



# NILDE

Network Inter-Library Document Exchange

Il presente documento viene fornito attraverso il servizio NILDE dalla Biblioteca fornitrice, nel rispetto della vigente normativa sul Diritto d'Autore (Legge n.633 del 22/4/1941 e successive modifiche e integrazioni) e delle clausole contrattuali in essere con il titolare dei diritti di proprietà intellettuale.

**La Biblioteca fornitrice** garantisce di aver effettuato copia del presente documento assolvendo direttamente ogni e qualsiasi onere correlato alla realizzazione di detta copia.

**La Biblioteca richiedente** garantisce che il documento richiesto è destinato ad un suo utente, che ne farà uso esclusivamente personale per scopi di studio o di ricerca, ed è tenuta ad informare adeguatamente i propri utenti circa i limiti di utilizzazione dei documenti forniti mediante il servizio NILDE.

**La Biblioteca richiedente** è tenuta al rispetto della vigente normativa sul Diritto d'Autore e in particolare, ma non solo, a consegnare al richiedente un'unica copia cartacea del presente documento, distruggendo ogni eventuale copia digitale ricevuta.

**Biblioteca richiedente:** Biblioteca dell'Area Scientifico Tecnologica Università degli Studi di Roma Tor Vergata

**Data richiesta:** 19/09/2013 08:37:52

**Biblioteca fornitrice:** Biblioteca delle Scienze Fisiche

**Data evasione:** 19/09/2013 10:46:00

---

**Titolo rivista/libro:** Rivista di meteorologia aeronautica

**Titolo articolo/sezione:** Analisi di rappresentatività della rete di osservatori del soleggiamento del servizio metereologico dell'aeronautica

**Autore/i:** Accardi

**ISSN:** 0035-6328

**DOI:**

**Anno:** 1990

**Volume:** 50

**Fascicolo:** 3-4

**Editore:**

**Pag. iniziale:** 119

**Pag. finale:** 125

# Analisi di rappresentatività della rete di osservatori del soleggiamento del Servizio Meteorologico dell'Aeronautica

L. ACCARDI, C. DE SIMONE, S. FEDELE, M. FERRI, M. LATINI, M. PICCIONI

Servizio Meteorologico dell'Aeronautica, Roma

Università di Roma - Tor Vergata

(Lavoro presentato il 15 febbraio 1990)

**RIASSUNTO** - Allo scopo di studiare la rappresentatività e l'indipendenza della rete di stazioni meteorologiche italiane se ne è ricercato un sottoinsieme che conservasse il massimo dell'informazione. Come primo esperimento si è scelta la base dei dati relativa al soleggiamento giornaliero misurato in 31 stazioni meteorologiche durante un periodo di 16 anni. La scelta del sottoinsieme è effettuata applicando un metodo originale basato sull'uso della tecnica di "simulated annealing" (SA) (1). Per confronto si è applicato anche un metodo di ordinamento gerarchico dell'importanza delle stazioni (8). I risultati ottenuti, relativi ai 12 mesi dell'anno, mostrano la superiorità del metodo qui proposto.

**Analyse de représentativité du réseau des observateurs de l'exposition au soleil du service météorologique de l'Aéronautique.**

**RÉSUMÉ** - Dans cet article on a analysé les données relatives à l'exposition au soleil pendant chaque jour dans 31 stations météorologiques pendant la période de 16 années. On a utilisé la technique du "simulated annealing" (SA) et on a aussi appliqué une méthode de ordonnance hiérarchique de l'importance des stations. Les résultats obtenus qui sont relatifs aux 12 mois de l'année, montrent la supériorité de la méthode proposée.

**Representativeness analysis of the Italian Air Force meteorological stations which measure sunshine duration.**

**SUMMARY** - In order to study the representativeness of the Italian meteorological stations which measure sunshine duration a subset of the network which should maintain the maximum of information has been searched for. Sunshine duration data measured during 16 years by 31 meteorological stations have been taken into account.

