



**ISPRRA**

Istituto Superiore per la Protezione  
e la Ricerca Ambientale

# Elaborazione delle serie temporali per la stima delle tendenze climatiche



32 / 2012

STATO DELL'AMBIENTE



# **Elaborazione delle serie temporali per la stima delle tendenze climatiche**

---

---

## **Informazioni legali**

L’istituto Superiore per la Protezione e la Ricerca Ambientale (ISPRA) e le persone che agiscono per conto dell’Istituto non sono responsabili per l’uso che può essere fatto delle informazioni contenute in questo rapporto.

La Legge 133/2008 di conversione, con modificazioni, del Decreto Legge 25 giugno 2008, n. 112, pubblicata sulla Gazzetta Ufficiale n. 195 del 21 agosto 2008, ha istituito l’ISPRA - Istituto Superiore per la Protezione e la Ricerca Ambientale.

L’ISPRA svolge le funzioni che erano proprie dell’Agenzia per la Protezione dell’Ambiente e per i servizi Tecnici (ex APAT), dell’Istituto Nazionale per la Fauna Selvatica (ex INFS) e dell’Istituto Centrale per la Ricerca scientifica e tecnologica Applicata al Mare (ex ICRAM).

La presente pubblicazione fa riferimento ad attività svolte in un periodo antecedente l’accorpamento delle tre Istituzioni e quindi riporta ancora, al suo interno, richiami e denominazioni relativi ai tre Enti soppressi.

**ISPRA – Istituto Superiore per la protezione e la ricerca ambientale**  
Via Vitaliano Brancati, 48 – 00144 Roma  
[www.isprambiente.it](http://www.isprambiente.it)

ISPRA, Stato dell’Ambiente 32/2012

ISBN 978-88-448-0559-3

Riproduzione autorizzata citando la fonte

**Elaborazione grafica**  
ISPRA

*Grafica di copertina:* Franco Iozzoli  
*Foto di copertina:* Franco Desiato

**Coordinamento tipografico:**  
Daria Mazzella  
ISPRA - Settore Editoria

Luglio 2012

---

## **Autori**

Franco Desiato, Guido Fioravanti, Piero Fraschetti, Walter Perconti, Emanuela Piervitali (ISPRA)

---

## **Indice**

1. Introduzione .....	6
2. Criteri e controlli di validita' dei dati e degli indicatori climatici .....	7
3. Selezione delle serie temporali .....	10
4. Omogeneizzazione delle serie di temperatura .....	16
4.1 Introduzione .....	16
4.2 Metodi di omogeneizzazione.....	17
4.3 Omogeneizzazione delle serie del sistema SCIA .....	18
5. Calcolo dei valori normali e delle anomalie .....	25
5.1 Temperatura .....	25
5.2 Precipitazione .....	27
6. Stima delle tendenze .....	30
6.1 Temperatura .....	31
6.2 Precipitazione .....	34
Bibliografia .....	36

---

## 1. INTRODUZIONE

Per favorire l'elaborazione, la rappresentazione e la disponibilità di indicatori sul clima in Italia, l'ISPRA ha realizzato da tempo il Sistema nazionale per la raccolta, l'elaborazione e la diffusione di dati Climatologici di Interesse Ambientale (SCIA), in collaborazione con il Servizio Meteorologico dell'Aeronautica Militare, l'Unità di Ricerca per la Climatologia e la Meteorologia applicate a l'Agricoltura (CMA-CRA), numerose Agenzie Regionali per la Protezione dell'Ambiente e i Servizi Agrometeorologici Regionali della Sicilia e delle Marche.

Attraverso l'elaborazione delle serie temporali di dati misurati da diverse reti osservative, il sistema SCIA (Desiato 2007; Desiato et.al., 2006, 2007, 2011) rende disponibili i valori statistici decadali, mensili e annuali (denominati convenzionalmente indicatori) di numerose variabili meteoclimatiche; esso consente inoltre di aggiornare periodicamente le informazioni con una procedura standardizzata. Le informazioni prodotte da SCIA sono accessibili attraverso un sito web dedicato nel portale del Sistema Nazionale Conoscitivo e di Informazione Ambientale (SINANET) dell'ISPRA, all'indirizzo: [www.scia.sinanet.apat.it](http://www.scia.sinanet.apat.it).

