

# CLIMA E RISORSA IDRICA NIVALE SULL'ADAMELLO

*Inf uenza del cambiamento climatico sulla risorsa idrica nivale:  
il caso del Parco dell'Adamello Lombardo*

**Emanuela Bianchi Janetti,  
Daniele Bocchiola,  
Renzo Rosso**

Politecnico di Milano,  
Dip. Ingegneria Idraulica, Infrastrutture  
Viarie, Ambientale e Rilevamento,  
Sez. CIMI (Costruzioni Idrauliche, Marittime  
ed Idrologia),  
P.za L. Da Vinci, 32 20133 Milano,  
Tel. 02 2399 6223 Fax. 02 2399 6207.  
daniele.bocchiola@polimi.it

Nel presente studio, condotto nell'ambito del Progetto CARIPAN-DA, si analizzano le serie storiche di equivalente idrico nivale, EIN, per quattordici stazioni nivologiche presenti nel Parco Naturale Dell'Adamello (PANDA) Lombardo (BS), per il periodo 1967-2007. Le acque della zona sono utilizzate dalle centrali idroelettriche della concessionaria ENEL, che ha fornito i dati per lo studio.

Si esaminano le serie di EIN nel periodo di accumulo e fusione nivale, registrate a date fissate. Per individuare la presenza di una tendenza temporale si utilizzano tre differenti metodi statistici di analisi, la regressione lineare, il test di adattamento per la media a finestra mobile ed il test statistico di Mann-Kendall. L'analisi mostra una tendenza decrescente nelle altezze di EIN, concentrata in particolare durante il periodo di fusione primaverile, Aprile e Maggio.





Fig. 1 - a) Ubicazione del Parco dell'Adamello Lombardo.

b) Sistema di bacini artificiali, ghiacciaio dell'Adamello e rete di stazioni nivometriche. La lettera D indica stazioni con misura della densità media del manto nivale..

Foto in basso: ghiacciaio del Venerocolo.



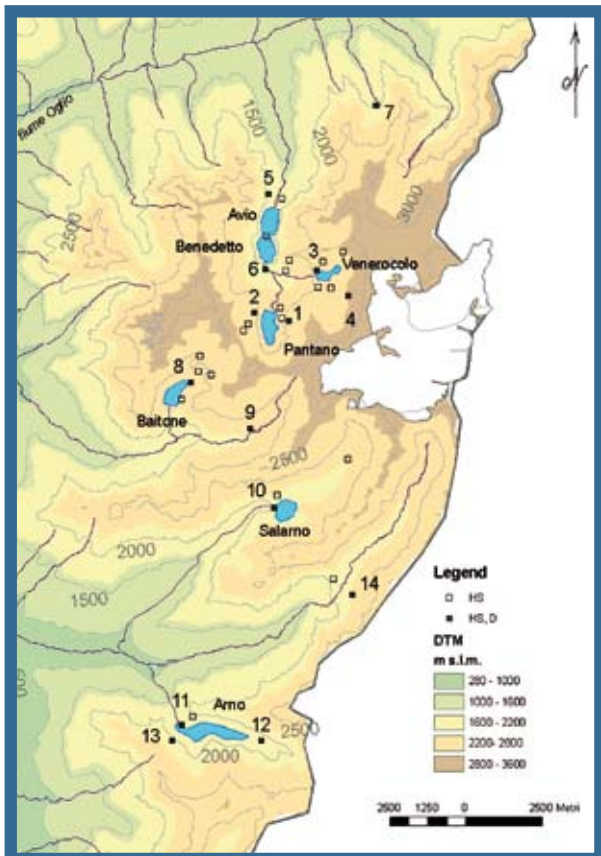
## INTRODUZIONE

La precipitazione pluvio-nivale riveste una grande rilevanza nel bilancio idrologico dei bacini Alpini. Mentre la precipitazione sotto forma liquida influenza la disponibilità idrica sul breve periodo durante le stagioni primaverili ed autunnali, la neve si accumula durante la stagione invernale e costituisce una riserva indispensabile per alimentare i deflussi tardo primaverili ed estivi che, in tale periodo, costituiscono la principale fonte d'approvvigionamento per gli ecosistemi fluviali e perfluviali e per gli usi idropotabili, irrigui ed industriali (p.es. Coughlan and Running, 1997; McGlynn et al., 1999; Maiolini and Lencioni, 2001; Medagliani et al., 2007). La valutazione della precipitazione nivale durante la stagione (p.es. Martinelli et al., 2004; Bocchiola e Rosso, 2007) rappresenta una importante condizione iniziale per i modelli idrologici di deflusso da fusione (p.es. Swamy e Brivio, 1996; Donald et al., 1995; Coughlan and Running, 1997; Ranzi et al., 1999; Soncini Sessa e Volta, 2004) e di preavviso per le piene primaverili (p.es. Salandin et al., 2004; Simaityte et al., in stampa). Per quanto riguarda le aree glaciali, il bilancio di massa dei ghiacciai è controllato, da un lato, dalla deposizione sottoforma nivale, che ne costituisce l'input primario (Jansson et al., 2003) e dalla redistribuzione ad