The subset selection has been made by applying an original method based on the technique of "simulated annealing" (SA) 1. Another method has been applied, for a comparison, by ordering the stations taking into account their significance. The results obtained in this research demonstrated that the method here described is an excellent one.

## 1. INTRODUZIONE

Considerato l'insieme  $S$  di  $N = 31$  stazioni meteorologiche, che misurano la durata del

soleggiamento, si è cercato di individuare un sottoinsieme di  $S$ , di dimensione  $M < N$ , che conservasse il massimo dell'informazione, nel senso dei minimi quadrati, sull'intera rete. Questo è il primo passo verso il problema di interesse operativo: la capacità di aggiornare le temperature automaticamente e in tempo reale della rete di stazioni di Argo (10) dove  $N = 150$ . Pertanto il presente lavoro va considerato come una verifica preliminare della validità del metodo teorico proposto. Per definire un valore di  $M$  prossimo alla realtà operativa si è scelto  $M \cong N/2 = 15$ . Il passaggio alla temperatura non richiede innovazioni concettuali rispetto a quanto qui sviluppato, ma pone complessi e delicati problemi di programmazione a causa della grandezza dei numeri coinvolti (cfr. § 4). La validità del metodo per dati molto più vicini a quelli di Argo (cioè  $N = 150$  e  $M = 40$ ) è stata verificata in (3).

## 2. STRUTTURA DEI DATI E IPOTESI STATISTICHE

I dati dello studio riguardano il soleggiamento giornaliero (in ore) misurato in  $N = 31$  stazioni durante i 16 anni dal 1963 al 1978.

Il modello statistico utilizzato è il seguente: il simbolo  $Y$  denota l'osservabile,  $Y_{m,j,k}$  il valore della misura di  $Y$  effettuata dalla  $j$ -esima stazione nel mese  $m$  e nel giorno  $k$ : con  $m = 1, 12$ ,  $j = 1, 31$  e  $k = 1, 30 \times 16$ , in modo che  $k = 30(a-1) + g$  dove  $a = 1, 16$  indica l'anno e  $g = 1, 30$  il giorno. Per le quantità  $Y_{m,j,k}$ ,  $j, k$  si postula un modello del tipo:

$$Y_{m,j,k} = \mu_{m,j} + X_{m,j,k} \text{ con } \mu_{m,j}$$

costante, media empirica sull'indice  $k$  (cioè mensile) delle  $Y_{m,j,k}$ ; le  $X_{m,j,k}$  sono variabili aleatorie, le anomalie, congiuntamente gaussiane con medie nulle e covarianze pari alle covarianze empiriche mensili delle  $Y$ . L'ipotesi di gaussianità è stata verificata sperimentalmente in (4). Poiché le statistiche sono relative a 16 anni non si considera l'effetto di errori campionari. Si suppone che la distribuzione del vettore gaussiano  $X_{m,k} = (X_{m,1,k}, \dots, X_{m,31,k})$  sia nota e venga ricavata dai valori osservati. Nel seguito l'analisi statistica riguarderà il generico mese dell'anno e pertanto l'indice  $m$  sarà omissso dalle notazioni. In particolare  $\Sigma$  indicherà la matrice delle covarianze relativa alle anomalie in un generico mese fissato.

### 3. CRITERIO DI OTTIMIZZAZIONE

Dato il vettore casuale  $X$  di componenti  $X_j$ ,  $j \in S$  e dato un sottoinsieme  $S^0 \subset S$  si definisce errore di predizione lineare (o errore quadratico medio) di  $X$  sull'insieme  $S$ , il numero:

$$E [ \|X - ES^0(X)\|^2 ] \quad (1)$$

dove il simbolo  $\| \cdot \|$  indica la norma euclidea e le componenti del vettore  $ES^0(X)$  sono le attese condizionate delle corrispondenti componenti del vettore  $X$  rispetto alle  $M$  variabili prescelte. Il problema consiste nel minimizzare la quantità (1) rispetto a tutte le scelte possibili di sottoinsiemi  $S^0 \subset S$  di ordine 15. Nel caso di variabili gaussiane  $ES^0(X)$  è una combinazione lineare, a coefficienti costanti delle  $M$  variabili scelte (5).