Sulla base delle serie temporali di indicatori elaborati dal sistema SCIA è stato possibile, a partire dal 2006, calcolare e presentare numerosi indicatori climatici aggregati, rappresentativi delle tendenze del clima in Italia negli ultimi 50 anni. Tali indicatori sono alla base delle informazioni diffuse annualmente attraverso i rapporti ISPRA – Stato dell'Ambiente della serie “Gli indicatori del clima in Italia” (ISPRA 2011a il più recente) e, per quanto attiene al capitolo “Cambiamenti climatici ed energia”, attraverso l'Annuario di dati ambientali dell'ISPRA (ISPRA 2011b il più recente).

Il passaggio dalle serie di dati rilevate dalle reti osservative alla stima delle tendenze delle variabili climatiche, comporta l'adozione e l'applicazione di criteri rigorosi di controllo, selezione ed elaborazione delle serie temporali stesse. Questi criteri, e il risultato della loro applicazione agli indicatori climatici italiani, vengono descritti nel presente rapporto, suddivisi in capitoli che rappresentano in sequenza le diverse fasi di elaborazione.

---

## **2. CRITERI E CONTROLLI DI VALIDITA' DEI DATI E DEGLI INDICATORI CLIMATICI**

In assenza di una terminologia condivisa nel contesto della elaborazione dei dati climatici, in questo rapporto vengono adottate convenzionalmente le seguenti definizioni.

Con il termine dati si intendono i valori delle osservazioni climatiche rilevate dalle reti di monitoraggio, sottoposti ai controlli di validità e archiviati autonomamente dagli organismi nazionali o regionali titolari delle reti e delle proprie basi dati. Con le serie temporali di dati messe a disposizione dalle fonti vengono alimentati i programmi di calcolo degli indicatori elaborati dal sistema SCIA.

Con il termine indicatori si intendono quindi i valori statistici (medie, estremi, frequenze, ecc.) delle variabili climatiche riferite a una stazione di misura in un determinato intervallo di tempo, tipicamente un mese o un anno. Per esempio, sono indicatori la temperatura media del mese di gennaio di Roma Ciampino e la precipitazione massima giornaliera nel 2010 di Milano Linate.

Con il termine indici si intendono i valori delle grandezze aggregate sia in senso temporale che spaziale, calcolati applicando agli indicatori opportuni criteri, metodi o modelli statistici. Per esempio, sono indici i valori climatologici normali di temperatura o precipitazione in un trentennio di riferimento e le serie di anomalie annuali, sia riferite a una singola stazione che rappresentative della media sull'intero territorio nazionale.

Adottando queste definizioni, nel presente capitolo sono descritti i controlli e i criteri di validità dei dati e degli indicatori climatici che vengono applicati nel sistema SCIA.

### Controlli di validità dei dati in ingresso

In generale, i controlli di validità dei dati rientrano nei compiti e nelle attività delle fonti dei dati stessi. In altre parole, il sistema SCIA si basa sul presupposto che i dati degli organismi titolari delle reti di osservazione meteorologica con cui viene alimentato il sistema siano validi, o comunque siano riconoscibili i dati non validi come esito di controlli di validità effettuati dalla fonte. In quest'ultimo caso l'esito dei controlli è rappresentato da un *flag* di validità (uno per dato) presente sui file di ingresso. Il programma di calcolo degli indicatori di SCIA prende in considerazione, sia per la determinazione del valore dell'indicatore decadale, mensile o annuale, sia per il conteggio dei dati utili alla determinazione del valore stesso, solo i dati con *flag* di dato valido.

