

# Andamenti climatici nel bacino del Crati (Calabria)

**Roberto Coscarelli, Roberto Gaudio e Tommaso Caloiero**

*Consiglio Nazionale delle Ricerche – Istituto di Ricerca per la Protezione Idrogeologica (CNR-IRPI) – Sezione di Cosenza*  
*E-mail: coscarelli@irpi.cnr.it*

**SOMMARIO.** Negli ultimi anni analisi effettuate sugli andamenti temporali di alcune variabili climatiche hanno messo in risalto l'esistenza di sensibili variazioni globali del clima terrestre. Anche per l'Italia studi condotti da diversi autori, sia sulle precipitazioni sia sulle temperature, hanno confermato significative variazioni di dette variabili. In questa memoria si presenta un'analisi effettuata sui dati idrologici misurati in stazioni pluviometriche e termometriche ricadenti nel bacino del Fiume Crati (Calabria). Le elaborazioni hanno riguardato le altezze annue di pioggia, le temperature massime e minime estreme per ogni anno di osservazione e il numero di giorni piovosi. L'analisi dei trend climatici, svolta utilizzando consolidate tecniche statistiche, ha mostrato, per le temperature, una tendenza media all'incremento dello scostamento tra i valori massimi e minimi, e, per le precipitazioni, la generale tendenza negativa, sia per le altezze di pioggia annue sia per il numero di giorni piovosi. Se è vero che la tendenza all'estremizzazione delle temperature è da confermarsi con lo studio di una quantità di dati più significativa, tuttavia il trend negativo delle precipitazioni, già riscontrato in precedenti studi, potrebbe costituire un segnale di modifica non trascurabile delle caratteristiche climatiche della Calabria.

## 1 INTRODUZIONE

Recenti studi effettuati su scala globale mettono in evidenza sempre maggiore le variazioni che si stanno registrando, più o meno sensibilmente, nelle misurazioni di alcune grandezze climatiche, quali la precipitazione, la temperatura, la composizione dell'atmosfera e il livello medio del mare. I rapporti, che alcuni organismi internazionali – all'uopo costituiti – redigono periodicamente, mirano a sensibilizzare sempre più l'opinione pubblica e le autorità sul rischio che il globo terrestre possa attraversare un periodo di sensibili cambiamenti climatici, con le inevitabili conseguenze che ciò può comportare anche da un punto di vista fisico, biologico e socio-economico.

Si possono, ad esempio, riportare le previsioni del *Third Assessment Report* dell'*Intergovernmental Panel on Climate Change* (IPCC, 2001) – un'iniziativa della *World Meteorological Organization* (WMO) e del *United Nations Environment Programme* (UNEP) –, che indicano per il periodo 1990-2100 un incremento della temperatura media globale dell'aria di 1,5÷6,0 °C, valori della concentrazione dell'anidride carbonica nell'atmosfera pari

a 540÷970 ppm (attualmente circa 360 ppm) e un aumento del livello medio del mare di 14÷80 cm.

Diverse elaborazioni statistiche, riportate in letteratura (Chen et al., 1996; Morrissey e Graham, 1996; Kertész e Mika, 1999; Kiely, 1999), sono state effettuate sulle grandezze idrologiche più comuni (temperatura e precipitazione), al fine di rilevare eventuali variazioni temporali.

Altri lavori (Alecci e Rossi, 2002; Makra et al., 2002, etc.) sono volti, invece, allo studio della 'siccità' (intendendo con tale termine periodi transitori caratterizzati da una sensibile diminuzione delle precipitazioni, spesso accompagnata da un incremento delle temperature medie), con la valutazione di indici appositamente definiti, quali l'indice di Palmer o PHDI (Palmer, 1965), l'indice SPI (McKee et al., 1993, 1995), etc.

Per quanto concerne l'Italia, alcuni autori (Simone, 2001; Cotecchia et al., in stampa; Ferrari e Terranova, in stampa), sulla base di analisi effettuate su dati di pioggia e temperatura, hanno rilevato, specie per alcune zone dell'Italia meridionale, una tendenza nel tempo (*trend*) a un calo delle precipitazioni, anche se non in maniera omogenea e uniforme sulle aree investigate. Un trend generale positivo, seppure

con oscillazioni irregolari, è stato rilevato per le temperature medie, come d'altronde risulta per l'intero emisfero boreale. L'utilizzo di tecniche statistiche ha permesso, inoltre, d'individuare dei punti di *shift* (o *change points*), ossia degli anni in cui i dati delle serie storiche mostrano un cambio più o meno marcato delle tendenze.

Coscarelli et al. (in stampa) hanno valutato i trend di alcuni indici di aridità, calcolati nel bacino del Fiume Crati, mostrando una tendenza del clima dalle attuali condizioni 'umide' verso condizioni di aridità.