Minimizzare la (1) è equivalente a minimizzare la funzione costo (9):

$$c(S^0) = \text{tr} (\Sigma_{N-M}^{-1} \Sigma_{N-M, M} \Sigma_M^{-1} \Sigma_{N-M, M}^T) \quad (2)$$

su tutti i sottoinsiemi  $S^0$  di  $S$  di ordine  $M$ . I sottoindici  $M$  e  $N-M$  indicano rispettivamente gli insiemi delle stazioni scelte e delle rimanenti.

### 4. SIMULATED ANNEALING (SA)

I possibili modi di scegliere il vettore  $M$ -dimensionale come una configurazione alla quale è associato il costo dato dalla (2), nell'insieme delle  $N$  stazioni sono  $N!/(N! - M!)$ . Una ricerca esaustiva del minimo è perciò da escludere, richiederebbe un tempo di calcolo inaccettabile. Una possibile alternativa al metodo esaustivo è data dagli algoritmi di ricerca locale. La loro applicazione presuppone la definizione di un meccanismo di perturbazione che individui per ogni configurazione  $i$  l'insieme dei vicini  $R_i$ , costituito da tutte le configurazioni raggiungibili da  $i$  con un solo scambio. L'algoritmo opera nel modo seguente: partendo da una configurazione  $i$  assegnata, si genera una possibile configurazione  $j \in R_i$ . Se  $c(j) < c(i)$  si accetta  $j$  altrimenti si seleziona un altro elemento di  $R_i$ . L'algoritmo per definizione termina in un minimo locale, ma non c'è alcuna garanzia che tale minimo sia anche globale. Un metodo per superare questo problema è dato dall'algoritmo di METROPOLIS (1), che simula il processo di raggiungimento dell'equilibrio termico di un solido a temperatura  $T$ . L'idea è di perturbare stocasticamente un algoritmo di ricerca locale accettando anche, con probabilità finita, transizioni con incremento di costo. Questo svantaggio è bilanciato da una probabilità non nulla di sfuggire da un minimo locale. Nel paragone con il solido le configurazioni  $i$  sono gli stati possibili, la funzione costo è l'energia interna, il parametro  $T$  è la temperatura e la probabilità non nulla di uscire da un minimo è giustificata dai moti

stocastici di agitazione termica. Se  $c(j) < c(i)$   $j$  si accetta e diventa la nuova configurazione, altrimenti  $j$  è accettato con probabilità pari a:  $\exp(-(c(j)-c(i))/T)$ . Gli algoritmi deterministici scartano quegli  $j \in R$  con costo maggiore di  $i$  e perciò si arrestano se  $i$  è minimo. L'algoritmo di Metropolis introduce la possibilità di accettare un peggioramento, con probabilità che decresce esponenzialmente con lo scarto  $c(j) - c(i)$ , al fine di sfuggire da un minimo locale. Tale meccanismo si può esprimere matematicamente con una catena di MARKOV  $\{X_k\}$  (6) in cui la probabilità che la  $k$ -esima transizione sia da  $i$  a  $j$  è data dal prodotto delle probabilità di generare  $j$  per la probabilità di accettarla e quindi è:

$$P_{i,j}(T) = 1/R(i) \quad \text{se } c(j) < c(i)$$

$$P_{i,j}(T) = \exp\{-[c(j)-c(i)]/T\}/R(i) \quad (3)$$

se  $c(j) > c(i)$

$$P_{i,i}(T) = 1 - \sum_j P_{i,j}(T)$$

Proseguendo con questo criterio, poiché la catena è ergodica, si raggiunge l'equilibrio, cioè:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} IP(x_k = i) = \pi_i(T) = \exp[-c(i)/T] / \sum_j \exp[-c(j)/T]$$

