SULLA DIPENDENZA DAL CLIMA DEI PARAMETRI DELLA DISTRIBUZIONE DI PROBABILITÀ DELLE PIENE

V. IACOBELLIS, P. CLAPS, M. FIORENTINO

Dipartimento di Ingegneria e Fisica dell'Ambiente, Università della Basilicata

SOMMARIO

Viene analizzata l'influenza del clima sul numero medio annuo di colmi di piena indipendenti, Λ_q, e sul peso dei fattori di assorbimento, conglobati nel metodo SCS-CN, che concorrono a determinare i primi due momenti della distribuzione di probabilità delle piene. L'analisi è stata condotta su 22 bacini di Basilicata e Puglia con aree variabili tra 42 ed oltre 1600 km^2 e clima da semi-arido a umido. Per ogni bacino si è valutato un semplice indice climatico *I* dipendente dalla pioggia media annua e dall'evapotraspirazione potenziale. È risultato che i valori di Λ_q, come pure quelli del rapporto Λ_q/Λ_p (numero medio annuo di piogge indipendenti), mostrano una forte correlazione con *I*. Analoga evidenza risulta dalla relazione tra *I* e *CN* quando questo sia stimato in modo tale da consentire il rispetto della media campionaria dei massimi delle portate al colmo. Si evidenzia così la presenza di un chiaro controllo climatico sulla trasformazione piogge-piene rispetto sia al numero medio che all'entità degli eventi.

ABSTRACT

The influence of climate on the average annual number of flood peaks, Λ_q, and on the hydrologic losses, estimated through the SCS-CN method, were analyzed as a crucial aspect for flood frequency analysis. As a case study 22 catchments in Basilicata and Puglia (southern Italy) were considered with climates between humid and semi-arid, evaluated by means of a simple climate index *I*, depending on the average annual rainfall and on the potential evapotranspiration. A regional analysis of frequency distribution of floods was performed on these basins. Both Λ_q and the ratio Λ_q/Λ_p (average rainfall number) were found to be strongly related to *I*. Similarly, the values of *CN*, whose estimates were constrained to the known values of the mean annual flood, were found closely related to the climatic index.

1. INTRODUZIONE

La stima delle portate di assegnato tempo di ritorno in sezioni fluviali prive di osservazioni o corredate da serie storiche non sufficientemente numerose o poco affidabili costituisce a tutt'oggi un problema aperto che investe a pieno titolo ricerca scientifica e pratica progettuale. In quest'ambito, grande interesse scientifico rivestono gli approcci per la derivazione analitica di leggi di probabilità degli eventi di piena su base geomorfoclimatica, che hanno per obiettivo l'individuazione della distribuzione di probabilità dei colmi di piena in funzione di parametri climatici, geopedologici e morfologici dei bacini. La necessità di supporto a base fisica per la derivazione della distribuzione viene inoltre resa ancor più acuta dal fatto che spesso si richiede di valutare portate il cui tempo di ritorno eccede di gran lunga la numerosità delle serie osservate.

In altre parole, le sole tecniche statistiche inferenziali non assicurano sempre una corretta determinazione della coda destra della distribuzione in corrispondenza della quale i dati disponibili sono ovviamente scarsi.

In questo contesto hanno trovato rapido sviluppo le tecniche di regionalizzazione, atte a compensare la scarsità dei dati disponibili mediante l'analisi comparata e congiunta di osservazioni effettuate all'interno di regioni statisticamente omogenee. Tali metodologie, riducendo l'errore campionario insito nelle tecniche di stima *at-site*, consentono l'adozione di distribuzioni ad almeno tre parametri, che danno la possibilità di descrivere con buona approssimazione le caratteristiche statistiche delle serie storiche delle portate di piena. Con l'analisi regionale, però, insorgono nuovi problemi, connessi ad esempio all'individuazione delle regioni omogenee, che risulta particolarmente critica in assenza di conoscenze adeguate dei processi fisici che controllano il comportamento dei parametri della distribuzione di probabilità delle piene.

In ogni caso, allo stato attuale di dette conoscenze, stime attendibili delle portate di piena corrispondenti a periodi di ritorno elevati possono essere oggi ottenute solo facendo ricorso ad un uso accorto dei metodi di analisi regionale. Tra questi è senz'altro degno di menzione il metodo della piena indice (v. es. NERC, 1975), in base al quale vengono definite omogenee le regioni all'interno delle quali la distribuzione di probabilità delle serie storiche dei massimi annuali delle portate di piena, adimensionalizzati rispetto alla propria media locale (*piena indice*), risulta statisticamente indistinguibile. Tale ipotesi implicitamente assume che nelle regioni omogenee siano ovunque costanti i momenti di ordine superiore al primo.

Come supporto all'analisi regionale e, più in generale, agli studi per la derivazione geomorfoclimatica delle distribuzioni di probabilità delle piene, ha cominciato a assumere contorni più netti, di recente, l'idea che notevole influenza sulla variabilità dei caratteri statistici delle piene che si osservano nella realtà possa essere esercitata dal clima. Ad esempio Farquharson *et al.* (1992) hanno analizzato dati relativi a zone aride e semi-aride di diverse aree geografiche (162 stazioni in Africa, Iran, Giordania, Arabia Saudita, Russia, USA), confrontandoli con altri provenienti dalla Gran Bretagna, relativi a clima umido e temperato. Dall'analisi di questi si rileva una significativa analogia tra le curve regionali delle zone aride, tutte caratterizzate da elevato coefficiente di variazione e forte asimmetria, e tutte significativamente diverse dalle curve ricostruite sui dati europei.