Nel presente lavoro, dopo una rapida esposizione delle più comuni tecniche statistiche utilizzate per la valutazione dei trend, vengono presentati i risultati delle analisi effettuate su alcune grandezze idrologiche (temperature minime e massime estreme, altezza di pioggia annua, numero di giorni piovosi) misurate alle stazioni ricadenti nel bacino idrografico del F. Crati, il più esteso della Calabria.

## 2 STIMA DEL TREND

L'applicazione di metodi statistici in campo idrologico fornisce risultati significativi qualora si disponga di serie di dati sufficientemente estese e omogenee.

Le serie temporali possono presentare movimenti caratteristici (o variazioni caratteristiche), classificabili in quattro gruppi principali, anche definiti 'componenti' di una serie temporale (v., ad es., Spiegel, 1961):

- 1) movimenti secolari o a lungo termine (o *trend*);
- 2) movimenti ciclici, periodici o non periodici;
- 3) movimenti stagionali;
- 4) movimenti irregolari o casuali.

Il presente lavoro è relativo alla stima della componente a lungo termine di serie storiche idrologiche. Vari sono i metodi per la stima del trend:

- a) il metodo dei minimi quadrati;
- b) il metodo empirico, per osservazione diretta dei grafici rappresentanti gli andamenti temporali;
- c) il metodo della media mobile;
- d) il metodo delle medie parziali.

Inoltre, test statistici e indici climatici sono stati proposti da vari autori per la valutazione del trend.

Si considerano nel prosieguo il metodo dei minimi quadrati, il metodo della media mobile, l'indice 'rapporto percentuale' e il test di Mann-Kendall.

### 2.1 METODO DEI MINIMI QUADRATI

Al fine di rendere non soggettiva la stima del trend, come avviene invece col metodo empirico, si adope-

ra il metodo dei minimi quadrati, che permette di ottenere una curva o una retta interpolante i dati, caratterizzata dalla proprietà di minimizzare la somma del quadrato degli scarti in ordinata.

È ben nota l'espressione della retta dei minimi quadrati, per la quale si rimanda ai libri di testo di uso comune (v., ad es., Spiegel, 1961).

### 2.2 METODO DELLA MEDIA MOBILE

Assegnata una serie di  $N$  dati:

$$X_1, X_2, \dots, X_N \quad (1)$$

la media mobile di ordine  $n \leq N$  è definita come la sequenza delle medie aritmetiche:

$$\begin{aligned} & \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}, \\ & \frac{X_2 + X_3 + \dots + X_{n+1}}{n}, \\ & \dots \\ & \frac{X_{N-n+1} + X_{N-n+2} + \dots + X_N}{n} \end{aligned} \quad (2)$$

La media mobile, riducendo le variazioni presenti nelle serie storiche, permette di ottenere delle serie 'smorzate', dalle quali si ricava una stima del trend attraverso il metodo dei minimi quadrati.

### 2.3 RAPPORTO PERCENTUALE

Tra i vari indici climatici proposti in letteratura, il rapporto percentuale è adoperato per la valutazione del trend di una variabile idrologica e per il confronto tra i valori che essa assume in un anno di riferimento e negli altri anni della serie storica. Esso è definito come segue (Simeone, 2001):

$$R_{n/x}(i) = \frac{X'_n(i)}{X'_n(x)} \cdot 100 \quad (3)$$

essendo  $x$  l'anno di riferimento e  $X'_n(i)$  e  $X'_n(x)$  i termini rispettivamente  $i$ -esimo e  $x$ -esimo della media mobile di ordine  $n$ .

Valori del rapporto percentuale superiori a 100 indicano trend negativi rispetto all'anno di riferimento e viceversa.

### 2.4 TEST DI MANN-KENDALL

Il test di Mann-Kendall (MK) è un test non-parametrico per l'identificazione di andamenti temporali nelle serie di dati (Mann, 1945; Kendall, 1975). Esso riguarda l'analisi di trend monotoni, non 'a gradino' (*step trends*), ed è comunemente

adoperato nelle scienze ambientali e in particolare idrologiche, essendo al tempo stesso robusto e di facile impiego.

La statistica  $S$  per una serie temporale di variabili casuali indipendenti e identicamente distribuite  $\{x_k, k=1, 2, \dots, N\}$  è data da:

$$S = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{sgn}(X_j - X_i) \quad (4)$$

con

$$\text{sgn}(X_j - X_i) = \begin{cases} 1, & \text{se } X_j - X_i > 0 \\ 0, & \text{se } X_j - X_i = 0 \\ -1, & \text{se } X_j - X_i < 0 \end{cases} \quad (5)$$

La (4) indica che ciascun dato della serie storica è paragonato con quelli che lo seguono nel tempo.

