.0	175.8	3.71	106.8	99.0
33	3.05	71.2	121.0	540.0	294.3	4.40	464.0	101.2
34	14.28	69.4	122.0	535.0	373.2	6.10	407.0	99.0
35	1.35	68.3	100.0	248.0	157.5	1.45	125.0	102.0
36	11.32	68.8	113.0	491.0	332.7	4.82	283.0	98.0
37	4.43	70.2	100.0	570.0	306.2	5.80	457.0	94.4
38	2.65	67.0	96.0	326.0	228.9	2.45	310.0	95.6
39	2.50	65.9	95.0	263.0	163.7	1.51	94.4	91.2

Tabella 5.5- Parametri del modello afflussi- deflussi di tipo continuo stimati per il bacino del Fiume Paglia e del Torrente Chiani.

Parametri	Unità di misura	Paglia	Chiani
W_{max}	mm	99	99
K_s	mm/h	20	20
ψ/L	/	-0.52	-0.52
λ	/	0.05	0.05
b	/	0.4	0.4
C	kmh ⁻¹	6	6
D	km ² h ⁻¹	4	4
η	/	0.3	0.5
λ_I		0.002	0.002
S_r	mm	700	700
S_s	mm	75	75

Come è possibile osservare dalla Figura 5.16 i risultati forniti dal MISDe sono molto soddisfacenti mostrando un indice di efficienza complessivo pari a 0.81 ed errori assoluti sulla portata di picco e sul volume di piena pari a circa il 20%.

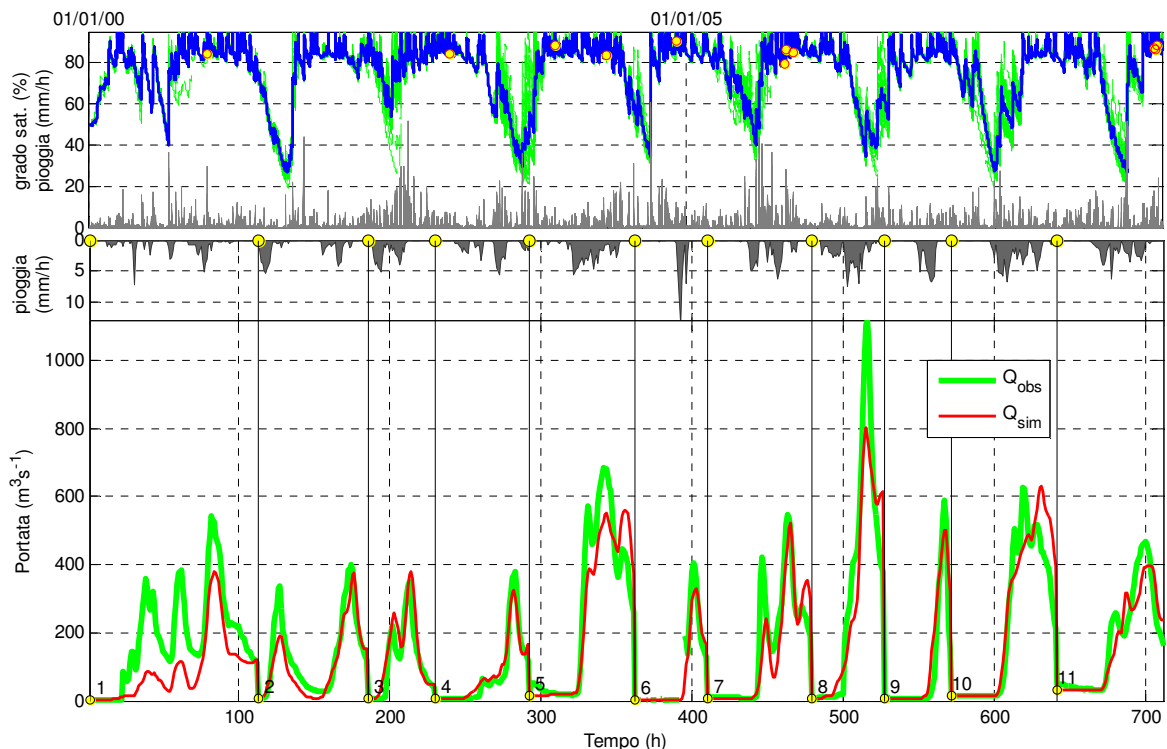


Figura 5.16. Andamento delle precipitazioni e del contenuto d'acqua del suolo (in alto) e delle portate osservate e simulate (in basso) per gli eventi di piena occorsi nel periodo 2000-2008 per il bacino del Fiume Paglia e del Torrente Chiani alla sezione idrometrica di Orvieto.