Obiettivo di questo lavoro è contribuire a far luce sull'influenza di fattori climatici nell'ambito della derivazione ed applicazione delle distribuzioni di probabilità delle piene. L'approccio seguito potrebbe essere definito di tipo "parametrico", nel senso che si prendono in considerazione grandezze statistiche di riferimento, quali la piena media annua e il numero medio di eventi indipendenti, e se ne valutano le relazioni con il clima dominante nell'ambito di una regione sufficientemente estesa.

1.1. Presentazione della procedura e del caso di studio

Volendo riguardare da un punto di vista molto sintetico l'insieme dei fattori che giocano un ruolo decisivo nella definizione della distribuzione di probabilità delle piene in una zona geografica, questi si possono ricondurre a fattori climatici da un lato, geopedologici e d'uso del suolo dall'altro.

I primi risultano attivi nel definire il numero medio annuo di piogge intense Λ_p e, come si vedrà in dettaglio più avanti, nel condizionare la "resa" delle sollecitazioni piovose in termini di numero medio annuo Λ_q di piene. I fattori geopedologici concorrono essenzialmente a determinare la "resa" delle piogge intense in termini di valor medio (o valore indice) delle piene, anche se non è escluso essi possano esercitare, in condizioni di permeabilità estrema, una certa influenza anche nella riduzione del numero di piene in relazione al numero di piogge.

L'approccio presentato in questo lavoro tende a portare alla luce i meccanismi appena descritti, facendo uso di schemi sufficientemente semplici, in modo da evidenziare con chiarezza il ruolo di ognuna delle grandezze considerate.

In particolare, si comincerà con l'indagare gli effetti delle condizioni climatiche sulle caratteristiche della trasformazione piogge intense-piene in termini di numero medio annuo, per poi passare a considerare i meccanismi relativi all'interazione tra clima e stato di saturazione del suolo che di solito viene considerata una variabile di evento e che comunque ha effetto prevalentemente in termini di efficienza delle trasformazione in termini volumetrici.

E' importante rimarcare che, considerati gli scopi di questo lavoro, la scelta della distribuzione di probabilità alla quale ci si appoggia per la determinazione del numero medio annuo di piene o di piogge intense non è fondamentale. Questo purché, ovviamente, ci si rivolga a distribuzioni che siano derivabili da un meccanismo estremante applicato ad impulsi con occorrenze poissoniane, che consentono di rapportare detto numero al parametro poissoniano Λ (essenzialmente le distribuzioni ottenute per estensione della EV1). Nel caso in questione, per le piene si è usato il modello probabilistico GEV (Generalized Extreme Value) (Jenkinson, 1955) applicato in un contesto di analisi regionale, mentre per le piogge sono stati utilizzati risultati già noti derivati con il modello TCEV.

Per la stima della "resa" delle precipitazioni in termini di piena media annua si è invece fatto ricorso allo schema geomorfoclimatico proposto da Brath *et al.* (1992), che permette di analizzare, grazie all'uso del metodo SCS-CN, l'influenza che su detta resa esercitano le caratteristiche geopodologiche e climatiche del bacino idrografico.

L'applicazione è stata effettuata su 22 bacini compresi in una vasta area che si estende tra la Puglia e la Basilicata. I bacini sono individuati da altrettante sezioni di misura del S.I.I. appartenenti ai compartimenti di Bari e di Catanzaro (v. Tab. 1). Su questi bacini sono disponibili sufficienti informazioni relative all'ambiente fisico ed alle caratteristiche dei massimi annuali delle piene al colmo e delle precipitazioni massime giornaliere ed orarie, provenienti dagli studi condotti nell'ambito del progetto "Valutazione delle Piene" (VAPI) del GNDCI (Copertino e Fiorentino, 1994; DIFA, 1998). I dati relativi ai bacini della Basilicata sono contraddistinti da un maggior dettaglio, soprattutto con riferimento all'uso del suolo, essendo disponibile una cartografia da satellite realizzata nell'ambito del progetto CORINE LandCover in ambito UE.

2. INFLUENZA DEL CLIMA SUL NUMERO MEDIO ANNUO DI PIENE

L'espressione della GEV (Jenkinson, 1955) è:

$$F(x) = \exp\left\{-\left[1 - k(x-u)/a\right]^{1/k}\right\} \tag{1}$$

in cui *u* ed *a* sono rispettivamente parametro di posizione e di scala mentre *k* è parametro di forma. Per $k = 0$ si ottiene la distribuzione asintotica del massimo valore del I tipo (EV I) nota anche come legge di Gumbel, mentre rispettivamente per $k < 0$ e $k > 0$ si ottengono una EV II (Fréchet) ed una EV III (Weibull) e la distribuzione risulta rispettivamente limitata superiormente o inferiormente da $u+a/k$.

La distribuzione GEV può anche essere derivata come distribuzione poissoniana dei massimi annuali di una distribuzione Pareto generalizzata dei picchi oltre una soglia. In questa veste, premesso che l'espressione generale della distribuzione del massimo di un processo con occorrenze poissoniane è data da:

$$F(x) = exp\left\{-\Lambda_q\left[1 - G(x)\right]\right\}, \tag{2}$$

nella quale il parametro Λ_q è il tasso della distribuzione di Poisson e *G(x)* è la distribuzione delle intensità del processo di base, assumendo per quest'ultima la seguente legge di tipo Pareto:

$$G(x) = 1 - \left\{1 - k\left[(x - x_0)/\alpha\right]^{1/k}\right\} \tag{3}$$

la (2) conduce alla espressione (1) della GEV, nella quale il parametro *k* ha lo stesso significato, mentre (Stedinger *et al.*, 1992, p. 18.39) i parametri α ed x_0 sono legati agli altri due parametri mediante le relazioni:

$$u = x_0 + \frac{\alpha(1 - \Lambda_q^{-k})}{k}\,; \qquad a = \alpha\ \Lambda_q^{-k} \tag{4}$$

Quando la variabile *x* rappresenta il massimo annuale delle portate al colmo di piena, Λ_q interpreta il numero medio annuo di eventi di piena indipendenti. Alla sua stima è facile pervenire mediante le (4), se è lecito porre pari a zero il parametro di soglia x_0. Questa posizione comporta l'assunzione che la media del processo delle portate al colmo di piena sia sufficientemente grande rispetto alla media delle portate di base, ipotesi verosimile nella maggior parte dei bacini appenninici italiani.