Per  $N \geq 8$ , nell'ipotesi di trend nullo, la distribuzione della statistica  $S$  è approssimativamente normale, con media e varianza rispettivamente pari a:

$$E(S) = 0 \quad (6)$$

$$\text{Var}(S) = N(N-1)(2N+5)/18 \quad (7)$$

La statistica standardizzata,  $Z_{MK}$ , definita come segue:

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & \text{se } S > 0 \\ 0, & \text{se } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & \text{se } S < 0 \end{cases} \quad (8)$$

è distribuita normalmente, con media nulla e varianza unitaria.

L'ipotesi di trend positivo o negativo, pertanto, risulta verificata con livello di significatività  $\alpha$  se:

$$|Z_{MK}| > Z_{1-\alpha/2} \quad (9)$$

essendo  $Z_{1-\alpha/2}$  il quantile  $(1-\alpha/2)$  della distribuzione normale standardizzata.

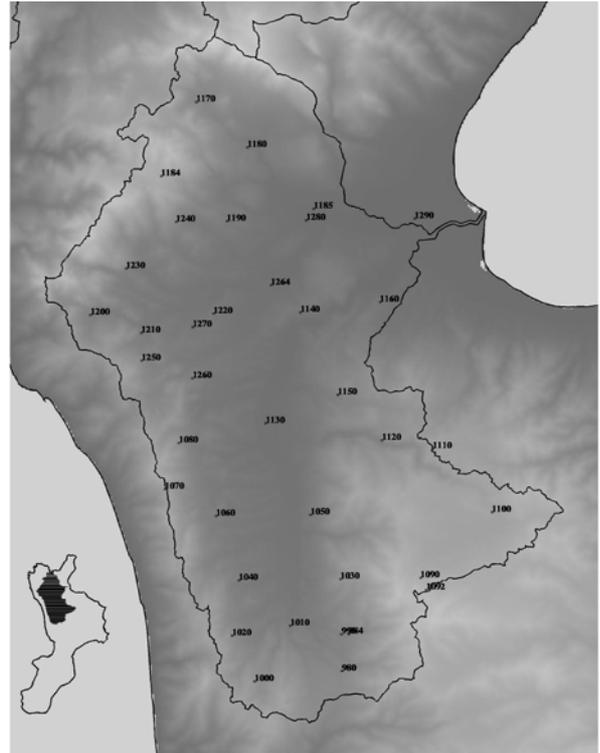
Tra gli sviluppi della formulazione originaria del test si ricordano l'analisi di stagionalità di Kendall (Dietz e Kileen, 1981; Hirsch et al., 1982; Hirsch e Slack, 1984; Lettenmaier, 1988) e il metodo di Smith et al. (1993) per eseguire il test in maniera multivariata.

### 3 APPLICAZIONI

Le metodologie per la stima del trend sopra descritte

sono state applicate al bacino del Fiume Crati.

Esso è il più esteso tra i bacini idrografici della Calabria (Figura 1), con area e perimetro della superficie topografica rispettivamente pari a 2447,7 km<sup>2</sup> e 320 km circa (Catalano et al., 2002). La quota massima è 2258 m s.m., mentre l'altitudine media, ordinata di compenso della curva ipsografica, è 597 m s.m. Il corso d'acqua principale ha lunghezza di 95 km, dalle sorgenti nel massiccio della Sila, poste a quota 1742 m s.m., fino alla foce nel mar Ionio.



**Figura 1.** Il bacino del Fiume Crati (Calabria) con le stazioni pluviometriche e termometriche.

Nel bacino del F. Crati sono presenti 36 stazioni pluviometriche e 16 stazioni termometriche (Figura 1), installate dall'ex Servizio Idrografico Italiano (Ministero dei Lavori Pubblici, 1976), ora Centro Funzionale Meteorologico Idrologico Mareografico dell'Agenzia per la Protezione dell'Ambiente della Calabria (ArpaCal). I dati sono stati acquisiti dagli Annali Idrologici, disponibili per il periodo 1919÷2000.

Per le precipitazioni, al fine del calcolo della media mobile di ordine  $n=10, 20$  e  $30$  anni, si sono utilizzate le serie storiche aventi numero di anni d'osservazione sufficientemente elevato e continuità nell'acquisizione dei dati fino all'anno 2000, scelto come riferimento. Pertanto, soltanto 21 serie pluviometriche (Tabella 1) sono state considerate nelle presenti applicazioni per la stima dei trend.