opera dei fenomeni gravitativi e di vento (p.es. Jansson, 1999) e, dall'altro, dal bilancio energetico della massa nivale, che influenza fusione ed evaporazione (p.es. Singh et al., 2000; Lehning et al., 2002). La presenza del cambiamento climatico influenza il bilancio nivo-glaciale (p.es. Rohrer et al., 1994; Singh e Kumar, 1997; Schneeberger et al., 2003) e la dinamica dei deflussi primaverili (p.es. Braun et al., 2000) tramite variazioni sia nell'accumulo (i.e. la precipitazione nivale) sia nel bilancio energetico (i.e. fusione ed evaporazione, p.es. attraverso la temperatura). Per conoscere il quantitativo di risorsa idrica disponibile sotto forma nivale, responsabile della maggior parte del deflusso primaverile, si studia l'Equivalente Idrico Nivale (EIN). Questa variabile rappresenta l'altezza d'acqua corrispondente ad un'altezza di neve considerata e dipende dalla densità della neve stessa. Si propone qui uno studio sulla dinamica temporale, dal 1967 ad oggi, dell'EIN per un'importante area nelle Alpi Lombarde, il Parco Naturale dell'Adamello, che ospita l'omonimo apparato glaciale.

## IL PARCO ADAMELLO

Il Parco dell'Adamello (Fig. 1 a) si estende per 510 km<sup>2</sup> sul versante sinistro idrografico della Valle Camonica, dal Passo del Tonale a quello di Crocedomini e comprende il versante lombardo del gruppo dell'Adamello. Il limite orientale del Parco coincide con il confine regionale tra Lombardia e Trentino, mentre ad occidente il Parco si mantiene poco al di sopra della sponda sinistra del fiume Oglio. Il *Parco regionale* interessa una superficie complessiva di circa 290 Km<sup>2</sup> (60% del totale), più influenzata dalla presenza dell'uomo. Il *Parco naturale* ricopre circa 217 Km<sup>2</sup> (40% del totale), ossia gli ambiti territoriali più naturali, incluso il ghiacciaio dell'Adamello. Lo sfruttamento delle acque del bacino dell'Oglio ebbe inizio fin dai primissimi anni del secolo scorso, con la costruzione, da parte della Società Generale Elettrica dell'Adamello, della diga del Lago d'Arno, ed in seguito delle dighe dell' Avio, del Salarno e del Baitone,



ultimate negli anni 1928-30. In seguito, nei primi anni '50, vennero costruite le dighe del Lago Benedetto e quindi quelle del Pantano e del Venerocolo. Il Parco dell'Adamello ospita il Ghiacciaio Occidentale di Pisgana, i Ghiacciai del Venerocolo e dell'Avio, il Ghiacciaio di Miller superiore, il Ghiacciaio del Corno Salarno, la vedretta di Salarno, la Vedretta di Adamé. L'Adamello rappresenta nel solo settore lombardo il 39% dell'intera risorsa glaciale regionale. Nell'ultimo catasto regionale lombardo pubblicato nel 2004 a partire da dati rilevati nel 1999 la superficie glacializzata complessiva dell'Adamello risulta pari a circa 24 km<sup>2</sup>. Nel catasto del 1987, gli stessi ghiacciai si estendevano a ricoprire complessivamente un'area di 26 km<sup>2</sup>, ad indicare una riduzione nei 7 anni intercorsi pari all'8%. Spessori e volumi dei ghiacciai del gruppo Adamello sono stati stimati di recente da CGI (2004). Il volume di ghiaccio complessivo rappresentato dal gruppo Adamello è risultato pari a circa 2 Km<sup>3</sup> di ghiaccio, pari ad un equivalente in acqua di 1.86 Km<sup>3</sup>. In media nell'ultimo decennio si è stimato che i ghiacciai del settore lombardo del gruppo abbiano rilasciato circa 22 milioni di m<sup>3</sup> di acqua all'anno, che nella sola estate 2003 sono saliti a poco meno di 40 milioni di m<sup>3</sup> a seguito dell'intensa ablazione avvenuta (CGI, 2004). Poiché la precipitazione nevosa rappresenta il meccanismo predominante di ricarica degli apparati glaciali, sembra di interesse uno studio dell'apporto idrico sotto tale forma, atto a definirne le tendenze evolutive (si veda anche lo studio di Gorni et al., in stampa).

## IL PROGETTO CARIPANDA

Lo studio qui presentato si inquadra nell'ambito del progetto di ricerca CARIPANDA (<http://www.parcadamello.it/files/Progetto%20CARIPANDA.pdf>). Tale progetto, finanziato dalla Fondazione CARIPO Lombardia (tramite il Bando Ambiente 2006), riunisce l'Ente Parco Adamello come capofila, il Politecnico di Milano, Sezione CIMI, deputato al coordi-

namento scientifico, l'Università di Milano, UNIMI-FIS e UNIMI-SCI, l'Università di Brescia, dipartimento DICATA, oltre all'ARPA Lombardia, Settore Sistemi Informativi. Inoltre, ENEL Produzione Milano partecipa attivamente al progetto come portatore di interesse. Il progetto CARIPANDA ha come fine la valutazione di scenari di distribuzione della risorsa idrica e del bilancio idrologico pluvio-nivo-glaciale del parco, su un orizzonte temporale di 50 anni circa. In tale ottica si presenta qui un'analisi sull'entità e le modifiche di EIN nell'area del parco, poiché esso costituisce tanto una risorsa idrica per gli usi civili e per l'ecosistema, quanto una fonte di accumulo per le aree glaciali.