che è la distribuzione di BOLTZMANN. Per  $T$  tendente a zero la distribuzione di probabilità  $\pi(T)$  tende a una distribuzione di probabilità concentrata sui minimi globali di  $c$ , cioè indicando con  $R_{opt} = \{i \in R: c(i) \leq c(j) \forall j \in R\}$  l'insieme dei minimi assoluti di  $c$ , si ha:

$$\lim_{T \rightarrow 0} \lim_{k \rightarrow \infty} IP(X_k \in R_{opt}) = 1 \quad (4)$$

Tale condizione pur costituendo un risultato fondamentale non è utilizzabile in pra-

tica per la difficoltà di realizzare numericamente il doppio limite in (4).

Si introduce allora l'algoritmo del Simulated Annealing (raffreddamento simulato) che può essere descritto da una sequenza di algoritmi di METROPOLIS per una successione  $(T_k)$  decrescente a zero per  $k \rightarrow \infty$  del parametro  $T$  il quale dipende ora dal tempo  $k$ . In tal caso le probabilità di transizione sono ottenibili dalle (3) esplicitando la dipendenza di  $T$  da  $k$  e la catena di MARKOV è non omogenea. Si dimostra (9) che: a) la distribuzione  $\pi(T)$  tende a una distribuzione di probabilità concentrata sui minimi globali quando  $T \rightarrow 0$  per  $k \rightarrow \infty$ . Nella pratica il parametro  $T$  viene mantenuto costante per un numero fissato di passi e poi diminuito. Un teorema di DOBRUSHIN (6), mostra che la necessaria convergenza è assicurata se la catena di MARKOV associata al SA è fortemente ergodica [(1), (6)]. Per porre rimedio a questa situazione si sono analizzati i diversi metodi di applicazione del SA. Questa analisi ha permesso di realizzare un metodo originale, basato sulla rinuncia della garanzia a priori della forte ergodicità per una sequenza di raffreddamento più veloce, che affronta i seguenti punti:

- I) scelta opportuna della configurazione iniziale
- II) scelta opportuna della temperatura
- III) decremento di  $T$  e lunghezza della simulazione fissata
- IV) introduzione di un criterio di arresto.

Per i punti I) e II) si è considerato il valore medio  $E[c_T]$  della funzione costo relativa a uno stato a temperatura  $T$  e si è introdotto il concetto di densità degli stati, indicando con  $\Phi(c)$  il numero di stati possibili del sistema con costo  $c$ . Assumendo  $\Phi(c)$  gaussiana nell'intorno di  $c$  dall'espressione di  $E[c_T]$  risulta, imponendo opportune condizioni (9):  $E(c) = c - \sigma^2/T$  la temperatura iniziale è quella per cui:  $[c - E(c)] / \sigma = 1$  e quindi:  $T_{iniz} = \sigma$  che assume la seguente espressione:  $T_{iniz} = \sigma$  che assume la seguente espressione:  $T_{iniz} = E[c^2(T)] - E[c(T)]^2$ . Il calcolo delle aspettative di  $c^2(T)$  e  $c(T)$  è stato effettuato sulla base di una realizzazione