Per le temperature, due stazioni non sono state

considerate, avendo interrotto il funzionamento da molti anni. Di conseguenza, per le presenti indagini sono state utilizzate 14 serie termometriche, di cui soltanto 5 presentano un campione di dati con  $N > 30$  (Tabella 2).

### 3.1 ANALISI DELLE TEMPERATURE ESTREME

A causa della scarsa numerosità di dati di temperatura, la valutazione dei trend non è stata effettuata col metodo delle medie mobili.

Si sono analizzate le temperature massime e minime ‘estreme’, ossia i valori massimi e minimi annuali (rispettivamente  $T_{i,max}$  e  $T_{i,min}$  per l’anno  $i$ -esimo) delle temperature massime e minime giornaliere (rispettivamente  $T_{k,max}$  e  $T_{k,min}$  per il giorno  $k$ -esimo):

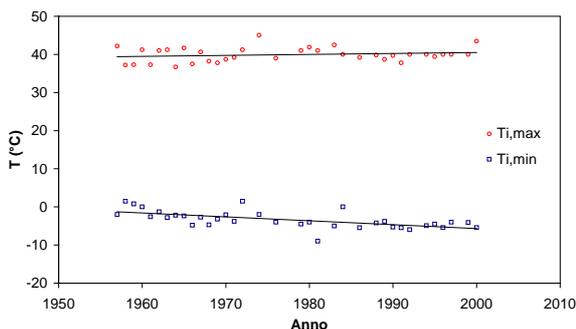
$$T_{i,max} = \max_{k=1, 2, \dots, m_i} T_{k,max} \quad (10)$$

$$T_{i,min} = \min_{k=1, 2, \dots, m_i} T_{k,min} \quad (11)$$

essendo  $m_i$  il numero di giorni contenuti nell’anno  $i$ -esimo.

#### 3.1.1 METODO DEI MINIMI QUADRATI

Per ogni stazione termometrica (Tabella 2), si è stimato il trend con il metodo dei minimi quadrati (v., ad es., Figura 2).



**Figura 2.** Dati sperimentali e rette dei minimi quadrati per le temperature massime e minime estreme,  $T_{i,max}$  e  $T_{i,min}$  (stazione di Torano).

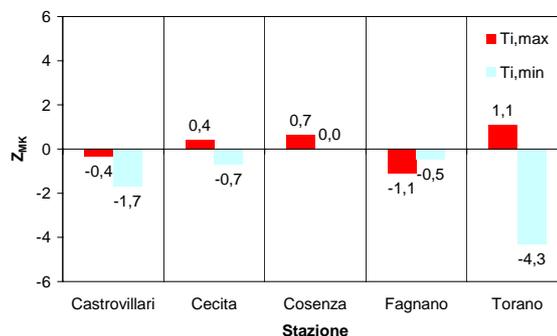
I risultati sono riportati in Tabella 2, in termini di variazioni di temperatura per anno,  $\Delta T$  (°C/anno), ottenuti come pendenza della retta interpolante dei minimi quadrati. Per 3 stazioni (21,4 %) si è ottenuto un trend positivo di  $T_{i,max}$ , con un concomitante trend negativo di  $T_{i,min}$  (v., ad es., Figura 2); per 4 stazioni (28,6 %) i trend sono risultati opposti ai

precedenti; per le rimanenti 7 stazioni (50,0 %) si sono osservati trend positivi o negativi per entrambe le temperature estreme. In Tabella 2 si riportano anche i valori massimo, minimo e medio, ottenuti considerando soltanto le 5 stazioni con  $N > 30$ . In tal caso, i trend medi indicherebbero un aumento  $\Delta T_{i,max} = 0,24$  °C e un decremento  $\Delta T_{i,min} = -2,9$  °C in 100 anni.

I risultati relativi alle stazioni con numero più significativo di dati confermano la tendenza a una estremizzazione delle temperature, riscontrata da Coscarelli et al. (in stampa) in termini di valori massimi e minimi annuali delle temperature medie mensili, ove queste ultime erano calcolate medianando, appunto, i valori massimi e minimi giornalieri.

#### 3.1.2 TEST DI MANN-KENDALL

Un’ulteriore analisi è stata condotta col test di Mann-Kendall, per le 5 stazioni con  $N > 30$ . I risultati sono mostrati in Figura 3, ove si osservano trend non significativi, per un livello di significatività  $\alpha = 5$  %, eccezion fatta per le temperature minime misurate alla stazione di Torano, che presentano marcato trend negativo ( $Z_{MK} = -4,3$ ).