È di interesse per questo lavoro riferire che sulle serie storiche dei massimi annuali delle piene qui considerate era stata condotta una prima analisi regionale basata sull'uso della distribuzione GEV (Iacobellis *et al.*, 1997). In essa la stima dei parametri era stata effettuata con il metodo degli *L-moments* (Hosking, 1990), usati con procedura di tipo gerarchico (Fiorentino *et al.*, 1987), e si era identificata un'ampia regione omogenea con riferimento al rapporto *L-moment* del terzo ordine (Hosking and Wallis, 1993), ovvero all'esponente *k* della GEV. In relazione al rapporto *L-moment* del secondo ordine si era invece verificata un'ipotesi di due sub-regioni omogenee, contraddistinte da caratteristiche climatiche dominanti sostanzialmente diverse. In particolare, sulla base dell'omogeneità del parametro *L-cv* si evidenziava una zona semi-arida, che comprende i bacini del Bradano e del medio-basso Basento in aggiunta a tutti quelli pugliesi, ed una zona umida, che comprende i bacini dell'Agri, del Sinni e dell'alto Basento, più ricchi di vegetazione e con più elevate precipitazioni annue.

Per approfondire le risultanze emerse dall'analisi regionale citata si è pensato di valutare eventuali relazioni quantitative tra un parametro caratteristico del secondo ordine della distribuzione delle piene ed un indice rappresentativo delle condizioni climatiche tipiche dei bacini. Come accennato in precedenza, si sono presi in esame i parametri relativi al numero medio Λ_q di eventi di piena e Λ_p di eventi di pioggia indipendenti. Questi sono stati direttamente valutati con riferimento alle serie storiche disponibili.

Per la stima di Λ_q si sono utilizzate la stima regionale di k, che per la regione indagata è risultato pari a k = -0.078, e le stime *at-site* dei rimanenti due parametri della GEV, scritta nella forma canonica di equazione (1) (Iacobellis *et al*., 1997). In particolare, le stime di Λ_q sono state ottenute mediante le (4) con l'assunzione, già commentata, $x_0 = 0$.

Per quanto riguarda il numero medio annuo Λ_p di eventi di pioggia intensa, questo è stato posto pari al numero medio annuo di eventi indipendenti di pioggia giornaliera e per esso si sono considerate valide le stime desunte, mediante l'uso del modello TCEV, da precedenti analisi regionali delle precipitazioni estreme (Claps *et al*., 1994*a*, Gabriele e Iiritano, 1994). Per inciso, si è posto Λ_p pari al numero medio annuo di eventi di pioggia indipendenti appartenenti alla componente ordinaria della distribuzione TCEV. Pur consci che la stima del parametro poissoniano è sensibile al modello utilizzato per interpretare la distribuzione dei massimi annuali del processo, si è ritenuto di poter utilizzare dette stime di Λ_p in confronto con i relativi valori di Λ_q per valutare l'influenza delle caratteristiche climatiche sul numero medio annuo di eventi di piena, seppure questi fossero stati stimati con diverso modello.

Per rendere oggettiva la distinzione tra le caratteristiche climatiche di diverse zone geografiche si è usato l'indice climatico:

$$I = \frac{h - E_p}{E_p} \tag{5}$$

preso tra quelli di corrente uso nell'ambito degli studi sul bilancio idrico del terreno agrario (v. es. Santoro, 1991). L'indice è ottenuto in base ai valori medi del totale annuo h di precipitazione e del corrispondente valore annuo E_p di evapotraspirazione potenziale. Il secondo è calcolato come somma dei valori mensili determinati con il noto metodo di Thorntwaite.

I valori calcolati relativamente alle stazioni indagate sono riportati in Tab. 1, attraverso la quale si può facilmente controllare la suddivisione iniziale dell'area in due zone, una semiarida ed una più umida. Infatti si può notare che l'indice climatico, quasi ovunque negativo per i bacini pugliesi, supera il valore 0.3 solo per i quattro bacini che concludono la lista, che presentano, tra l'altro, quote medie elevate ed alta percentuale di copertura boschiva.

I valori di Λ_q, Λ_p ed I sopra riportati sono stati posti in relazione tra loro. I risultati sono visibili nelle Figg. 1 e 2, nelle quali non sono state mostrate curve di regressione (che fornirebbero comunque valori del coefficiente di correlazione superiori a 0.9) ma è stato direttamente ipotizzato, e tracciato con una linea tratteggiata, un andamento tipico possibile per le relazioni tra le grandezze poste a confronto. Questo tipo di rappresentazione è stato scelto in considerazione dello scopo principale di questo lavoro, di porre l'enfasi sull'esistenza delle relazioni e di commentarle.

Un primo commento emerge dall'osservazione della Fig. 1, nella quale è evidente l'esistenza di uno stretto legame tra clima caratteristico di una zona e "resa" in termini di numero di piene in relazione al numero delle piogge; questo legame presenta tre zone caratteristiche. La prima, relativa ai valori bassi del rapporto Λ_q / Λ_p, è quella relativa ai processi che avvengono in bacini aridi e semi-aridi, caratterizzati da un basso numero di eventi di piena, nei quali la conseguente elevata variabilità del fenomeno determina una sostanziale indipendenza dei citati parametri dall'indice climatico; in altri termini, l'elevato rumore relativo al processo maschera la sua dipendenza dai valori dell'indice climatico in una zona comunque caratterizzata da valori bassi di *I*. La seconda zona di interesse è quella intermedia, a partire dalla quale potrebbe essere possibile pervenire ad una relazione analitica tra le variabili in gioco.