La Figura 5.17 riporta il confronto tra le portate dirette osservate e simulate per le altre due sezioni idrometriche presenti all’interno del bacino di studio, Allerona lungo l’asta del Fiume Paglia e Morrano lungo l’asta del Torrente Chiani. Anche in questo caso i risultati sono in buon accordo con i dati osservati.

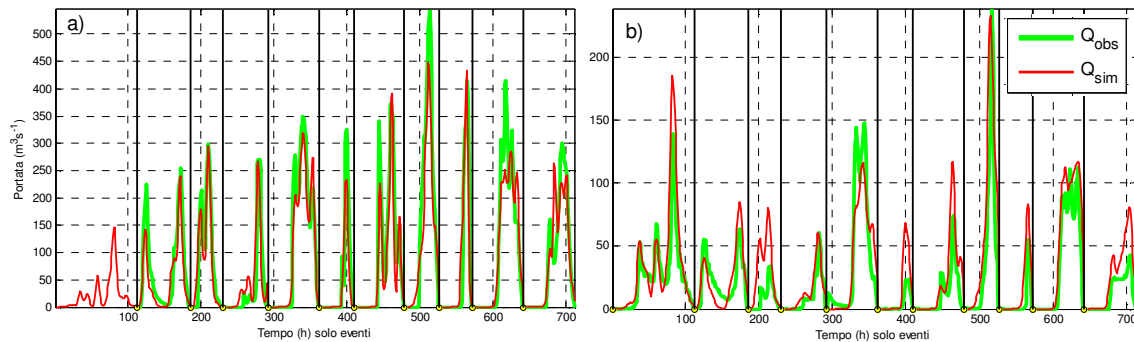


Figura 5.17. Confronto tra le portate osservate e simulate per gli eventi di piena occorsi nel periodo 2000-2008 per il bacino del Paglia alla sezione idrometrica di Allerona (a), Morrano (b). Si noti che i confronti sono effettuati in termini di portata diretta, cioè depurata della portata iniziale.

5.3.2. Idrogrammi di progetto

Il set di parametri ottenuti in fase di calibrazione sono stati utilizzati per la simulazione dei deflussi per il bacino del Fiume Paglia e del Torrente Chiani. Pertanto, le serie sintetiche di pioggia e temperatura generate, sono state utilizzate come input al modello idrologico che ha permesso di stimare 10 set di 300 anni di serie portata per ciascuno dei 39 sottobacini individuati nell’area di studio. Per ogni serie quindi sono state derivate le distribuzioni di frequenza delle portate massime annuali.

In Figura 5.18 e Figura 5.19 sono mostrate le curve di frequenza delle portate massime annuali estratte, rispettivamente, per le sezioni Orvieto e di Morrano. In particolare nelle stesse figure sono anche riportati i massimi annuali delle portate al colmo osservate nel periodo 1930-2000 fornite da una pubblicazione del Servizio Idrografico e Mareografico Nazionale (S.I.M.N.) sulla ricostruzione delle scale di deflusso delle principali stazioni di misura nel bacini del Fiume Tevere ([Bencivenga et al., 2001](#)).

Come è possibile notare, fino a tempi di ritorno inferiori a 100 anni, esiste un buon accordo tra le curve di frequenza dei dati sintetici e quelle dei dati storici. Al fine di estendere l’analisi a tempi di ritorno più elevati, le serie dei massimi annuali dei dati storici è stata regolarizzata mediante la distribuzione del massimo valore tipo 1 a due componenti (TCEV) che risulta adattarsi bene al campione. Nella Tabella 5.6 sono riportati i valori della portata di picco per diversi tempi di ritorno estratti dalle serie simulate e ottenuti dalla distribuzione di probabilità TCEV. Rispetto ai valori estratti dalla TCEV per i diversi tempi di ritorno, si nota una leggera sovrastima (~10%) dei valori delle portate di picco per la sezione di Orvieto e una sottostima (~13%) per la sezione di Morrano.