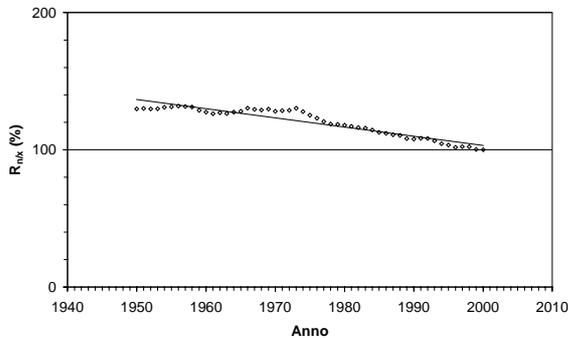
**Figura 3.** Risultati del test di Mann-Kendall per le temperature massime e minime estreme,  $T_{i,max}$  e  $T_{i,min}$ .

### 3.2 ANALISI DELLE PRECIPITAZIONI

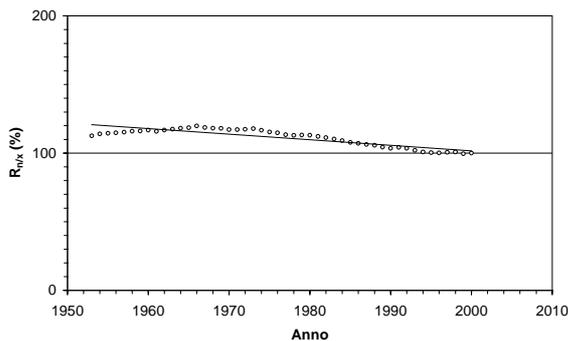
#### 3.2.1 RAPPORTO PERCENTUALE

Per l’analisi delle precipitazioni, per ciascuna serie di dati misurati alle stazioni riportate in Tabella 1, estendendo il lavoro di Coscarelli et al. (in stampa) relativo all’altezza di pioggia annua,  $h$  (v., ad es., Figura 4), si è calcolato il rapporto percentuale,  $R_{n/x}$  (con  $n = 10, 20$  e  $30$  anni e  $x = 2000$ ), per il numero di giorni piovosi,  $NGP$ , e per il rapporto  $h/NGP$ , ricavando il trend attraverso il metodo dei minimi quadrati (v., ad es., Figure 5 e 6).

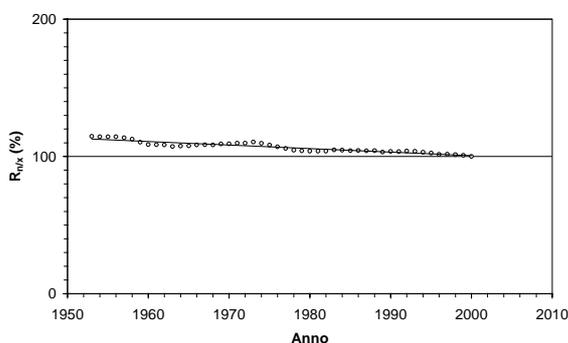
Per quanto riguarda *NGP*, i risultati confermano quanto ottenuto per l'altezza di pioggia annua, per ciascuno dei tre valori di  $n$  considerati: ben 18 stazioni su 21 (85,7 %) mostrano trend del rapporto percentuale negativi, 2 stazioni mostrano trend positivi (9,5 %) e soltanto 1 stazione (4,8 %) presenta trend non ben definito (San Marco Argentano).



**Figura 4.** Trend del rapporto percentuale per l'altezza di pioggia annua,  $h$ , con  $n=30$  anni e  $x=2000$  (stazione di Cecita).



**Figura 5.** Trend del rapporto percentuale per il numero di giorni piovosi, *NGP*, con  $n=30$  anni e  $x=2000$  (stazione di Cecita).



**Figura 6.** Trend del rapporto percentuale per  $h/NGP$ , con  $n=30$  anni e  $x=2000$  (stazione di Cecita).

Per il rapporto  $h/NGP$ , invece, il trend è negativo per 12 stazioni su 21 (57,1 %), positivo per 7 stazioni (33,3 %) e non ben definito per le 2 sole sta-

zioni di San Marco Argentano e Rose (9,5 %).

Complessivamente, per 5 stazioni (Piane Crati, Cerisano, San Pietro in Guarano, Santa Sofia d'Epiro e Caselle) si riscontra la diminuzione dell'altezza di pioggia annua e del numero di giorni piovosi, ma anche un aumento del rapporto  $h/NGP$ , ossia dell'altezza di pioggia del giorno piovoso medio. Tendenza opposta si verifica, invece, per 2 stazioni (Trenta e Pinutello C. C.), ove a un trend positivo di *NGP* corrispondono trend negativi sia di  $h/NGP$  sia di  $h$ . Infine, per 7 stazioni (Rende, Laghitello C. C., Cecita, Morano, Castrovillari, Firmo e Roggiano Gravina) si nota la diminuzione concomitante di *NGP*,  $h/NGP$  e  $h$ , con complessiva tendenza negativa delle precipitazioni annue.