{X<sub>k</sub>} di una catena di MARKOV, approssimate, per la legge dei grandi numeri, con la media dei valori su un campionamento di numerosità n. Durante il campionamento, effettuato a temperatura infinita affinché tutti gli stati fossero accettati, si è conservata la configurazione di costo minimo incontrata che ha costituito lo stato di partenza. Le quantità di cui al punto III) sono grandezze fondamentali per la sequenza di raffreddamento e condizionano in modo determinante il tempo d'esecuzione. Il loro studio ha condotto alla scelta di una successione T<sub>k</sub> che tende a zero come 1/k. Dall'ipotesi di gaussianità sui valori della funzione costo risulta: c(i) ~ N(μ(T), σ<sup>2</sup>(T)) con μ(T) = c(T) - c<sub>opt</sub>. Poiché risulta IP{c(i) ≤ μ(T) + 3σ(T)} = 0.99 si può usare per il 99% degli stati la seguente espressione:

$$T_{k+1} = T_k \left[ 1 + \frac{T \ln(1 + \delta)}{\mu(T_k) + 3\sigma(T_k)} \right]^{-1}$$

La rinuncia della garanzia a priori della convergenza alla soluzione ottima ha indotto a introdurre un criterio empirico di arresto (iv). Quest'ultimo è basato sul confronto, una volta raggiunto l'equilibrio a temperatura T, di quantità determinate all'interno del processo stesso. Detto infatti R<sub>a</sub>(T) l'insieme degli stati accettati a temperatura T si calcola:

$$\max_{i \in R_a(T)} c(i) - \min_{j \in R_a(T)} c(j)$$

e si confronta con:

$$\max_{i, j \in E_a(T)} c_{i,j}(T) = \max_{i, j \in R_a(T)} |c(j) - c(i)|$$

se le due quantità sono uguali tutti gli stati visitati hanno costo paragonabile, quindi il SA si ferma.

## 5. METODO DELL'ORDINAMENTO GERARCHICO

Un altro metodo, dalla cui applicazione (2) provengono i risultati di confronto con quelli ottenuti dal Simulated Annealing, è il metodo gerarchico proposto da GUY DER MEGRE-DITCHIAN (8) che consente di ordinare in senso crescente d'importanza i 31 osservatori della rete di stazioni per la misurazione del soleggiamento. Esso si basa sulla seguente definizione di equivalenza tra due reti di osservazione. Dette

$$9 \quad (i)_{i=1}^N \text{ e } (\beta_i)_{i=1}^n$$

due reti di stazioni meteorologiche costituite rispettivamente da N e n stazioni per la misurazione dei valori di uno stesso campo meteorologico e indicate con

$$K = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i$$

i coefficienti di anomalia (o anomalie medie) del campo stesso. Quest'ultimi sono una caratteristica essenziale del campo perché ne definiscono la variabilità in relazione al suo comportamento medio. Due reti di osservatori Γ(N) e β(n) sono equivalenti (in anomalia) se coincidono le funzioni di ripartizione dei coefficienti di anomalia osservati, cioè:

$$F_{K[\Gamma(N)]}^{(x)} = F_{K[\beta(n)]}^{(x)} \quad (5)$$

dove con x si sono indicati i valori delle variabili osservate. In altri termini due reti saranno considerate equivalenti se la caratterizzazione della loro variabilità, in relazione al loro comportamento medio, è stocasticamente identica. La relazione (10) viene indebolita imponendo l'uguaglianza solo di un certo numero di cumulanti v(j) relativi alle variabili aleatorie k [Γ(N)] e k [β(n)]. Si definisce quindi equivalenza di ordine m:

$$V_j\{k[\Gamma_N]\} = V_j\{k[\beta_n]\} \quad j = 1, \dots, m \quad (6)$$

dove, per la teoria sulle forme quadratiche di vettori gaussiani (7):

$$V_j \{k[\Gamma_N]\} = \frac{2(j-1)}{N} (j-1)! \operatorname{tr}(\Sigma^j)$$

La nozione di equivalenza di due reti è utilizzata per definire il numero  $n$  di osservatori stocasticamente indipendenti, equivalenti a  $N$  osservatori correlati. Ciò permetterà di stimare la qualità di una rete in relazione alla correlazione delle stazioni. In base alla (6) per un'equivalenza di ordine 2 si ha:

$$V_1\{k[\Gamma(N)]\} = V_1\{k[\beta(n)]\}, V_2\{k[\Gamma(N)]\} = V_2\{k[\beta(n)]\}$$

risolvendo la prima:

$$\frac{\operatorname{tr}(\Sigma)}{N} = \frac{\sigma^2 n}{n} = \sigma^2 = \frac{\operatorname{tr}(\Sigma)}{N}$$

in cui si è indicata con  $\Sigma = \sigma^2 I$  la matrice relativa alla rete  $[\beta(n)]$ . Poiché dalla seconda si ha:

$$\frac{2 \operatorname{tr}(\Sigma^2)}{N^2} = \frac{2 \sigma n}{n^2}$$

sostituendo l'espressione ottenuta per  $\sigma^2$ , si ottiene:

$$\operatorname{neq} = \frac{\sigma}{\operatorname{tr}(\Sigma^2)} \frac{N^2}{n^2} = \frac{(\operatorname{tr} \Sigma)^2}{\operatorname{tr}(\Sigma^2)} \quad (7)$$

che definisce il numero equivalente  $\operatorname{neq}$ . La nozione appena introdotta permette di ottenere una gerarchia tra le stazioni di una rete  $[\Gamma(N)]$ . Indicata con  $\Sigma$  la matrice empirica di covarianza calcolata a partire da un insieme di osservazioni, si determina la stazione meno significativa secondo il seguente criterio. Date le  $N$  stazioni meteorologiche, si calcola secondo la (7) su  $N-1$  stazioni il numero equivalente di stazioni indipendenti  $\operatorname{neq}(i)$  dove  $i$  indica la stazione eliminata dalle  $N$  esistenti. Facendo variare  $i$  da 1 a  $N$ , si cerca il valore  $i$  tale che:  $\operatorname{neq}(j) = \max \operatorname{neq}(i)$ . La stazione  $j$  è la stazione meno importante, poiché eliminandola la perdita d'informazione è minima. Iterando il procedimento per  $N-1$  passi si ottiene un ordinamento crescente, per importanza delle  $N$  stazioni.

## 6. ANALISI DEI RISULTATI

Partendo dall'analisi delle proprietà di correlazione esistenti tra i 31 osservatori della rete per la misura dell'insolazione si è costruito un metodo statistico per la scelta di una rete dimezzata che fosse in grado di rappresentare al meglio l'intera rete. Dalla definizione della funzione costo si è ottenuta la relazione che la lega alla quantità d'informazione sul campo meteorologico data dai 15 osservatori scelti, cioè la varianza spiegata dagli osservatori esclusi. La rete dei 31 osservatori è risultata sufficientemente indipendente, infatti per i 16 osservatori esclusi la varianza spiegata dai 15 scelti è sempre circa il 50%. I risultati ottenuti sono esposti nelle tabelle. Da queste si osserva che le percentuali di varianza spiegata sono sempre superiori nel caso del SA: le 15 stazioni scelte dal SA rappresentano meglio l'insieme completo rispetto alle 15 scelte con il metodo gerarchico. Per valutare la significatività delle scelte si è suddivisa l'Italia in 4 parti: nord, centro, sud peninsulare e isole. Al nord si ha la presenza costante della stazione di Pian Rosà in entrambi i metodi, giustificata dalla sua posizione geografica (3480 m s.l.m.) che la rende indipendente. Le stazioni di Trieste e Udine sono scelte frequentemente nel periodo inverno-primavera, mentre vengono sostituite dall'osservatorio di Bolzano nel periodo estivo-autunnale. L'osservatorio del Monte Cimone (2165 m s.l.m.) non viene selezionato costantemente, in caso di scelta è però significativo per entrambi i metodi. Analoga situazione per la stazione di Capo Mele importante per la sua posizione, trovandosi su un promontorio della costa ligure a 80 km a ovest di Genova. In generale i due metodi sono equivalenti nella stagione invernale e primaverile, mentre in estate, per effetto dei temporali isolati, presentano delle differenze legate alla variabilità stocastica del tempo meteorologico. Nella zona del centro Italia, che si estende dal sud dell'Appennino Tosco-Emiliano sino alla latitudine di Roma, la concordanza di scelte si presenta prevalentemente nel periodo invernale (Pisa, Pescara, Monte Terminillo), legate agli aspetti dominanti del tempo invernale di sereno, le stazioni sono equivalenti poiché le osservazioni diventano soltanto funzioni astronomiche,