## DATI E METODI

### Dati utilizzati

Il lavoro utilizza i dati messi a disposizione da ENEL, registrati presso 34 stazioni nivometriche all'interno del Parco (Fig. 1 b). Le misure disponibili, effettuate manualmente dal personale degli impianti sei volte all'anno (1 Febbraio, 1 Marzo, 1 Aprile, 15 Aprile, 1 Maggio e 1 Giugno), coprono il periodo dal 1967 al 2007. La scelta delle date di misura dipende dal fatto che viene analizzato solo il periodo di interesse per la dinamica della fusione nivale. Come noto, inoltre, il periodo tra Marzo ed Aprile rappresenta nella sostanza la fine della stagione di accumulo (p.es. Bohr e Aguado, 2001; Martinelli et al., 2004). In tutte e 34 le stazioni viene

registrata l'altezza di neve al suolo, **HS**, mentre in 14 di esse è presente anche la misura della densità,  $\rho_s$ , necessaria per la stima dell'EIN. L'analisi della dinamica temporale dell'EIN viene effettuata utilizzando i dati di queste 14 stazioni (vedi tabella di Fig. 2), mentre i dati di altezza delle rimanenti stazioni vengono utilizzati in fase di controllo preliminare sull'omogeneità dei dati e per integrare alcuni dati mancanti. Le stazioni investigate sono ubicate tra 1820 e 2800 m s.l.m. con un'altitudine media di 2216 m s.l.m. Distribuite uniformemente sul territorio dei sotto-bacini afferenti ai serbatoi Pantano d'Avio, Venerocolo, Avio, Benedetto, Baitone, Salarno e Arno, le stazioni si trovano tutte nel bacino afferente al fiume Oglio. Dai dati di altezza e densità il valore di equivalente idrico nivale nella stazione i-esima, **EIN<sub>i</sub>** [m] viene calcolato come:

$$EIN_i = HS_i \cdot \frac{\rho_{s,i}}{\rho_a} \quad (1)$$

Dove **HS<sub>i</sub>** (m) e  $\rho_{s,i}$  (kg/m<sup>3</sup>) indicano l'altezza di neve al suolo e la densità della neve nella stazione i-esima e  $\rho_a$  (kg/m<sup>3</sup>) la densità dell'acqua. Dal momento che le stazioni sono distribuite in maniera in sostanza uniforme per fasce di quota nell'area in esame si è qui considerato per ogni data di misura la media campionaria dei valori di **EIN** nelle singole stazioni, come valore rappresentativo per l'area in esame. Da qui in poi si utilizza quindi la dizione **EIN<sub>A</sub>** per indicare il valore media-

Stazioni di misura utilizzate per la stima dell'EIN <sub>i</sub> e della sua media EIN <sub>A</sub>				
ID	Sigla punto di misura	Nome punto di misura	Quota [m s.l.m.]	Serbatoio di appartenenza
1	MPA05	OVEST DIGA PANTANO D'AVIO	2520	PANTANO D'AVIO
2	MPA01	EST LAGO VERSO ADAMELLO	2590	PANTANO D'AVIO
3	MPE01	DIGA VENEROCOLO	2530	VENEROCOLO
4	MPE05	VERSO VEDRETTA VENEROCOLO	2800	VENEROCOLO
5	MQA03	LA PALAZZINA	1940	AVIO
6	MQE06	DOSSO PREPAZZONE	2000	BENEDETTO
7	MQE04	MALGA LAVEDOLE	2040	BENEDETTO
8	MRR06	SUD OVEST LAGHETTO MILLER	2220	BAITONE
9	MRR04	NORD EST LAGO BAITONE	2315	BAITONE
10	MSA03	SANTA BARBARA	2070	SALARNO
11	MTT01	DESTRA DIGA D'ARNO	1820	ARNO
12	MTT03	POZZA D'ARNO	1950	ARNO
13	MTT03	SUD OVEST DIGA D'ARNO	2040	ARNO
14	MTT06	EST SCALE ADAME'	2185	ARNO