### 3.2.2 TEST DI MANN-KENDALL

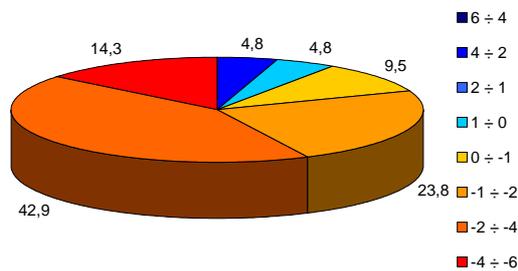
Alle variabili  $h$ , *NGP* e  $h/NGP$  si è applicato il test di Mann-Kendall, i cui risultati sono riportati in Tabella 1 e, prescindendo da un qualsiasi livello di significatività, riassunti nei diagrammi a torta delle Figure 7÷9, in cui è indicata la percentuale di stazioni per cui la statistica  $Z_{MK}$  ricade in un'assegnata classe di valori.

Fissando un livello di significatività  $\alpha=5$  %, il trend di  $h$  risulta negativo per 12 stazioni (57,1 %) e positivo per la sola stazione di San Martino di Finita (4,8 %). Analogamente, il trend di *NGP* è negativo per 6 stazioni (28,6 %) e positivo per le sole stazioni di Trenta e Pinutello C. C. (9,5 %). Infine, il trend di  $h/NGP$  è negativo per 10 stazioni (47,6 %) e positivo per 3 (14,3 %).

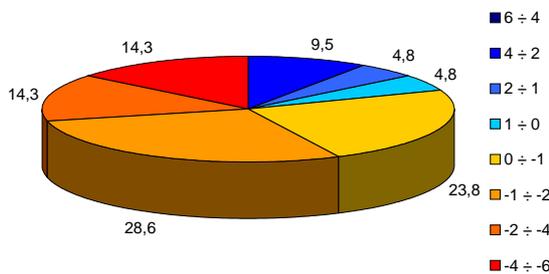
Rispetto ai risultati del calcolo del rapporto percentuale, le stazioni in cui si riscontra la diminuzione di  $h$  e *NGP* e l'aumento di  $h/NGP$  si riducono a 2 (Piane Crati e Santa Sofia d'Epiro). Trend positivo di *NGP* e trend negativi di  $h/NGP$  e  $h$  si verificano, invece, alla sola stazione di Trenta. Infine, per 2 sole stazioni (Laghitello C. C. e Roggiano Gravina) si nota la tendenza negativa complessiva delle precipitazioni annue.

## 4 CONCLUSIONI

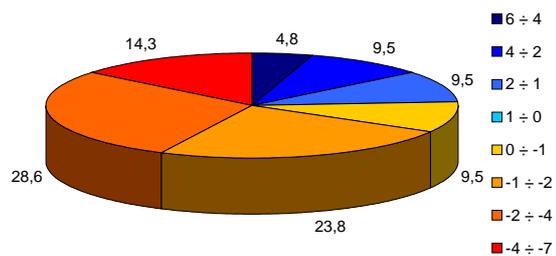
I risultati ottenuti per le temperature estreme mostrano, limitatamente alle stazioni con numero di dati significativo ( $N>30$ ), una tendenza media all'incremento dello scostamento tra i valori massimi e minimi. Essi, tuttavia, risentono della mancanza di un numero adeguato di stazioni con misurazioni di sufficiente estensione, necessario per poter affermare che vi sia una tendenza generalizzata all'estremizzazione delle temperature.



**Figura 7.** Risultati del test di Mann-Kendall per l'altezza di pioggia annua,  $h$ . In legenda, classi di valori di  $Z_{MK}$ .



**Figura 8.** Risultati del test di Mann-Kendall per il numero di giorni piovosi,  $NGP$ . In legenda, classi di valori di  $Z_{MK}$ .



**Figura 9.** Risultati del test di Mann-Kendall per il rapporto tra l'altezza di pioggia annua e il numero di giorni piovosi,  $h/NGP$ . In legenda, classi di valori di  $Z_{MK}$ .

Quanto ottenuto per le precipitazioni ha confermato la generale tendenza negativa per le altezze di pioggia annue. Lo stesso può affermarsi per il numero di giorni piovosi; per quanto concerne, invece, il rapporto  $h/NGP$  i risultati sono discordanti, mostrando per alcune stazioni anche trend positivi, ossia una tendenza all'aumento dell'altezza di pioggia del giorno piovoso medio.

L'estensione dello studio all'intero territorio regionale, con un maggior numero di stazioni di misura aventi campioni di dati significativi, potrà permettere un'indagine più quantitativa rispetto alla presente, al fine di appurare l'esistenza di trend tali da rappresentare una modifica non trascurabile delle caratteristiche climatiche della Calabria.