Tabella 1. *Caratteristiche delle stazioni esaminate ai fini dello studio della relazione tra Λ_q, Λ_p ed indice climatico.*

	Stazione	Area (Km^2)	Λp	Λq	$\Lambda q/\Lambda p$	I
1	Carapelle a Carapelle	715	44.6	8.5	0.19	-0.23
2	Cervaro ad Incoronata	539	44.6	5.2	0.12	-0.19
3	Vulgano a P.te Lucera-Troia	94	44.6	2.5	0.06	-0.09
4	Salsola a Casanova	44	44.6	3.2	0.07	-0.18
5	Celone a S Vincenzo	92	44.6	6.1	0.14	-0.06
6	Celone a P.te SS Foggia-S.Severo	233	44.6	6.6	0.15	-0.24
7	Casanova a P.te Lucera-Motta	57	44.6	3.7	0.08	-0.14
8	Salsola a P.te Foggia-S.Severo	455	44.6	5.0	0.11	-0.27
9	Triolo a P.te Lucera-Torremaggiore	56	44.6	3.1	0.07	-0.25
10	S.Maria a P.te Lucera-Torremaggiore	58	44.6	2.6	0.06	-0.28
11	Arcidiaconata a p.te Rapolla Lavello	124	44.6	4.1	0.09	-0.04
12	Venosa a P.te S.Angelo	263	44.6	4.2	0.09	-0.17
13	Atella a Ponte sotto Atella	176	21.0	6.3	0.30	0.17
14	Ofanto a Rocchetta S.Antonio	1111	21.0	4.7	0.23	0.16
15	Bradano a S. Giuliano	1657	21.0	2.9	0.14	-0.17
16	Bradano a P.te Colonna	462	21.0	4.0	0.19	-0.08
17	Basento a Menzena	1382	21.0	6.6	0.32	0.08
18	Basento a Gallipoli	853	21.0	8.5	0.41	0.28
19	Basento a Pignola	42	21.0	19.5	0.93	0.70
20	Agri a Tarangelo	511	21.0	16.7	0.80	0.47
21	Sinni a Valsinni	1140	21.0	19.1	0.91	0.57
22	Sinni a Pizzutello	232	32.0	31.0	0.97	1.26

La terza zona è quella asintotica, nella quale il rapporto Λ_q / Λ_p tende all'unità all'aumentare dell'umidità del clima. La presenza di valori osservati di detto rapporto leggermente superiori all'unità è da attribuire a non significativi errori di stima.

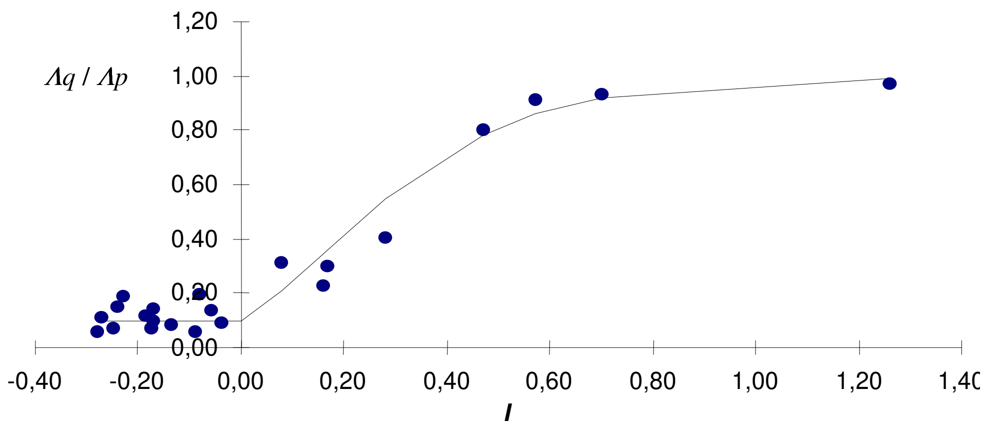

Figura 1. *Relazione tra l'indice climatico ed il rapporto Λ_q / Λ_p nella regione considerata.*

Analogamente interessante è la relazione che emerge, in Fig.2, tra indice climatico e numero medio di piene *tout-court*, che, oltre a confermare quanto già osservato con riferimento al rapporto Λ_q / Λ_p, mostra come, nell'ampia regione indagata, il clima da solo controlla in maniera determinante il processo dell'occorrenza degli eventi di piena. Ciò anche a dispetto di situazioni geopedologiche molto diverse e, principalmente, della compresenza nella regione pugliese di un clima arido e di un numero non basso di eventi di pioggia intensa.

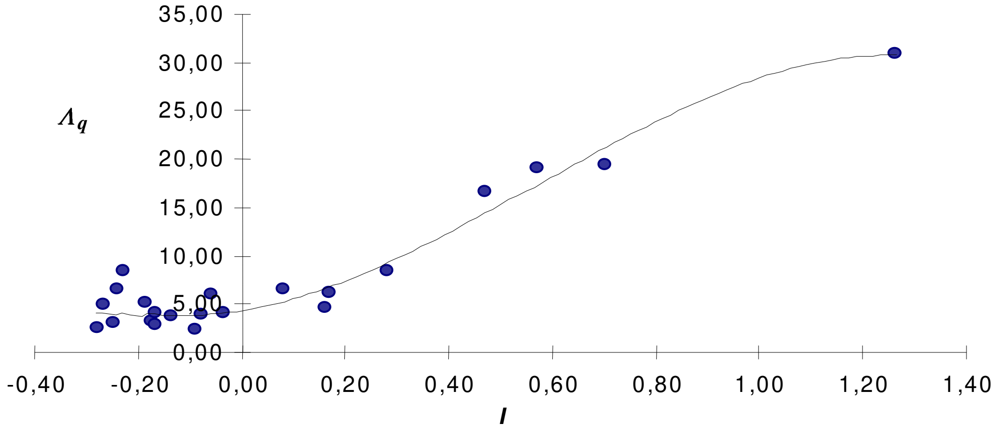

Figura 2. *Relazione tra l'indice climatico ed il numero medio Λ_q di piene indipendenti.*