Per quanto riguarda i dati sinottici (derivati dai messaggi trionari SYNOP e riepilogativi giornalieri SYREP), il programma di calcolo degli indicatori SCIA procede a un'ulteriore serie di controlli di validità sulle variabili contenute nei messaggi. In particolare, vengono utilizzate e applicate in sequenza due diverse classi di controllo:

- a) controllo climatologico debole;
- b) controllo di consistenza interna.

Dopo ogni controllo il dato originale viene restituito senza essere modificato, insieme ad un *flag* che ne attribuisce la qualità di dato valido o non valido.

Il controllo climatologico debole si basa sul requisito di non superamento di soglie minime e massime (abbastanza blande) di accettazione del dato. Le soglie sono state definite a priori utilizzando dei criteri di ragionevolezza (tab. 2.1). Il non superamento di questo controllo vieta qualsiasi utilizzo successivo del dato.

Il controllo di consistenza interna prevede il controllo reciproco di più variabili in uno stesso istante temporale. Ad esempio, la temperatura dell'aria viene messa a confronto con la temperatura di rugiada: ovviamente, non potrà mai verificarsi che quest'ultima sia più grande della temperatura dell'aria. Anche in questo caso, il non superamento di questo controllo pregiudica per sempre l'utilizzo successivo del dato.

**Tabella 2.1 - Soglie di accettazione per i valori delle variabili dei messaggi sinottici**

Variabile	Unità di misura	Descrizione	Soglia minima	Soglia massima
HH	M	Altezza nubi più basse	0	2500
VIS	Hm	Visibilità orizzontale	0	9999
NTOT	1/8	Copertura nuvolosa totale	0	9
DD	Gradi	Direzione (di provenienza) del vento	0	360
FF	Nodi	Forza del vento	0	199
TATA	C/10	Temperatura dell'aria	-290	490
TDTD	C/10	Temperatura di rugiada	-290	490
UMID	%	Umidità relativa	20	100
PRES	hPa/10	Pressione al livello del mare	9600	10600
PRECI	mm/10	Precipitazione	0	9890
TEMPPR		Tempo presente	0	99
TEMPAS		Tempo passato	0	99
TETE	°C/10	Temperatura massima o minima	-290	490
RADSOL	cal/cm <sup>2</sup> min	Radiazione solare	0	Funzione di giorno, ora, latitudine

### Controlli di validità degli indicatori

Ogni indicatore calcolato attraverso i programmi del sistema SCIA e poi caricato sul database nazionale degli indicatori climatici, è contrassegnato, oltre che dal suo valore, dal numero di giorni con dati da cui ha avuto origine e da un *flag* di validità dell'indicatore stesso, che può assumere diversi valori; un valore maggiore o uguale a 1 ha il significato di indicatore valido o consolidato; un valore uguale a 0 ha il significato di indicatore generato da un numero insufficiente di dati validi.

In generale, il criterio per l'attribuzione del *flag* di indicatore valido consiste nella disponibilità di almeno il 75% di dati elementari validi che concorrono al calcolo dell'indicatore stesso. Questo criterio viene adottato per tutti gli indicatori (tipicamente, valori medi ed estremi) per i quali è ragionevole ipotizzare che la mancanza del 25% o meno dei dati di origine non alteri significativamente il valore dell'indicatore, ed è motivato anche dall'obiettivo di non scartare un numero troppo elevato di indicatori. Un'eccezione è costituita dai valori di precipitazione cumulata che, per la natura stessa dell'indicatore, devono considerarsi validi solo se è disponibile una percentuale dei dati di origine più elevata. Per le precipitazioni cumulate (decadali, mensili, annuali) la soglia di dati disponibili e validi oltre la quale viene assegnato il *flag* di indicatore valido è fissata al 90%.