**Tabella 1.** Stazioni pluviometriche del bacino del F. Crati selezionate per le elaborazioni e risultati del test di Mann-Kendall.

Stazione pluviometrica	Quota [m s.m.]	Periodo di osservazione	Numero di anni di osservazione (numero di anni utilizzati nelle elaborazioni)	$Z_{MK}$ per $h$	$Z_{MK}$ per $NGP$	$Z_{MK}$ per $h/NGP$
Piane Crati	583	1951-2000	50 (50)	-2,69	-4,31	3,35
Trenta	534	1925-2000	76 (73)	-4,26	3,26	-6,98
Domanico	710	1924-2000	77 (66)	-2,03	-0,96	-2,56
Cosenza	250	1924-2000	77 (68)	-2,16	-0,64	-2,19
Cerisano	620	1941-2000	56 (55)	-2,36	-4,08	1,65
San Pietro in Guarano	640	1924-2000	77 (71)	-1,95	-0,92	-1,12
Rende	482	1924-2000	77 (75)	-3,88	-1,22	-3,97
Rose	433	1924-2000	77 (71)	-0,27	0,12	-1,34
Laghitello C. C.	870	1941-2000	58 (54)	-4,95	-3,13	-4,83
San Martino di Finita	470	1924-2000	76 (69)	2,73	-1,75	5,73
Cecita ex Acquacalda	1180	1924-2000	77 (67)	-3,23	-1,88	-2,69

Pinutello C. C.	1005	1924-2000	77 (76)	-1,10	2,71	-4,54
Torano Scalo	97	1924-2000	77 (69)	-0,64	-0,07	-0,73
Santa Sofia d'Epiro	550	1932-2000	69 (64)	-2,29	-3,62	2,65
Morano Calabro	722	1951-2000	50 (50)	-2,35	-1,34	-1,98
Castrovillari	353	1924-2000	74 (66)	-1,47	-0,64	-1,51
Firmo	369	1924-2000	77 (72)	-3,39	-1,00	-3,71
Roggiano Gravina	264	1941-2000	60 (58)	-5,02	-4,75	-3,94
San Sosti	350	1924-2000	77 (73)	-1,58	-1,15	-1,14
San Marco Argentano	430	1924-2000	77 (63)	0,87	1,14	-0,02
Caselle	12	1937-2000	61 (56)	-1,03	-2,26	1,54

**Tabella 2.** Stazioni termometriche del bacino del F. Crati selezionate per le elaborazioni e risultati del metodo dei minimi quadrati. Evidenziati in grigio, le stazioni con  $N > 30$  e i relativi risultati.

Stazione termometrica	Quota [m s.m.]	Periodo di osservazione	Numero di anni di osservazione (numero di anni utilizzati nelle elaborazioni)	$\Delta T_{i,max}$ [ $^{\circ}C/anno$ ]	$\Delta T_{i,min}$ [ $^{\circ}C/anno$ ]
Domanico	710	1990-2000	11 ( 9 )	0,4310	-0,1250
Cosenza	250	1924-2000	74 (62)	-0,0036	0,0108
San Pietro in Guarano	640	1989-2000	12 (12)	-0,0016	0,0005
Montalto Uffugo	468	1991-2000	10 ( 9 )	0,6578	0,0525
Camigliatello Silano	1291	1951-2000	49 (27)	-0,1051	-0,0221
Cecita ex Acquacalda	1180	1955-2000	46 (34)	0,0092	-0,0097
Acri	750	1988-2000	13 ( 9 )	-0,1754	0,3130
Torano Scalo	97	1957-2000	44 (35)	0,0251	-0,1028
Tarsia	203	1991-2000	10 ( 8 )	0,5440	0,0802
Castrovillari	353	1926-2000	71 (64)	-0,0082	-0,0252
Camerata	58	1989-2000	11 ( 8 )	0,4023	-0,1114
San Sosti	350	1990-2000	11 (11)	0,4755	0,0373
Fagnano Castello	516	1925-1991	66 (52)	-0,0106	-0,0141
San Marco Argentano	430	1985-2000	17 (11)	0,1081	0,1924
Valori massimi				0,6578	0,3130
				0,0251	0,0108
Valori minimi				-0,1754	-0,1250
				-0,0106	-0,1028
Valori medi				0,1678	0,0232
				0,0024	-0,0290

## BIBLIOGRAFIA

S. Alecci e G. Rossi. Confronto di metodi di identificazione delle siccità. Atti del 28°

Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Potenza, 16-19 settembre 2002. Bios, Cosenza, 2002.