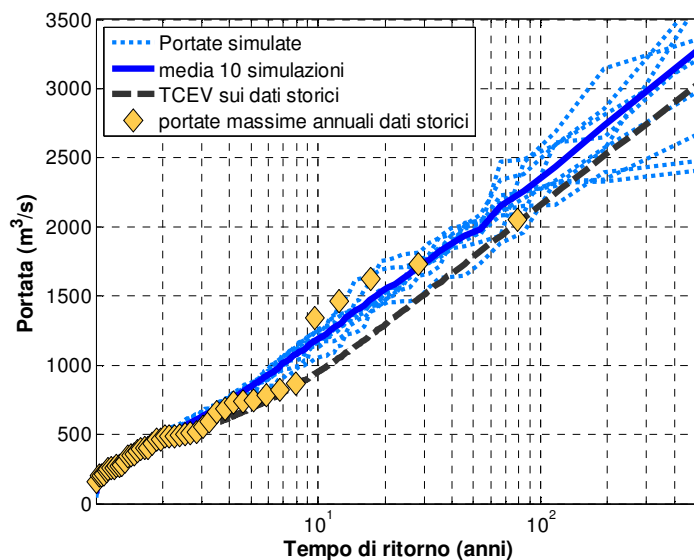


Figura 5.18. Curve di frequenza delle portate massime annuali alla sezione di chiusura di Orvieto Scalo.

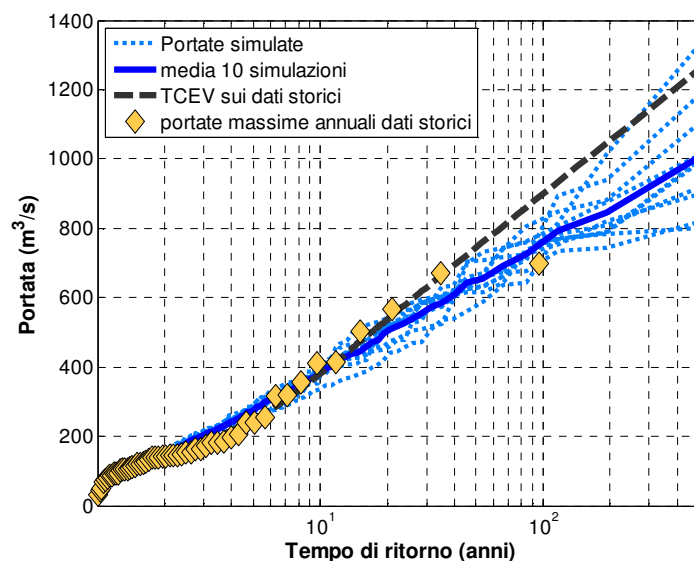


Figura 5.19. Curve di frequenza delle portate massime annuali alla sezione di Morrano.

Tabella 5.6- Valori medio della portata di picco relativa ai dieci scenari per il Paglia ad Orvieto e per il Torrente Chiani a Morrano, per i diversi tempi di ritorno.

Paglia ad Orvieto			Chiani a Morrano	
Tempo di ritorno	Portata simulata	Analisi statistica (TCEV)	Portata simulata	Analisi statistica(TCEV)
50	1994	1785	643	711
100	2343	2158	767	859
200	2750	2530	857	1006
500	3273	3021	1021	1201

Le stesse curve di frequenza sono state ottenute per ciascun sottobacino e per ciascun tempo di ritorno. In Tabella 5.7 viene riportato il valor medio delle portate di picco relative ai dieci scenari simulati.

Tabella 5.7. Come per la Tabella 5.6, ma per i diversi sottobacini.

Sottobacino	TR 50	TR 100	TR 200	TR 500
	Q_p (m^3s^{-1})	Q_p (m^3s^{-1})	Q_p (m^3s^{-1})	Q_p (m^3s^{-1})
1	768	951	1205	1476
2	57	67	78	96
3	80	95	113	142
4	399	487	598	724
5	28	33	39	46
6	174	213	267	315
7	34	40	47	57
8	62	75	93	116
9	155	199	244	292
10	163	199	233	301
11	140	170	213	268
12	29	38	42	58
13	142	169	213	268
14	98	124	146	191
15	189	236	281	363
16	15	18	25	28
17	231	290	364	432
18	20	26	36	44
19	127	154	193	253
20	104	133	172	210
21	117	143	169	209
22	82	107	130	163
23	54	66	79	97
24	91	109	128	158
25	117	150	181	230
26	141	163	191	214
27	331	389	452	522
28	2	3	3	4
29	12	15	18	24
30	12	15	18	23
31	19	24	29	38
32	22	28	36	44
33	16	20	24	31
34	86	104	130	171
35	6	8	10	12
36	63	78	95	122
37	23	28	36	44
38	13	17	22	27
39	11	13	17	21

Considerando a Ponte Adunata le dieci curve di frequenza generate, per ciascun tempo di ritorno sono stati individuati i dieci valori di portata al picco, Q_{TRi} $i = 1,2,...10$ e $T_R = 50, 200$ e 500 anni. Per ciascun sottobacino sono stati quindi selezionati i rispettivi idrogrammi di portata che dalle simulazioni idrologiche fornivano i Q_{TRi} a Ponte Adunata. Si sono così determinati per ogni T_R dieci scenari di portata che sollecitano l'asta del Fiume Paglia e del Torrente Chiani e che verranno utilizzati per l'analisi di pericolosità idraulica.