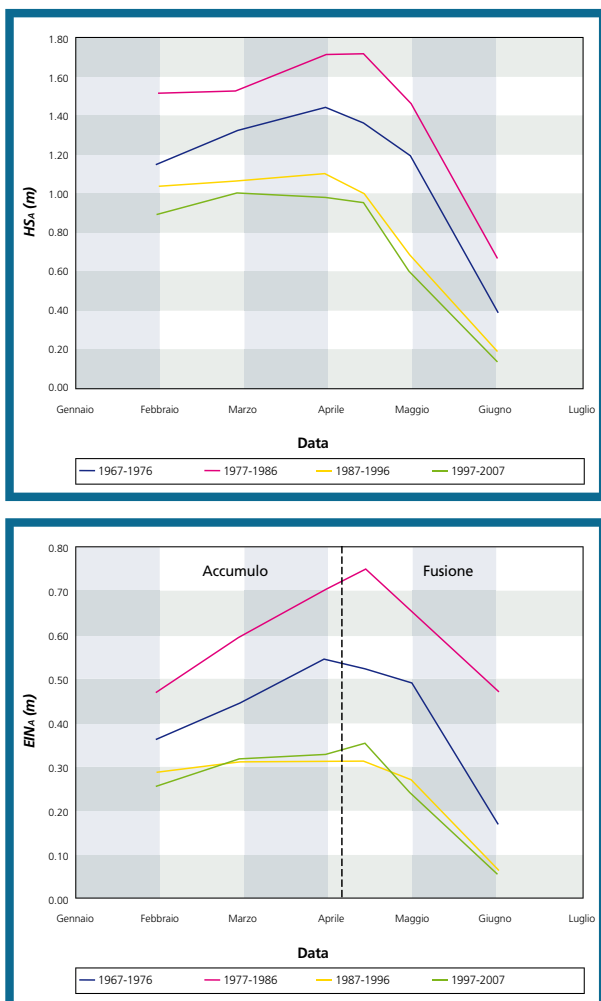
Fig. 2

to di  $EIN_i$  sulle 14 stazioni disponibili. Si sono impiegati tre differenti approcci per rilevare la presenza di una eventuale tendenza temporale nelle serie di  $EIN_A$  così ottenute. Tali metodi sono la regressione lineare nel tempo, il test di adattamento per la media a finestra mobile e il test di Mann-Kendall nella sua forma tradizionale e progressiva (p.es. Laternser e Schneebeli, 2003; Cislighi et al., 2005; Jiang et al., 2007).

### Analisi di Regressione lineare

Viene effettuata una regressione lineare (RL) considerando il valore di  $EIN_A$  rispetto agli anni. La pendenza della retta della regressione lineare è in grado di evidenziare la presenza di una tendenza nelle serie di dati. Si analizza la significatività della regressione tramite la valutazione dell'indice di significatività  $p$ -val e se ne riporta il coefficiente di determinazione, o varianza spiegata  $R^2$ . In tal modo è possibile evidenziare la presenza di un trend significativo e, in caso, della validità previsionale di tale trend.

Fig. 3 - a) Altezze osservate di neve al suolo HSA suddivise in decenni. (b) Altezze osservate di EINA suddivise in decenni. Viene mostrata la suddivisione in periodo di accumulo e di fusione.



### Media a finestra mobile vs media su lungo periodo

Si calcola la media a finestra mobile (MM) su di un periodo di 10 anni (p.es. De Michele et al, 1998). Applicando tale finestra ad un sotto-campione di 10 anni di dati il valore risultante è riferito all'ultimo anno della finestra e tutti i dati hanno lo stesso peso. La media del sotto-campione viene poi confrontata con la media di lungo periodo (MLP, 1967-2007). La significatività statistica delle fluttuazioni è confrontata con l'ampiezza dell'intervallo di confidenza delle variabili considerate con un livello di significatività  $\alpha=5\%$ . Gli intervalli di confidenza sono determinati assumendo che le serie siano stazionarie. Sotto questa ipotesi, le fluttuazioni della media mobile dovrebbero essere unicamente imputabili alla variabilità casuale del dato annuo. Le eventuali fluttuazioni al di fuori degli intervalli di confidenza indicano la presenza di una possibile non stazionarietà, monotona o periodica (p.es. Cislighi et al., 2005). L'espressione analitica dell'intervallo di confidenza per la media è data da (Kottegoda e Rosso, 1997):

$$\mu - z_{\alpha/2} \sigma / \sqrt{n} \leq \bar{X} \leq \mu + z_{\alpha/2} \sigma / \sqrt{n} \quad (1)$$

dove  $\mu$  e  $\sigma$  sono rispettivamente la media e la deviazione standard della variabile considerata, considerando tutta la serie di  $n$  dati.  $\bar{X}$  è la media della finestra mobile di lunghezza scelta e  $z_{\alpha/2}$  è il quantile della distribuzione normale standard cumulata corrispondente ad una probabilità di  $1-\alpha/2$ .

### Test Mann-Kendall

Il test statistico di Mann-Kendall (MK) è di tipo non parametrico, ossia non pone condizioni sulla distribuzione della popolazione da cui è tratto il campione. I test non parametrici sono meno sensibili ai valori estremi rispetto ai test parametrici. Inoltre, un test non parametrico può individuare la tendenza di una serie temporale indipendentemente da ipotesi sulla sua forma, lineare o meno (p.es. Wang et al., 2005), in tal senso integrando l'analisi condotta tramite il test RL. Il test MK viene così effettuato: si considera un campione

di variabili in cui si vuole ricercare una tendenza, e.g.  $EIN$ ,  $\{EIN_y, y = 1, 2, \dots, Y\}$  con  $Y$  lunghezza della serie in anni. Si indica con  $p_y$  il numero di elementi del campione con  $j < y$  che presentano  $EIN_j < EIN_y$  e con  $\tau$  la variabile:

$$\tau = \sum_{y=1}^Y p_y \quad (2)$$

Si può dimostrare che  $\tau$  è distribuito asintoticamente come una normale con media e deviazione standard date rispettivamente dalla

$$\begin{aligned} \mu(\tau) &= Y(Y-1)/4 ; \\ \sigma(\tau) &= \sqrt{Y(Y-1)(2Y+5)/2} \end{aligned} \quad (3)$$