E. Catalano, S. Gabriele, e R. Gaudio. Caratterizzazione morfometrica dei bacini idrografici della Calabria. Rapporto interno n.

- 597, CNR-IRPI – Sezione di Cosenza, Rende, 2002.
- T. S. Chen, J. M. Chen, e C. K. Wikle. Interdecadal variation in US Pacific coast precipitation over the past four decades. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 77(6):1197-1205, 1996.
- R. Coscarelli, R. Gaudio, e T. Caloiro. Climatic trends: an investigation for a Calabrian basin (southern Italy). International Symposium *The basis of civilization. Water science?*, Rome, Italy, 3-6 December 2003, IAHS Publ. 286, 2004, in press.
- V. Cotecchia, D. Casarano, e M. Polemio. Characterization of rainfall trend and drought periods in Southern Italy from 1821 to 2001. Proc. 1<sup>st</sup> Italian-Russian Workshop *New Trends in Hydrology*, Rende, September 24<sup>th</sup>-26<sup>th</sup> 2002. Bios, Cosenza, 2004, in press.
- E. J. Dietz e T. J. Killeen. A nonparametric multivariate test for monotone trend with pharmaceutical applications. *Journal of the American Statistical Association*, 76:169-174, 1981.
- E. Ferrari e O. Terranova. Non-parametric detection of trends and change point years in monthly and annual rainfalls. Proc. 1<sup>st</sup> Italian-Russian Workshop *New Trends in Hydrology*, Rende, September 24<sup>th</sup>-26<sup>th</sup> 2002. Bios, Cosenza, 2004, in press.
- R. M. Hirsch, J. R. Slack, e R. A. Smith. Techniques of trend analysis for monthly water quality data. *Water Resources Research*, 18(1):107-121, 1982.
- R. M. Hirsch e J. R. Slack. A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence. *Water Resources Research*, 20(6):727-732, 1984.
- Intergovernmental Panel on Climate Change. J. T. Houghton, Y. Ding, D. J. Griggs, M. Noguer, P. J. van der Linden, X. Dai, K. Maskell, e C. A. Johnson, editors, *Climate change 2001: the scientific basis. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, 2001.
- M. G. Kendall. *Rank correlation methods*. 4<sup>th</sup> ed., Charles Griffin, London, 1975.
- A. Kertész, J. Mika. Aridification – Climate change in South-Eastern Europe. *Physics and Chemistry of the Earth, Part A*, 24(10):913-920, 1999.
- G. Kiely. Climate change in Ireland from precipitation and streamflow observations. *Advances in Water Resources*. 23(10):141-151, 1999.
- D. P. Lettenmaier. Multivariate nonparametric tests for trend in water quality. *Water Resources Research*, 24(3):503-512, 1988.
- L. Makra, Sz. Horvát, R. Pongrácz, e J. Mika. Long term climate deviations: an alternative approach and application on the Palmer drought severity index in Hungary. *Physics and Chemistry of the Earth*, 27:1063-1071, 2002.
- H. B. Mann. Non-parametric tests against trend. *Econometrica*, 13:245-259, 1945.
- T. B. McKee, N. J. Doesken, e J. Kleist. The relationship of drought frequency and duration to time scale. Proceedings of the 8<sup>th</sup> Conference on *Applied Climatology*, Boston, MA, pages 179-184. American Meteorological Society, 1993.
- T. B. McKee, N. J. Doesken, e J. Kleist. Drought monitoring at multiple time scales. Proceedings of the 9<sup>th</sup> Conference on *Applied Climatology*, Boston, MA, pages 233-236. American Meteorological Society, 1995.
- Ministero dei Lavori Pubblici, Consiglio Superiore, Servizio Idrografico. Elenco delle stazioni termopluviometriche del Servizio Idrografico Italiano (situazione al 1970), pubblicazione n° 27 del Servizio, Roma, Istituto Poligrafico dello Stato – Libreria, 1976.
- M. L. Morrissey e N. E. Graham. Recent trends in rain gauge precipitation measurements from the Tropical Pacific. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 77(6):1207-1219, 1996.
- W. C. Palmer. Meteorological drought. Research paper no. 45, US Weather Bureau, Washington, D. C., 1965.
- V. Simeone. Variazioni climatiche, rischi di depauperamento delle falde e desertificazione in provincia di Taranto. *Geologia Tecnica & Ambientale*, 2:23-32, 2001.
- E. P. Smith, S. Rheem, e G. I. Holtzman. Multivariate assessment of trend in environmental variables. In G. P. Patil e C. R. Rao, editors, *Multivariate environmental statistics*. Elsevier, Amsterdam, 1993.
- M. R. Spiegel. *Statistics*, McGraw-Hill, New York, 1961.