Bibliografia

- Albertson J.D., Kiely G. (2001). “On the structure of soil moisture time series in the context of land surface models”, *Journal of Hydrology*, 243, 101-119.
- Autorità di bacino, ABT, (1995), “Quaderno Idrologico del Bacino del Fiume Tevere”.
- Barbetta, S., Pandolfo, C., Stelluti, M., Melone, F., Moramarco, T. (2005). “Estimation of flooding-prone areas for ungauged river reaches”, In: Perumal M. et al. (Ed.), *International Conference on Hydrological Perspectives for Sustainable Development, HYPESD 2005*, Roorkee, India, 78-91.
- Barbetta S., Brocca L., Melone F., Moramarco T., Tullo T., (2010). Aggiornamento delle fasce di pericolosità idraulica del tratto terminale del Fiume Paglia – Relazione Metodologica’, Giugno 2010.
- Bencivenga, M., Calenda, G., Mancini, C.P., (2001). “Ricostruzione storica delle scale di deflusso delle principali stazioni di misura nel bacino del Fiume Tevere. Il secolo XX”, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato, Roma.
- Beran, J. (1989). “A test of location for data with a slowly decaying serial correlations”, *Biometrika*, 76, 261-269.
- Berni, N., Brocca, L., Giustarini, L., Pandolfo, C., Stelluti, M., Melone, F., Moramarco, T. (2009). “Coupling hydrologic and hydraulic modelling for reliable flood risk mitigation activities in the Upper-Medium Tiber River basin”, *Geophysical Research Abstracts*, 11, EGU2009-9498-3.
- Blaney, H.F. e Criddle, W.P. (1950). “Determining water requirements in irrigated areas from climatological and irrigation data”, USDA (SCS), TP-96, 48.
- Box, G.E.P., e Jenkins, G.M. (1976). “Time series analysis: forecasting and control”, Edizione rivista, *Holden-Day*, Merrifield, Va.
- Bras, R.L., e Rodriguez-Iturbe, I. (1985). “Random function and hydrology”, *Addison-Wesley Publishing Company*.
- Brocca, L., Melone, F., Moramarco, T. (2005) Empirical and conceptual approaches for soil moisture estimation in view of event-based rainfall-runoff modeling. In: F. Maraga, M. Arattano (Eds), *Progress in Surface and Subsurface Water Studies at the plot and Small Basin Scale*, IHP-VI, Technical Documents in Hydrology, UNESCO, Paris, 77, 1-8.
- Brocca L., Melone F., Moramarco T. (2007) Storm runoff estimation based on the soil conservation service – curve number method with soil moisture data assimilation. In: L. Pfister, L. Hoffmann (Eds), *Uncertainties in the ‘monitoring-conceptualisation-modelling’ sequence of catchment research*, IHP-VI, Technical Documents in Hydrology, UNESCO, Paris, 81, 141-148.