Il programma di calcolo degli indicatori controlla in prima battuta la presenza dei dati necessari al calcolo di un certo indicatore a livello giornaliero; se la percentuale di dati presenti e validi nella giornata è pari almeno al 75% (per esempio, per i dati contenuti nei messaggi sinottici triorari, almeno 6 osservazioni su 8) l'indicatore giornaliero viene considerato valido. La temperatura media giornaliera viene calcolata, secondo gli standard dell'OMM, come valore medio delle temperature minima e massima giornaliera. Tuttavia, viene calcolata anche la temperatura media come media di tutti i valori rilevati nell'arco della giornata; in questo caso, si aggiunge un controllo sulla distribuzione dei dati tra giorno e notte (presenza di almeno 75% dei dati nell'intervallo diurno e di almeno 75% dei dati nell'intervallo notturno). L'attribuzione del *flag* di validità all'indicatore decadale, mensile o annuale viene poi effettuata controllando ancora che siano presenti almeno il 75% di dati giornalieri validi. Per alcuni indicatori come la temperatura media annuale il *flag* di validità viene assegnato solo dopo aver effettuato un ulteriore controllo sul popolamento dei valori giornalieri rispetto alle stagioni. Infatti, nel caso in cui i valori giornalieri mancanti fossero sbilanciati tra estate e inverno, la temperatura media annuale calcolata risulterebbe significativamente alterata e quindi da considerare non valida. Il controllo che viene effettuato considera il valore assoluto della differenza tra

---

il numero di dati giornalieri nei tre mesi invernali (gennaio, febbraio e dicembre) ed estivi (giugno, luglio e agosto). Un valore maggiore di 20 pregiudica la validità dell'indicatore temperatura media annuale. Lo stesso tipo di controllo e di criterio di assegnazione del *flag* di validità viene applicato agli indicatori annuali di altre variabili caratterizzate da forte variabilità stagionale: media delle temperature minima e massima giornaliera, eliofania, radiazione globale incidente, evapotraspirazione potenziale e gradi giorno.

Sul database degli indicatori climatici, accanto al valore dell'indicatore viene conservato, oltre al *flag* di validità, il numero dei giorni con dati validi che hanno generato l'indicatore stesso; esso risulta pertanto compreso tra 0 e 30 (o 31, o 28/29 per febbraio) per un mese.

A seconda della variabile climatica e del significato dell'indicatore stesso, l'assegnazione del *flag* di validità può differire dai criteri generali finora descritti. Ad esempio, per il “numero dati giorni nevosi” e il “numero dati giorni temporaleschi” il *flag* giornaliero viene impostato a 1 non appena appare su uno dei report di un certo giorno il valore del codice “tempo presente” corrispondente a “neve” o “temporale”; nel caso in cui questo non si verifichi (cioè nessun report indica neve o temporale) il *flag* viene impostato comunque a 1 quando si raggiunge il 75% dei dati “tempo presente” disponibili, seguendo il criterio generale. Per il “numero dati eventi temporaleschi” invece, il *flag* viene impostato a 1 comunque quando si raggiunge il 75% dei dati “tempo presente” disponibili, prima su base giornaliera e poi su base decadale, mensile o annuale.

Nonostante i controlli dei dati effettuati dalle fonti all’origine e, per quanto riguarda i dati sinottici, i controlli climatologico debole e di consistenza interna, può accadere che un certo numero di dati errati sfugga ai controlli e concorra a determinare il valore di indicatori che sono evidentemente, in prima battuta, errati. L’entità e l’evidenza dell’errore dipende dall’entità dell’errore del dato originale e dal tipo di indicatore. In generale, un dato errato risulta poco visibile dall’analisi di indicatori medi annuali, mentre può essere meglio evidenziato dall’analisi dei valori estremi. L’individuazione degli indicatori non validi passa necessariamente attraverso l’analisi delle serie di indicatori mediante l’utilizzo di “filtri” mirati sulla base della stagione e delle caratteristiche climatiche della stazione (altezza sul livello del mare, latitudine). Si applicano cioè dei criteri oggettivi di ricerca di indicatori con valori sospetti (*outlier*) o palesemente errati (Baffo et al., 2005).