TABELLA 1

Nominativo		ind	G	F	M	A	M	G	L	A	S	O	N	D
N O R D	BOLZANO	020												
	UDINE R.	044	+	+	*	+	+	+	+	+	+	+	+	+
	PIAN ROSA'	052	* +	* +	* +	* +	* +	* +	* +	* +	* +	* +	* +	* +
	TORINO C.	059			+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
	MILANO L.	080	* +		*				*					
	VENEZIA T.	105							+	*	*	*		+
	TRIESTE	110	* +	*		+	+	+		*	*	*		+
	GENOVA S.	120					*			*				
	M. CIMONE	134		*	+			*	+	*	+	*	+	
	BOLOGNA	140	*		*		*		*		*		*	
CAPO MELE	153	* +	* +	*		+	*	+	*	+	*	+	*	
C E N T R O	PISA	158		+	*	+	*	+				*		*
	ANCONA	191		+		+	*				*		*	+
	PIANOSA	200				+				*		*	+	*
	M. TERMINILLO	219			+		+		*	+	+	+	+	+
	VIGNA DI VALLE	224	*	*			*	+			+		*	+
	PESCARA	230	* +	*	+		+		*		*		*	
	ROMA CIAMPINO	239		*		*			*		*		*	*
S U D	FOGGIA A.	261			*		*	+				*	+	*
	NAPOLI C.	289	*			+		*	+			*	+	*
	CAPO PALINURO	310		*		*	+		*	+	*		*	
	BRINDISI	320	* +	*	+	+	+	*	+	*	+	*	+	+
	CROTONE	350		*	+	*	+		*	+	*	+	*	+
I S O L E	USTICA	400							*					*
	MESSINA	420	* +		+						+			*
	TRAPANI	429	* +	*		+		*	+		+		+	+
	GELA	453	* +	*	+	*	+	*	+	*	+	*	+	*
	PANTELLERIA	470	* +	*	+	+	+	*	+	*	+	*	+	*
	ALGHERO	520	* +	*	+			*	+	*	+	*	+	*
	OLBIA	531	* +		*		*		+	*	+	*		+
CAGLIARI	560		+	*	+	*	+	*	+	*	+	*	+	

TABELLA 2

METODI	GEN	FEB	MAR	APR	MAG	GIU	LUG	AGO	SET	OTT	NOV	DIC
SIMULATED ANNEALING												
costo configurazione	6.7	5.3	5.2	4.9	4.7	5.6	6.7	6.7	5.3	5.3	4.9	4.7
Varianza spiegata ( % )	58	66	66	69	70	65	58	58	66	66	66	71
ORDINAMENTO GERARCHICO												
costo configurazione	7.4	5.6	5.7	5.3	5.5	6.1	7.9	6.8	6.5	6.9	7.1	6.9
varianza spiegata ( % )	53	64	64	66	65	61	50	57	59	56	55	55

Confronto dei risultati dei metodi in termini di costo e varianza spiegata.