La variabile normalizzata  $\mu(\tau) = (\tau - \mu(\tau)) / \sigma(\tau)$  segue una distribuzione normale standard ed è quindi possibile costruire gli intervalli di confidenza associati, nonché valutare il relativo valore di significatività, o  $p$ -val. Il test MK verifica l'assunzione di stazionarietà della serie sottoposta al test se la variabile normalizzata  $\mu(\tau)$  è contenuta all'interno degli intervalli di confidenza. Il test viene effettuato qui con un livello di significatività pari ad  $\alpha=5\%$ , che fornisce un intervallo di confidenza che ha per limiti 1.96 e -1.96. Nella forma progressiva, per ogni elemento  $j$  del campione, le variabili  $\tau_j$  e  $\mu(\tau_j)$  vengono calcolate sostituendo  $j$  ad  $Y$  in Eq.(2) ed Eq.(3). Il valore di  $\tau$  descrive la direzione (segno) e l'entità (modulo) della tendenza. La stessa procedura viene applicata alla serie partendo dal valore più recente. In questo caso  $p'_j$  indica il numero degli elementi della serie  $EIN_y$  con  $j > y$  che presentano  $EIN_j > EIN_y$ . Da  $p'_y$  viene calcolato  $\tau'_j$  e  $\mu(\tau'_j)$ . In assenza di tendenza il grafico di  $\mu(\tau_j)$  e  $\mu(\tau'_j)$  in funzione degli anni presenta diverse sovrapposizioni. Nel caso invece di tendenza significativa l'intersezione delle due curve è unica e permette di localizzare approssimativamente l'inizio del fenomeno.

## RISULTATI

In Figura 3 a,b sono riportati, a titolo indicativo, gli andamenti delle medie di HS e di EIN,  $HS_A$  ed  $EIN_A$  divisi per decenni. Una linea separa il periodo di accumulo

nivale da quello di fusione. Si può evidenziare che: (1) per il periodo successivo al 1987 si nota una drastica riduzione dei valori di  $EIN_A$ ; (2) il massimo di  $EIN_A$  cade tra il 1 e il 15 Aprile; (3) il massimo di  $EIN_A$  coincide con o è di poco successivo al massimo di  $HS_A$ .

Per analizzare in modo più approfondito la variazione nel tempo di  $EIN_A$  e determinare un anno indicativo di inizio della tendenza vengono effettuati i test di RL, MM e MK spiegati in precedenza. Il test RL condotto sull'altezza di  $EIN_A$ , nelle specifiche date del 1 Marzo, 1 Aprile, 15 Aprile, 1 Maggio e 1 Giugno mostra una diminuzione nel tempo. La pendenza delle rette di regressione è variabile da un minimo di  $-0.55 \text{ cm a}^{-1}$  per la data del 1 Giugno ad un massimo di  $-1.10 \text{ cm a}^{-1}$  per la data del 1 Maggio (tabella di Fig. 4). Nonostante il basso valore predittivo della regressione ( $R^2 < 0.3$ ), dovuto all'elevata variabilità del fenomeno nivale, i  $p$ -val sono significativi (per  $\alpha=5\%$ ) per tutte le date considerate. In Figura 5 viene mostrato il caso del 1° di Aprile, data utilizzata in diversi studi come indicativa della fine della stagione di accumulo (p.es. Bohr e Aguado, 2001). Si osserva il valore di picco di 1.37 m registrato nel 1977 e il minimo di 0.09 m del 2005. E' immediato notare la decrescita del valore di  $EIN_A$  negli anni più recenti, dal 1988 il valore di  $EIN_A$  si mantiene sempre al di sotto di 0.5 m con l'unica eccezione del 2001. La media MM su 10 anni viene mostrata in Figura 6 per la data del 1° Aprile. Il valore della MLP si attesta sui 47 cm. I valori delle medie su 10 anni superano le bande di confidenza (linee nere tratteggiate) della MLP. Questo è indice della presenza di una tendenza temporale. Infatti fino al 1989 i valori della media su 10 anni sono di molto superiori alla MLP e al di sopra dell'intervallo di confidenza. Negli anni successivi al 1994 si ha una decrescita molto netta fino a valori al di sotto dell'intervallo di confidenza. Si tralasciano qui per brevità i grafici per le altre date considerate nello studio, che mostrano comunque andamento molto simile a quello descritto. Nella tabella di

figura 7 viene riportato il valore della MLP per tutte le date considerate. In Figura 8 viene riportato il grafico ottenuto dal test MK progressivo avanti e indietro per il caso del 1° Aprile. Il test in avanti, che analizza la serie dal valore più antico a quello più recente, presenta una decrescita costante dal 1985 ad oggi con l'unica eccezione del 2001. I valori della variabile di Kendall escono dalla banda di confidenza inferiore, indicando la presenza di un trend di decrescita significativo, dal 1993. La linea del test all'indietro, che analizza la serie dal valore più recente a quello più antico, viene effettuato per localizzare l'inizio del trend. Le due linee si incrociano verso il 1990. Per una stima quantitativa della diminuzione di  $EIN_A$  sono state calcolate le medie nei periodi

precedente e successivo all'inizio della tendenza. Questi valori sono stati poi confrontati con la media di lungo periodo. Osservando i risultati, riportati in Tabella 3, per le singole date si nota una comune tendenza di decrescita. In generale la diminuzione di  $EIN_A$  che si registra dopo il 1990 è in valore assoluto maggiore di quella che si ha tra il 1967 e il 1990. Analizzando le singole date ci si accorge