- Brocca, L., Melone, F. e Moramarco, T. (2008a). “On the estimation of antecedent wetness conditions in rainfall-runoff modeling”, *Hydrological Processes*, 22, 629-642.
- Brocca, L., Melone, F., Moramarco, T. e Singh, V.P. (2008b). “Assimilation of observed soil moisture data in storm rainfall-runoff data”, *J. Hydrologic Engineering. ASCE*, 14(2), 153-165.
- Brocca L. (2008c) Monitoraggio e Modellazione del Contenuto d’Acqua del Suolo nella Pratica Idrologica, *Tesi di Dottorato*, Università degli Studi di Perugia, Italia.
- Brocca L., Melone F., Moramarco T., Morbidelli R. (2009a) Antecedent wetness conditions estimation based on ERS scatterometer data, *Journal of Hydrology*, 364 (1-2), 73-87.
- Brocca L, Melone F, Moramarco T., Singh V.P. (2009c) Assimilation of observed soil moisture data in storm rainfall-runoff modelling, *Journal of Hydrologic Engineering*, 14(2), 153-165.
- Brocca, L., Camici, S., Melone, F., Moramarco, T. e Tarpanelli, A. (2009c). “Flood frequency estimation by hydrological continuous simulation and classical methods”, *Geophysical Research Abstracts*, Vol. 11, EGU General Assembly 2009-3013-3.
- Burton, A, Kilsby, C.G., Fowler, H.J., Cowpertwait, P.S.P., & O’Connel, P.E., (2008) RainSim: A spatial-temporal stochastic rainfall modelling system, *Environmental Modelling & Software*, 1356-1369.
- Camici, S., Tarpanelli, A., Brocca, L., Melone, F., Moramarco, T. (2011). “Design soil moisture” estimation by comparing continuous and storm-based rainfall-runoff modelling. *Water Resources Research*, 47.
- Corradini C., Melone F., Ubertini L. (1995) A semi-distributed model for direct runoff estimate. In: Hanza MH (Ed), *Applied Simulation and Modelling*, IASTED ACTA Press: Anaheim (CA); 541-545.
- Corradini C., Melone F., Morbidelli R., Neri N., Saltalippi C. (2000) Semi-distributed rainfall-runoff models and representation of losses. In: M.H. Hamza (Ed.), *Modelling and Simulation*, IASTED Acta Press, Anaheim (CA), 345-349.
- Cowpertwait, P. S. P. (1996). “A generalized spatial-temporal model of rainfall based on a clustered point process”, *Proc. of the R. Soc. of London, Series A*, 450, 163–175.
- Doorenbos, J. e Pruitt, W.O. (1977). “Background and Development of Methods to Predict Reference Crop Evapotranspiration (ET_o)”. *Appendix II in FAO-ID-24*, 108-119.
- Famiglietti J.S., Wood E.F. (1994) Multiscale modeling of spatially variable water and energy balance processes. *Water Resources Research*, 11, 3061-3078.
- Fiorentino V., Gabriele S., Rossi F., e Versace P., Hierarchical approach for regional flood frequency analysis, in V. P. Singh (eds), *Regional flood frequency analysis*, 35-49, D. Reidel, Norwell, Mass, 1987

- Green, W.H., Ampt, G.A. (1991). Studies of soil physics. I. The flow of air and water through soils. *J. Agric. Sci.*, 4, 1–24.
- Hurst, H.E. (1951). “Long-term storage capacity of reservoirs”, *Trans. Am. Soc. Civ. Eng.*, 116, 770-799.
- Iman, R.L., & Conover, W.J (1982). “A distribution-free approach to inducing rank correlation among input variables”, *Communications in Statistics*, 11, 311-334.
- Mandelbrot, B. B., (1975). “Limit theorem of the self-normalized range for weakly and strongly dependent processes”, *Z.Wahr. Geb.*, 31, 826-845.
- Melone, F., Corradini, C. e Singh, V.P. (2002). “Lag prediction in ungauged basins: an investigation through actual data of the upper Tiber River valley”, *Hydrological Processes*, 16, 1085-1094.
- Montanari, A., Rosso, R., e Taqqu, M.S. (1997). “Fractionally differenced ARIMA models applied to hydrologic time series: identification, estimation and simulation”, *Water Resour. Res.*, 33, 1035-1044.
- Moramarco, T., Melone, F., Singh, V.P. (2005). Assessment of flooding in urbanized ungauged basins: a case study in the Upper Tiber area – Italy. *Hydrological Processes*, 19(10), 1909-1924
- Moretti, G. e Montanari, A. (2008). “Inferring the flood frequency distribution for un gauged basin using a spatially distributed rainfall-runoff model”, *Hydrology and Earth System Sciences*, 12, 11411-1152.
- Nash, J. E. e Sutcliffe, J. V. (1970). “River flow forecasting through conceptual models part I - A discussion of principles”. *Journal of Hydrology*, 10 (3), 282-290.
- Rossi F., Fiorentino M., e Versace P.; Two component extreme value distribution for flood frequency analysis, *Water Resources Research*, 20(7), 847-856, 1984
- Scheuer, E. M. & Stoller, D. S. (2004) “On the generation of normal random vectors”, *Technometrics*, 4, 278-281.
- Tarpanelli, A., Franchini, M., Camici, S., Brocca, L., Melone, F., Moramarco, T. (2012). A simple approach for stochastic generation of spatial rainfall patterns. *Journal of Hydrology*, 472-473, pp.63-76. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2012.09.010>.
- Troutman B.M., Karlinger M.B. (1985) Unit hydrograph approximation assuming linear flow through topologically random channel networks. *Water Resour. Res.*, 21, 743-754, 1985.
- Whittle, P., (1953). “Estimation and information in stationary time series”, *Ark. Mat.*, 423-434.