3. RELAZIONE TRA CLIMA E PIENA INDICE

Con riferimento alla dipendenza dal clima dei fattori geopedologici che influenzano la distribuzione di probabilità delle piene, gli aspetti analizzati sono quelli relativi ai fenomeni di trasformazione delle piogge in piogge efficaci. A tal fine si è scelto di fare uso del metodo *Curve Number* dell'U.S. Soil Conservation Service (SCS-USDA, 1968) in quanto capace di tener conto globalmente, ed in modo "quantitativo", mediante l'indice *CN*, delle caratteristiche geologiche e di uso del suolo del bacino, oltre che essere di riproducibilità immediata. Nella sua formulazione originale, il metodo *SCS-CN* è orientato alla descrizione del fenomeno d'invaso ed infiltrazione alla scala del singolo evento. A tal fine l'indice *CN*, oltre che dipendere dalla geologia e dall'uso del suolo, è funzione anche delle condizioni di umidità del suolo in prossimità dell'evento, valore che viene fatto dipendere dalla quantità di pioggia caduta nei cinque giorni antecedenti.

Nel tipo di procedure che stiamo considerando, invece, interessa un valore di *CN* che sia rappresentativo del grado di umidità medio del bacino, cioè quello che più frequentemente viene riscontrato in corrispondenza degli eventi di pioggia significativi. Questo importante aspetto della procedura sarà oggetto di approfondimento nel seguito.

Un modello che fa uso del metodo SCS-CN per la determinazione diretta dei parametri del processo delle massime portate di piena è quello proposto da Brath *et al.* (1992). In questo modello, la portata $q(t)$ che defluisce attraverso una generica sezione fluviale viene interpretata come un processo stocastico a parametro continuo, mentre la distribuzione di probabilità del suo massimo valore annuale, x, viene studiata analizzando il processo, estratto da $q(t)$, le cui realizzazioni sono costituite dai colmi di piena che eccedono un determinato livello di soglia x_o. Il fenomeno viene così sintetizzato da un processo puntuale marcato costituito da un processo contatore, che descrive la cronologia aleatoria dei colmi superiori alla soglia, e una variabile casuale che rappresenta l'entità del relativo colmo associata ad ogni superamento.

La portata al colmo di piena viene espressa come

$$Q_p = A\ I_{eA}\ \varepsilon(I_{eA}, T_{eA}) \tag{6}$$

con A = area del bacino, I_{eA} = intensità areale di pioggia efficace, ricavabile in base alla struttura di correlazione spaziale delle intensità locali, T_{eA} = durata della pioggia areale efficace ed ε = fattore di attenuazione dovuto all'effetto di laminazione del bacino, che può essere assunto indipendente dall'intensità della sollecitazione. Utilizzando, in via approssimata l'IUH dell'invaso lineare, il parametro ε può essere stimato come $\varepsilon = 1 - exp(-T_{eA}/t_L)$, con t_L pari al tempo di ritardo caratteristico del bacino.

Il citato metodo SCS-CN viene utilizzato per la determinazione dell'intensità di pioggia efficace I_{eA}. Con esso si perviene ad una stima del massimo volume specifico S che può essere invasato nel terreno in funzione dell'indice CN, il quale, come detto, dipende dalla distribuzione della litologia e dell'uso del suolo del bacino e dal grado di umidità del suolo nel periodo antecedente l'evento meteorico. Nell'applicazione di questo metodo si considera nulla la perdita iniziale di intercettazione e imbibimento. Sotto tali ipotesi, e considerato che il volume specifico S, in mm, è ottenuto dalla relazione $S = 254\ (100\,/\,CN - 1)$, si ha:

$$I_{eA} = \frac{P_A^2}{(P_A + S)T_{eA}} \tag{7}$$

nella quale P_A rappresenta l'altezza di pioggia areale.

La media E[Q_p] del processo Q_p è stata ottenuta da Brath *et al.* (1992) come funzione, oltre che di S e t_L, dei parametri μ_I, μ_T, e k^2 che rappresentano, rispettivamente, le medie dell'intensità e della durata di P e il rapporto tra le varianze di P_A e P. Nota E[Q_p], è possibile stimare la media delle portate massime annuali utilizzando le proprietà dei processi di poisson composti. Risulta cioè necessario conoscere il numero medio annuo di piene indipendenti Λ_q.

3.1. Problemi relativi alla stima del *CN* a scala di bacino

Nell'applicare la procedura appena descritta, Brath *et al.* (1992) sono pervenuti ad una stima dell'indice *CN* sulla base di una taratura effettuata su alcuni significativi eventi di piena registrati. È però possibile far riferimento a procedimenti che tendono ad una stima indiretta, indispensabile in assenza di misure dirette di portata, di un valore di *CN* caratteristico a scala di bacino.

Nel metodo *SCS-CN* i valori dell'indice *CN* sono classificati, a parità di altre condizioni, in tre classi in funzione del grado di umidità del suolo precedente l'evento. Ne risulta un intervallo (*range*), dato dalla differenza $R = CN_{III} - CN_I$ tra i valori che ricadono nelle classi esterne, che in qualche modo misura la suscettibilità dell'indice a modificarsi in funzione del grado di imbibizione del suolo. Il valore intermedio CN_{II} può essere assunto come rappresentativo di una configurazione media del bacino (in funzione della geologia e dell'uso del suolo).