Fig. 4

Coefficienti delle rette, coefficienti di determinazione $R^2$ , $p$ -val delle regressioni lineari RL e risultati del test MK tradizionale con $p$ -val associato. Valori in grassetto indicano $p$ -val significativi ( $\alpha=5\%$ ).					
Data	Coeff [cm a <sup>-1</sup> ]	R <sup>2</sup> [.]	p-val [.]	MK [.]	p-val [.]
1 Mar	-0.77	0.12	<b>0.023</b>	-3.35	<b>4E<sup>-4</sup></b>
1 Apr	-1.08	0.22	<b>0.002</b>	-3.89	<b>5E<sup>-5</sup></b>
15 Apr	-1.04	0.18	<b>0.005</b>	-3.41	<b>3E<sup>-4</sup></b>
1 Mag	-1.10	0.27	<b>5E<sup>-4</sup></b>	-4.40	<b>5E<sup>-6</sup></b>
1 Giu	-0.54	0.20	<b>0.003</b>	-3.77	<b>8E<sup>-5</sup></b>

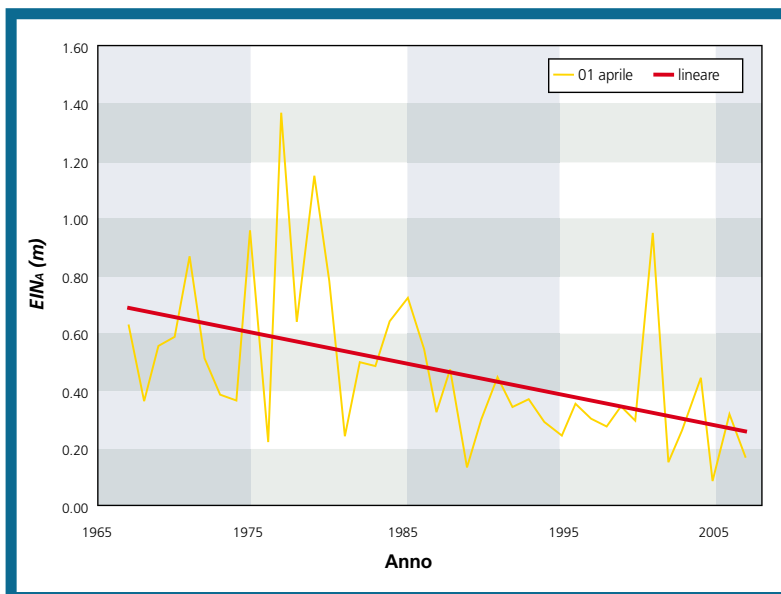


Fig. 5 - Regressione lineare per il 1° Aprile.

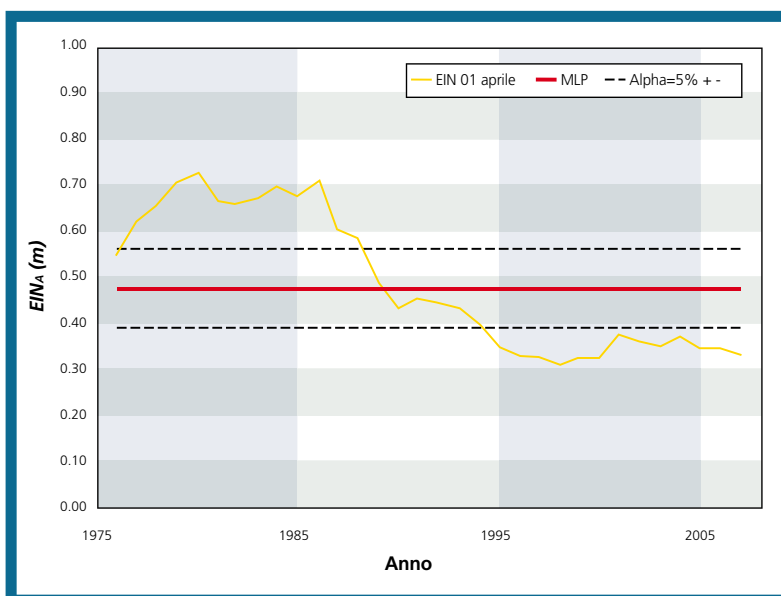


Fig. 6 - Media a finestra mobile di dieci anni per il 1° Aprile.





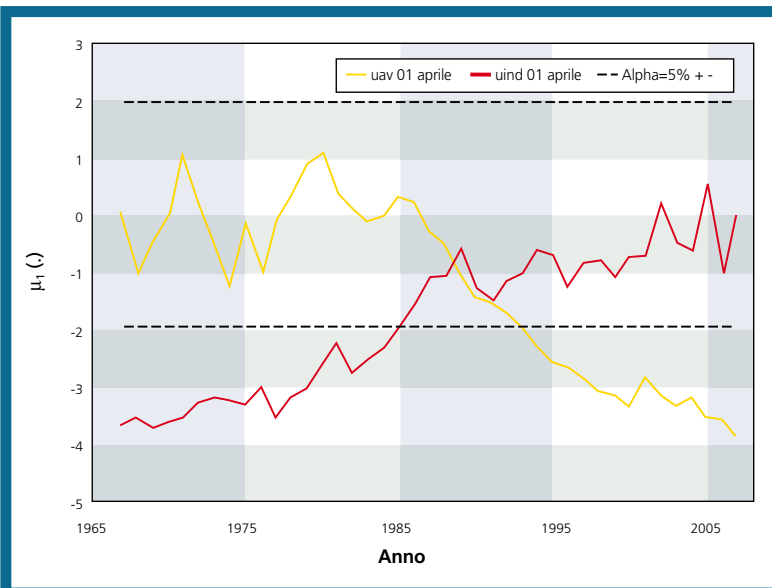
**Confronto tra i valori medi nei periodi precedenti, MP e successivi, MS all'inizio della tendenza. Si riportano le variazioni rispetto alla media di lungo periodo, MLP.**