A seguito del rilevamento degli *outlier*, si risale al dato o ai dati originali da cui essi sono stati originati; in qualche caso viene richiesto un riscontro o una conferma alla fonte; più spesso, attraverso l’analisi della sequenza temporale dei dati o di dati concomitanti di stazioni limitrofe, si verifica la validità o meno del dato originale. Nei casi in cui si conferma che l’indicatore non è valido, vengono assegnati valori negativi al *flag* di validità (indicatore non valido) : -9 se viene invalidato un indicatore con *flag* di partenza 1; -8 se viene invalidato un indicatore con *flag* di partenza 0 (cioè generato da un numero insufficiente di dati validi). Con l’assegnazione dei nuovi *flag*, gli indicatori non validi non partecipano alla determinazione degli indici climatologici (valori normali, anomalie, ecc.). Solo in casi limitati, qualora si renda disponibile dalla fonte originale del dato errato il suo valore corretto, si ripete la procedura di calcolo degli indicatori e il caricamento degli stessi sul database.

### 3. SELEZIONE DELLE SERIE TEMPORALI

Dopo aver popolato il database di indicatori statistici delle diverse variabili climatiche, il passo successivo necessario a pervenire alla stima delle variazioni e delle tendenze del clima in Italia è costituito dalla selezione delle serie temporali di indicatori utili e idonee a questo scopo. In questa fase, l'obiettivo è disporre di un insieme abbastanza ricco e rappresentativo del clima italiano, di stazioni con serie temporali che rispondono a requisiti di qualità, completezza e continuità tali da garantire una stima affidabile delle variazioni nel tempo e quindi delle tendenze. Nel seguito viene trattata in particolare la selezione delle serie annuali di temperatura e precipitazione.

Per quanto riguarda la qualità, la selezione riguarda solo gli indicatori annuali cui è stato assegnato un *flag* di dato valido al termine dei controlli descritti nel capitolo precedente. Per quanto riguarda la completezza e la continuità delle serie, deve essere anzitutto fissato l'intervallo di tempo sul quale effettuare la stima delle tendenze. Ai fini di questo rapporto, anche in considerazione della copertura temporale dei dati che alimentano il sistema SCIA, l'intervallo è stato fissato ai 50 anni che vanno dal 1961 al 2010. Poiché il numero di stazioni con serie complete è limitato e consentirebbe di stimare le tendenze climatiche solo su pochi punti del territorio nazionale, il requisito di completezza viene rilasciato e reso meno stringente applicando tre criteri: il primo assicura che la serie disponga di una percentuale elevata (anche se non necessariamente il 100%) di indicatori annuali validi; il secondo, che non ci sia un numero consistente di anni consecutivi senza indicatori validi; il terzo, che gli anni "mancanti" non siano concentrati nel periodo più recente. Quest'ultimo criterio deriva dall'obiettivo di aggiornare agli anni più recenti la stime delle tendenze.

E' stata quindi effettuata una interrogazione alla base dati del sistema SCIA con i seguenti criteri di selezione delle serie temporali: periodo: 1961-2010; numero massimo di anni consecutivi mancanti: 4; ultimo anno presente nella serie:  $\geq 2007$ . Il risultato, per quanto riguarda le serie di temperatura media e di precipitazione cumulata, è rappresentato dalle tabelle 3.1 e 3.2. L'elenco delle stazioni è stato ordinato per numero di anni con indicatore valido, ed è stato troncato a 43 anni presenti su 50 (corrispondenti all' 86%). In questo modo si ottengono un insieme di 97 stazioni per la temperatura media e un insieme di 116 stazioni per la precipitazione cumulata, rappresentate nelle mappe delle figure 3.1 e 3.2.