In questo lavoro, per la stima di questi tre valori di *CN* si è adoperato il metodo suggerito da Carrara *et al.*(1988), appoggiato a strumenti per la gestione automatica di dati georeferenziati (GIS) con i quali si possono facilmente individuare aree omogenee per classi di litologia ed uso del suolo (v. es. Mancini e Rosso, 1989; Colosimo e Mendicino, 1996). Il metodo consente, attraverso uno schema basato su una tabella a doppia entrata, di individuare per ognuna delle classi il corrispondente valore di *CN* e successivamente adottare come indice rappresentativo del bacino la media dei *CN* pesata sulle singole aree omogenee. I dati utilizzati sono stati tratti per i bacini pugliesi dalla cartografia fornita in allegato al rapporto GNDCI relativo alla valutazione delle piene in Puglia (Copertino *et al*., 1992) mentre per i bacini lucani si sono adoperate mappe di maggior dettaglio sia per la litologia (Spilotro *et al*, 1998) che per l'uso del suolo. In quest'ultimo caso si è utilizzata la mappa realizzata dall'Unione Europea nell'ambito del citato progetto CORINE LandCover.

3.2. Relazione tra clima e processi di assorbimento

Dall'analisi preliminare dei valori di *CN* ottenuti nelle tre condizioni previste, valori che sono riportati in Tab. 2, è stata rilevata una chiara relazione inversa tra il *range R* ed il valore centrale CN_{II} (Fig. 3), che conferma l'attendibilità del metodo utilizzato. Infatti, la variabilità dell'indice *CN* con il grado di saturazione del suolo diminuisce con il crescere del valore centrale, il che avviene al decrescere della permeabilità dei bacini. In pratica, i bacini impermeabili vengono giustamente accreditati di una minore attitudine a recuperare capacità di assorbimento anche in condizioni di ridotta umidità.

E' poi significativo il fatto che in zone nelle quali la geologia non gioca un ruolo discriminante rispetto alla resa media delle piogge in termini di entità delle portate di piena, è possibile ravvisare la coerenza del valore centrale di *CN* con la suddivisione in zone climaticamente omogenee. Infatti, nei bacini della Basilicata si osserva che le zone più aride, cioè quelle del Bradano e del basso Basento (Gallipoli e Menzena) hanno un valore centrale più alto (78 contro 70) delle altre (Agri, Sinni e alto Basento). Tale osservazione trova logico riscontro nella considerazione che le zone aride, caratterizzate anche da minore presenza di vegetazione, hanno un valore mediamente più alto di *CN* a causa della minore capacità di intercettazione degli afflussi rispetto ad una zona umida, più ricca di vegetazione.

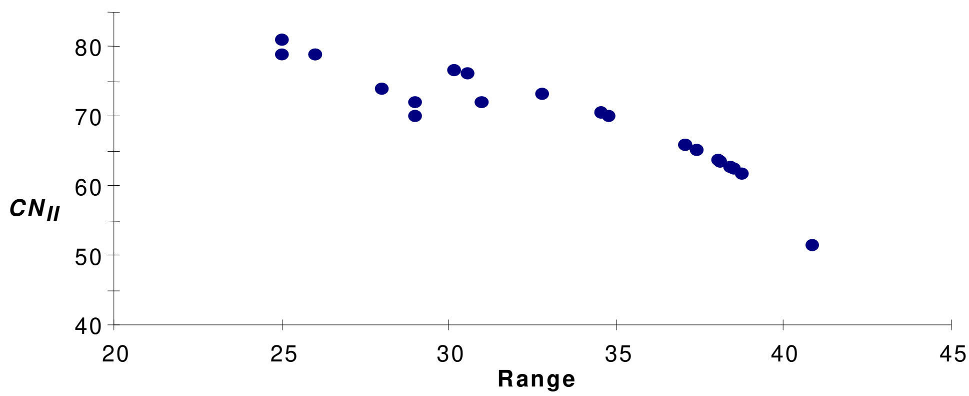

Figura 3. *Relazione tra il range R ed il valore centrale CN_{II}. per i bacini considerati.*

Ciò considerato, resta da valutare, attraverso l'indice *CN*, il ruolo del clima nella determinazione delle caratteristiche generali dei processi di assorbimento a scala di bacino, con particolare riferimento alla media della distribuzione di probabilità delle piene. A tal fine è stata applicata, come detto, la procedura suggerita da Brath *et al* (1992). I parametri necessari alla determinazione della media del processo, a parte l'indice *CN*, sono stati praticamente tutti ottenuti dall'insieme delle procedure condotte per la valutazione delle piene in Puglia (Copertino e Fiorentino, 1994) ed in Basilicata (Claps e Straziuso, 1996; DIFA, 1998). E' inoltre utile sottolineare che, conformemente alla proposizione originale della procedura adottata, si è rinunciato ad ogni informazione disponibile sulle portate di piena diversa dal valore medio delle portate massime annuali e si è così imposta, per la stima di Λ_q, l'uguaglianza $\Lambda_q = \Lambda_p$. In tale ipotesi, non del tutto plausibile da un punto di vista fisico, come si può anche rilevare dal confronto dei valori diversamente stimati di Λ_q e Λ_p nella regione considerata, i fattori di assorbimento giocano probabilmente anche un ruolo di attenuazione aggiuntivo, collegato al fatto che si impone un numero medio di piene pari al suo limite massimo.