Data	MLP [m]	Inizio [anno]	MP [m]	Differenza [m]	Differenza [%]	MS [m]	Differenza [m]	Differenza [%]
1 Mar	0.41	1990	0.48	+0.06	15%	0.33	-0.09	-22%
1 Apr	0.47	1990	0.57	+0.10	21%	0.33	-0.14	-30%
15 Apr	0.48	1990	0.58	+0.10	21%	0.33	-0.15	-31%
1 Mag	0.39	1990	0.50	+0.10	26%	0.25	-0.15	-38%
1 Giu	0.14	1990	0.19	+0.05	36%	0.07	-0.07	-50%

Fig. 7

Fig. 8 - Test MK progressivo per il 1° Aprile .

Foto sopra: diga di Pantano d'Avio.



che la variazione tra la media di lungo periodo di  $EIN_A$  e la media prima e dopo l'inizio della tendenza è più marcata nei mesi centrali di fusione (Aprile- Maggio) presentando i massimi valori di +10 cm rispetto alla MLP prima del '90 e -15 cm rispetto alla MLP dopo il '90. Per Marzo e Giugno invece la variazione tra il valor medio di  $EIN_A$  prima del 1990 e dopo 1990 è intorno a +5 cm e -7 cm, rispettivamente. Il test MK tradizionale fornisce risultati significativamente negativi per tutte le stazioni considerate, mentre il test progressivo permette di localizzare l'inizio del cambiamento intorno al 1990.

## CONCLUSIONI

L'analisi delle serie di equivalente idrico nivale areale valutato tramite la media su 14 stazioni rappresentative di una fascia altitudinale tra i 1800 ed i 2800 m s.l.m. sparse su un'area di circa 200 km<sup>2</sup> all'interno del Parco Adamello Lombardo, mostra nella sostanza una diminuzione di questa risorsa, sia nel il periodo di ac-

cumulo, sia in quello di fusione. L'analisi di regressione fornisce risultati statisticamente significativi ( $\alpha = 5\%$ ) ed evidenza un tasso di decrescita in tutte le date considerate, confermato dall'analisi visiva dell'andamento della media mobile decennale paragonata alla media di lungo periodo e dall'andamento del grafico di Mann Kendall. Dall'analisi comparata degli ultimi due test è possibile dedurre in maniera ragionevole l'inizio di una tendenza di decrescita all'inizio degli anni novanta. Le serie sono quindi state divise in due sotto-campioni, antecedente e successivo al 1990. Questo ha permesso di mostrare come la variazione avvenuta nel primo periodo è maggiormente evidente rispetto a quella avvenuta nel secondo e che i mesi soggetti alle maggiori variazioni sono Aprile e Maggio, mentre per Marzo e Giugno si riscontrano diminuzioni minori. Nonostante la relativa brevità della serie, che consiglia prudenza nell'interpretazione, i risultati qui presentati sembrano concordi nell'indicare la tendenza generale alla diminuzione di **EIN** per l'area in esame. Poiché nei bacini montani l'**EIN** costituisce una parte notevole della precipitazione, ossia della risorsa idrica, oltre che un fattore di ricarica per gli apparati glaciali, risulta evidente la necessità di studi più approfonditi sulle sue dinamiche presenti e future per l'area in esame e per le regioni alpine in generale.

## RINGRAZIAMENTI

Si ringrazia ENEL S.p.A., nella persona dell'Ing. Giorgio Galeati, per aver messo a disposizione la base dati meteorologica. Si ringrazia il gruppo di Glaciologia dell'università Statale di Milano, Dip. Scienza della Terra, UNIMI-SCI, per le informazioni relative al ghiacciaio dell'Adamello. Lo studio qui presentato si inquadra nel progetto di ricerca CARIPANDA, Cambio climatico e Risorsa Idrica nel Parco Naturale Dell'Adamello, finanziato dalla Fondazione Cariplo, (Bando 2006, Gestione sostenibile delle acque). Lo studio è stato parzialmente finanziato tramite una borsa di studio dal progetto AWARE (contratto EC 012257).