da tutto ciò segue una certa disparità nelle scelte effettuate dai due algoritmi. Una stabilità si riscontra invece per il sud peninsulare: infatti ritroviamo stazioni come Brindisi, Crotone, Trapani che vengono selezionate costantemente da entrambe i metodi durante quasi tutto l'anno; tale stabilità è dovuta ad una maggiore omogeneità climatica di cui il sud è caratterizzato. Per quanto riguarda le stazioni insulari le scelte sono pressoché identiche e la presenza di determinate stazioni meteorologiche nell'arco dell'anno è costante. Ciò è causato dalla maggiore indipendenza di tali stazioni rispetto a quelle settentrionali e centropeninsulari dovuta alle loro posizioni. La stazione di Pantelleria, per esempio, è posta al centro del Canale di Sicilia, mentre quella di Gela, scelta indistintamente da entrambi i metodi tutto l'anno, è la stazione più a sud della Sicilia. Analogamente per la scelta di Olbia, Alghero e Cagliari che ricoprono rispettivamente il versante nord-orientale, nord-occidentale e meridionale della Sardegna.

## 6. CONCLUSIONI

I due metodi utilizzati operano selezioni equivalenti dal punto di vista del numero di stazioni scelte in una stessa zona geografica, ma non equivalenti dal punto di vista del costo configurazionale, la configurazione scelta dal SA corrisponde sempre a una minore perdita d'informazione. Le configurazioni ottenute presentano, per ogni mese dell'anno, in entrambi i casi, scelte fisse dovute alla spiccata significatività di alcuni osservatori, come quelli posti sulle montagne, a quote superiori al livello medio delle nubi, che presentano caratteristiche d'indipendenza tali da renderli indispensabili. Si osserva inoltre che alcune stazioni come Genova, Napoli non vengono scelte quasi mai e ciò è interpretabile con il fatto che la loro collocazione, a differenza di altre come Capo Mele e Capo Palinuro, è legata alla presenza degli aeroporti e non a caratteristiche fisiche particolari. Dall'analisi delle tabelle si nota inoltre una distribuzione uniforme su tutto il territorio nazionale che permette un alto grado d'informatività. In conclusione i due metodi sono

equivalenti per le loro scelte significative, ma il SA giunge sempre a configurazioni il cui costo è inferiore a quello delle scelte corrispondenti ottenute con il metodo del numero equivalente.

## NOTA

I tabulati dei programmi di calcolo sia per il SA sia per il Neq, in linguaggio FORTRAN ANSI 77, sono disponibili su richiesta.

## RINGRAZIAMENTI

Si ringraziano i colleghi M. CAPALDO e G. DADDARIO per la continua amichevole collaborazione.

## BIBLIOGRAFIA

- (1) VAN LAARHOVEN — P.J.M. & AARTS E.H.L. - Simulated Annealing: Theory and application Dodrec.
- (2) FEDELE S. — Ottimizzazione di una rete rilevamento dati, *Tesi di laurea Università di Roma* 1988.
- (3) FERRI M., PICCIONI M. — Optimal selection observatories: an approach via Simulated Annealing - *Technometrics* in print.
- (4) CARETTA C. — Test di gaussianità per variabili aleatorie di carattere meteorologico rappresentanti la durata del soleggiamento, dal 1-1-1963 al 31-12-1978, *Tesi di laurea Università di Roma* 1988.
- (5) MORRISON D.F. — Metodi di analisi statistica multivariata — *Casa Editrice Ambrosiana* 1976.
- (6) ISAACSON & MADSEN — Markov chains: Theory and Applications — *ed. Wiley & sons*.
- (7) JOHNSON & KOTZ — Continuous and multivariate distributions — *Wiley & sons*.
- (8) DER MEGREDITCHIAN G. — L'optimisation des reseaux d'observation des champs meteorologiques - *Meteorologie Nationale*.
- (9) LATINI M. — Applicazioni di Simulated Annealing in Meteorologia, *Tesi di laurea Università di Roma*, 1988.
- (10) DE SIMONE C. & FERRI M. - ARGOS: local weather predictions system of the Italian Air Force Meteorological Service, - *Riv. Met. Aer. XLVII*, 1, 7, 1987.