Introdotti i parametri pluviometrici e di risposta idrologica necessari, per ottenere l'uguaglianza tra le medie osservate e stimate del processo delle massime portate annuali, è sufficiente tarare il *CN*. I valori così stimati del *CN*, denominati CN_{st} e riportati in Tab. 2, sono stati confrontati con i corrispondenti dati relativi all'indice climatico. In particolare, in Fig. 4 vengono mostrati i valori di $Cn_{ad} = CN_{st} / CN_{III}$ che ben chiariscono la posizione di CN_{st} nell'ambito del *range* ammesso e garantiscono un confronto omogeneo tra le diverse situazioni.

Tabella 2. *Valori di CN calcolati (CN_I, CN_{II}, CN_{III}, R) e stimati (CN_{st}, Cn_{ad}) sui bacini di interesse.*

Stazione	CN_I	CN_{II}	CN_{III}	CN_{st}	*R*	Cn_{ad}	*I*
Carapelle a Carapelle	51	71	86	86	35	1.01	-0.23
Cervaro ad Incoronata	54	73	87	84	33	0.97	-0.19
Vulgano a P.te Lucera-Troia	45	65	82	83	37	1.01	-0.09
Salsola a Casanova	43	64	81	79	38	0.98	-0.18
Celone a S Vincenzo	46	66	83	63	37	0.76	-0.06
Celone a P.te SS Foggia-S.Severo	42	62	80	62	39	0.77	-0.24
Casanova a P.te Lucera-Motta	46	66	83	66	37	0.79	-0.14
Salsola a P.te Foggia-S.Severo	42	63	81	65	38	0.81	-0.27
Triolo a P.te Lucera-Torremaggiore	43	64	81	56	38	0.70	-0.25
S.Maria a P.te Lucera-Torremaggiore	32	51	72	56	41	0.78	-0.28
Arcidiaconata a p.te Rapolla Lavello	59	77	89	69	30	0.77	-0.04
Venosa a P.te S.Angelo	41	62	80	64	39	0.80	-0.17
Atella a Ponte sotto Atella	51	70	85	65	35	0.76	0.17
Ofanto a Rocchetta S.Antonio	58	76	89	86	31	0.96	0.16
Bradano a S. Giuliano	66	81	91	73	25	0.80	-0.17
Bradano a P.te Colonna	64	79	90	74	26	0.82	-0.08
Basento a Menzena	65	79	90	72	25	0.80	0.08
Basento a Gallipoli	64	79	90	77	26	0.85	0.28
Basento a Pignola	55	72	86	76	31	0.88	0.70
Agri a Tarangelo	56	72	85	79	29	0.93	0.47
Sinni a Valsinni	54	70	83	73	29	0.88	0.57
Sinni a Pizzutello	58	74	86	88	28	1.03	1.26

Come si nota in Fig. 4, l'indice Cn_{ad} risulta marcatamente dipendente dal clima nelle zone a clima relativamente umido. La curva, che è stata suggerita in via qualitativa, presenta una netta analogia con quelle tracciate nelle figure 1 e 2 ed attesta che il Cn_{ad} è sostanzialmente indipendente dal clima nelle zone aride e semi-aride, dove i fattori geologici e di uso del suolo giocano un ruolo decisivo.

Ciò sembra anche confermato dai dati delle stazioni che sono state isolate nella zona cerchiata, i quali sono relativi a bacini praticamente impermeabili e che si appiattiscono sui valori massimi nell'ambito del *range* senza mostrare relazione con l'indice climatico. Il risultato ottenuto per questo gruppo di bacini conferma quanto rilevato da Claps *et al.* (1994*b*) riguardo ai loro coefficienti probabilistici di piena, nettamente più elevati di quelli calcolati per tutti gli altri bacini della regione, cosa che attesta l'elevata impermeabilità che li caratterizza.

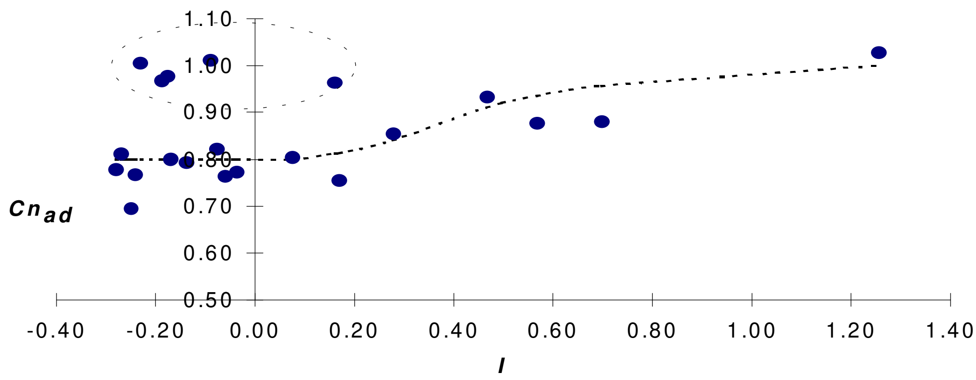

Figura 4. *Relazione tra i valori stimati di CN, adimensionalizzati rispetto a CN_{III}, e l'indice climatico.*

4. CONCLUSIONI

Alla luce dei risultati ottenuti in questo lavoro è possibile trarre le seguenti conclusioni.

I fattori climatici di base, che in questo lavoro sono stati conglobati in un semplice indice basato sulla conoscenza dei valori medi dell'evapotraspirazione potenziale e del volume di pioggia annuale, influenzano in maniera determinante, nei climi da semi-arido a umido, la riduzione del numero medio annuo di eventi di piena Λ_q rispetto al numero medio annuo di piogge intense Λ_p. In zone più aride la notevole variabilità del processo, legata alla scarsità di eventi di piena, nasconde, di fatto, detta dipendenza, mentre nei climi iperumidi, a causa dell'elevata probabilità che il bacino presenti un alto grado di imbibizione del suolo, il rapporto Λ_q/Λ_p è prossimo all'unità. Inoltre, sembra che le caratteristiche geopedologiche e d'uso del suolo giochino, a tal riguardo, un ruolo poco importante. Probabilmente, esse potrebbero diventare significative in presenza di suoli a permeabilità secondaria estremamente elevata.