## Bibliografia

- Bocchiola, D., Rosso, R. (2007). The distribution of daily Snow Water Equivalent in the Central Italian Alps, Adv. in Water Resources, 30, 135–147.
- Bohr, G. S., Aguado, E. (2001). Use of April 1 SWE measurements as estimates of peak seasonal snowpack and total cold-season precipitation. Water Resour. Res., 37, 1, 51–60.
- Braun, L.N., Weber, M., Schulz, M. (2000). Consequences of climate change for runoff from Alpine regions, Ann. Glaciol., 31, 19–25.
- Cislighi, M., De Michele, C., Ghezzi, A., Rosso, R. (2005). Statistical assessment of trends and oscillations in rainfall dynamics: Analysis of long daily Italian series. Atmospheric Research, 77, 188–202.
- Comitato Glaciologico Italiano, CGI (2004). Campagne Glaciologiche. <http://www.disat.unimib.it/comiglacio/campagne.htm>
- Coughlan, J. C. e Running, S. W. (1997). Regional ecosystem simulation: A general model for simulating snow accumulation and melt in mountainous terrain, Landscape Ecology, 12, 119–136.
- De Michele, C., Montanari, A., Rosso, R. (1998). The effect of non-stationarity on the evaluation of critical design storms. Wat. Sci. Tech., 37 (11), 187–193.
- Donald, J.R., Soulis, E.D., Kouwen, N., Pietroniro, A. (1995). A land cover based snow cover representation for distributed hydrological models, Water Resources Research, 31, 995–1009.
- Gorni, E., Bianchi Janetti, E., Bocchiola, D., Rosso, R., in stampa. Cambio climatico nel Parco dell'Adamello Lombardo: analisi di serie climatiche quarantennali, L'ACQUA. Disponibile su richiesta.
- Jansson, P., 1999. Effects of uncertainties in measured variables on the calculated mass balance of Storglaciären, Geogr. Ann., 81(4), 633–642.
- Jansson, P., Hock, R., Schneider, T. (2003). The concept of glacier storage: a review, J. of Hydrol., 282, 116–129.
- Jiang, T., Su, B., Hartmann, H. (2007). Temporal and spatial trends of precipitation and river flow in the Yangtze River Basin, 1961–2000, Geomorphology, 85, 143–154.
- Kottegoda, N., Rosso, R. (1997). Statistics, Probability and Reliability for Civil and Environmental Engineers, Mc Graw-Hill.
- Laternser M. (2002). Snow and avalanche climatology of Switzerland. Diss. ETH Zurich No. 14493. <http://e-collection.ethbib.ethz.ch/show?type=diss&nr=14493>.
- Laternser, M., Schneebeli, M. (2003). Long-term snow climate trends of the Swiss Alps (1931–99), Int. J. Climatol., 23, 733–750.
- Lehning, M., Bartelt, P., Brown, B., Fierz, C. (2002). A physical SNOWPACK model for the Swiss avalanche warning Part III: meteorological forcing, thin layer formation and evaluation, Cold Regions Science and Technology, 35, 169–184.
- Maiolini, B. e Lencioni, V. (2001). Longitudinal distribution of macro-invertebrate assemblages in a glacially influenced stream system in the Italian Alps, Freshwater Biology, 46, 12, 1625–1639.
- Martinelli, O., Modena, D., Bocchiola, D., De Michele, C., Rosso, R. (2004). Risorsa idrica nivale: la valutazione sulle montagne della Lombardia, Neve e Valanghe, 1, 44–57.
- Medagliani, M., Garavaglia, S., Bocchiola, D., Rosso, R. (2007). Il bilancio idrologico nei bacini a forte contributo nivale: il caso del torrente Mallerio, L'ACQUA, N.3, 9–20.
- McGlynn, B.L., McDonnell, J.J., Shanley, J.B. and Kendall, C. (1999). Riparian zone flowpath dynamics during snow melt in a small headwater catchment, J. of Hydrol., 222, 75–92.
- Ranzi, R., Grossi, G., Bacchi, B. (1999). Ten years of monitoring areal snow pack in the Southern Alps using NOAA-AVHRR imagery, ground measurements and hydrological data, Hydrol.Process., 13, 2079–2095.
- Rohrer, M.B., Braun, L.N., Lang, H. (1994). Long Term Records of Snow Cover Water Equivalent in The Swiss Alps: 1. Analysis, Nordic Hydrology, 25, 53–64.
- Salandin, A., Rabuffetti, D., Barbero, S., Cordola, M., Volonté, G., Mancini, M. (2004). Il lago effimero sul ghiacciaio del belvedere: monitoraggio e simulazione numerica del fenomeno finalizzata alla previsione e gestione dell'emergenza, Neve e Valanghe, 51, 58–66.
- Singh, P., Kumar, N. (1997). Impact assessment of climate change on the hydrological response of a snow and glacier melt runoff dominated Himalayan river, J. of Hydrology, 193 316–350.
- Singh, P., Kumar, N., Arora, M. (2000). Degree-day factors for snow and ice for Dokriani Glacier, Garhwal Himalayas, J. of Hydrol., 235,1–11.
- Schneeberger, C., Blatter, H., Abe-Ouchi, A., Wilda, M. (2003). Modelling changes in the mass balance of glaciers of the northern hemisphere for a transient 2xCO2 scenario, J. of Hydrol., 282, 145–163.
- Simaityte, J., Bocchiola, D., Augutis, J., Rosso, R. (in stampa). Use of a snowmelt model for weekly flood forecast for a major reservoir in Lithuania, Ann. Glaciol. Disponibile su richiesta.
- Swamy, A.N. e Brivio, P.A. (1996). Hydrological modelling of snowmelt in the Italian Alps using visible and infrared remote sensing, Int. J. Remote Sensing, 17(16), 3169–3188.
- Soncini Sessa, R. e Volta, M. (2004). One-year-long runoff forecast by a single snowpack evaluation, Hydrol. Proc., 19(7) 1419–1430.
- Wang, W., Van Gelder, P.H.A.J.M., Vrijling, J.K. (2005). Trend and stationarity analysis for streamflow processes of rivers in western Europe in the 20th century. Proceedings: IWA International Conference on Water Economics, Statistics, and Finance Rethymno, Greece, 8–10 July 2005.