Nelle zone semi-aride e umide il clima esercita anche un controllo della "resa" delle piogge in termini di piena media annua. In questo caso, però, il fattore geologico rimane determinante e, all'aumentare dell'impermeabilità del suolo, l'influenza del clima tende a ridursi.

Le relazioni tra indice climatico, Λ_q, Λ_q/Λ_p e *CN*, qui evidenziate, incoraggiano l'uso di detto indice nelle analisi regionali finalizzate alla stima dei primi due momenti della distribuzione di probabilità delle piene.

RINGRAZIAMENTI

Il presente lavoro è stato parzialmente supportato con fondi CNR-GNDCI.

BIBLIOGRAFIA

Brath A., B. Bacchi, B. e R. Rosso, La derivazione geomorfoclimatica della distribuzione di probabilita' delle portate di piena, *Idrotecnica*, 4, 183-200, 1992.

Claps P. e E. Straziuso, Analisi regionale delle piogge brevi in Basilicata. DIFA - Università della Basilicata, Rapporto Interno, 1996.

Claps P., V.A. Copertino, R. Ermini, e M. Fiorentino, Analisi regionale dei massimi annuali delle precipitazioni di diversa durata. In: Copertino V. A. e Fiorentino M. (a cura di), *Va-*

lutazione delle piene in Puglia, 177-209, DIFA-Università della Basilicata e CNR-GNDCI, Potenza, 1994*a*.
Claps P., V.A. Copertinoe M. Fiorentino, Analisi regionale dei massimi delle portate al colmo di piena. In: Copertino V. A. e Fiorentino M. (a cura di), *Valutazione delle piene in Puglia*, 177-209, DIFA-Università della Basilicata e CNR-GNDCI, Potenza, 1994*b*.
Colosimo C. e G. Mendicino, GIS for distributed rainfall – runoff modeling. In: V. P. Singh e Fiorentino M. (Eds.), *Geographical Information Systems in Hydrology,* Water Science and Technology Library, Kluwer Academic Publisher, The Netherlands, 1996.
Copertino V. A. e M. Fiorentino (a cura di), *Valutazione delle piene in Puglia*, DIFA-Università della Basilicata e CNR-GNDCI, Potenza, 1994.
Copertino V.A., M. Fiorentino, A. Sole, A. Valanzano, P. Claps e D.Galasso, Carte tematiche. In: Copertino,V.A. e M.Fiorentino (a cura di), *Valutazione delle piene in Puglia.* DIFA-Università della Basilicata e CNR-GNDCI, 1992
CORINE LandCover, *Coordination of information on the environment*. Commission of the European Communities environment, nuclear safety and civil protection agency task force **DG XI**. Rue de la loi 200, B-1049 BRUSSELS, BELGIUM
DIFA (Dipartimento di Ingegneria e Fisica dell'Ambiente - Università della Basilicata), *Valutazione delle Piene in Basilicata*. DIFA e CNR-GNDCI, in stampa, 1998.
Farquharson F.A.K., J.R. Meigh, J.V. Sutcliffe, Regional flood frequency analysis in arid and semi-arid areas, *Journal of Hydrology*, 138, 487-501, 1992.
Fiorentino M., S. Gabriele, F. Rossi, e P. Versace, Hierarchical approach for regional flood frequency analysis. In V. P. Singh (ed), *Regional flood frequency analysis*, 35-49, D. Reidel, Norwell, Mass, 1987.
Gabriele S. e G. Iiritano. Analisi regionale delle piogge in Basilicata, *rapporto interno n.414*, CNR-IRPI, Rende (Cs), 1994.
Spilotro G., S. Grimaldi e A. Sole, *Carta geolitologica dei principali bacini lucani*, DIFA-Università della Basilicata e CNR-GNDCI, in stampa, 1998.
Hosking, J. R. M., L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *J. R. Stat. Soc.*, Ser. B, 52, 105-124, 1990.
Hosking, J. R. M. e J. R. Wallis, Some Statistic useful in Regional Frequency Analysis. *Water Resources Research*, 29 (2), 271-281, 1993.
Iacobellis V., P. Claps, G. Gioia e M. Fiorentino, Un'applicazione di analisi regionale delle piene in un'ampia regione climaticamente eterogenea. Atti delle Giornate di studio in onore del Prof. Edoardo Orabona, Politecnico di Bari, Bari, 1997.
Jenkinson, A. F., The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) of meteorological elements. *Q. J. R. Meteorol. Soc.*, London, 81, 158-171, 1955.
Mancini, M. e R. Rosso, Using GIS to assess spatial variability of SCS Curve Number at the basin scale. In: *New Directions for Surface Water Modeling*, IAHS Publ. 181, 435-444, 1989.
NERC (Natural Environment Research Council), *Flood studies report,* Vol. I - Hydrologic studies, NERC, London, 1975.
Santoro M., Il bilancio idrico del terreno agrario, In: Corso di Aggiornamento: *Modelli Idrologici Superficiali nella Pianificazione di Bacino*, 10-14 giugno 1991, pp. 443-487, Programma di Istruzione Permanente del Politecnico di Milano, CittàStudi, Milano, 1991.
SCS-USDA (Soil Conservation Service - U.S. Department of Agriculture), *National Engineering Handbook*, Supplement A to Section 4, Hydrology. Washington D.C., 1968.
Stedinger, J.R., R.M. Vogel e E. Foufoula-Georgiou, Frequency analysis of extreme events. In Maidment D.R. (Ed.) *Handbook of Hydrology*, Cap. 18, McGraw-Hill, 1992.