**Tabella 3.1 – Stazioni con serie temporali di temperatura media selezionate secondo i seguenti criteri: periodo 1961-2010; numero massimo di anni consecutivi mancanti = 4; Ultimo anno presente nella serie: almeno 2007; almeno 43 anni di dati disponibili**

Nome	Regione	Codice Rete *	Numero anni	Primo anno	Ultimo anno
Verona/Villafranca	Veneto	11	50	1961	2010
Monte Cimone	Emilia-Romagna	11	50	1961	2010
Latina	Lazio	11	50	1961	2010
Campobasso	Molise	11	50	1961	2010
Ponza	Lazio	11	50	1961	2010
Brindisi	Puglia	11	50	1961	2010
S. Maria di Leuca	Puglia	11	50	1961	2010
Messina	Sicilia	11	50	1961	2010
Cozzo Spadaro	Sicilia	11	50	1961	2010
Cagliari/Elmas	Sardegna	11	50	1961	2010
Vipiteno	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Anterselva di Mezzo	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Bolzano	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Sesto	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Todi	Umbria	5	49	1961	2010
Dejola	Valle D'Aosta	6	49	1961	2010
Dobbiaco	Trentino-Alto Adige	11	49	1961	2010

<b>Nome</b>	<b>Regione</b>	<b>Codice Rete *</b>	<b>Numero anni</b>	<b>Primo anno</b>	<b>Ultimo anno</b>
Torino/Bric della Croce	Piemonte	11	49	1961	2010
Piacenza	Emilia-Romagna	11	49	1961	2010
Brescia/Ghedi	Lombardia	11	49	1961	2010
Treviso/Istrana	Veneto	11	49	1962	2010
Treviso/S. Angelo	Veneto	11	49	1962	2010
Albenga	Liguria	11	49	1961	2010
Rimini	Emilia-Romagna	11	49	1961	2010
Pisa/S. Giusto	Toscana	11	49	1961	2010
Arezzo	Toscana	11	49	1961	2010
Grosseto	Toscana	11	49	1961	2010
Termoli	Molise	11	49	1961	2010
Roma/Ciampino	Lazio	11	49	1961	2010
Frosinone	Lazio	11	49	1962	2010
Trevico	Campania	11	49	1961	2010
Capo Palinuro	Campania	11	49	1961	2010
Gioia del Colle	Puglia	11	49	1961	2010
Latronico	Basilicata	11	49	1961	2010
Lecce	Puglia	11	49	1961	2010
Monte Scuro	Calabria	11	49	1962	2010
Ustica	Sicilia	11	49	1961	2010
Trapani/Birgi	Sicilia	11	49	1962	2010
Fiè Allo Sciliar	Trentino-Alto Adige	35	49	1961	2010
Piacenza	Emilia-Romagna	6	48	1961	2008
Salò	Lombardia	6	48	1961	2008
Paganella	Trentino-Alto Adige	11	48	1961	2010
Firenze/Peretola	Toscana	11	48	1961	2010
Frontone	Marche	11	48	1961	2010
Roma Fiumicino	Lazio	11	48	1961	2010
Pratica di Mare	Lazio	11	48	1961	2010
Monte S. Angelo	Puglia	11	48	1962	2010
Bressanone	Trentino-Alto Adige	35	48	1961	2010
Terni	Umbria	6	47	1961	2008
Imperia	Liguria	6	47	1961	2008
Tarvisio	Friuli-Venezia Giulia	11	47	1961	2010
Vicenza	Veneto	11	47	1961	2007
Punta Marina	Emilia-Romagna	11	47	1961	2008
Roma/Urbe	Lazio	11	47	1961	2010
Amendola	Puglia	11	47	1961	2009
Bonifati	Calabria	11	47	1962	2008
Crotone	Calabria	11	47	1961	2010
Catania/Sigonella	Sicilia	11	47	1964	2010
Pantelleria	Sicilia	11	47	1961	2010
Lampedusa	Sicilia	11	47	1961	2010
Decimomannu	Sardegna	11	47	1962	2010
Capo Bellavista	Sardegna	11	47	1961	2010
Plata	Trentino-Alto-Adige	35	47	1961	2010
Pian Fedaia (Diga)	Trentino-Alto Adige	32	46	1961	2010
Aviano	Friuli-Venezia Giulia	11	46	1961	2010
Trieste	Friuli-Venezia Giulia	11	46	1961	2010
Capo Mele	Liguria	11	46	1964	2010
Monte Argentario	Toscana	11	46	1962	2010
Pescara	Abruzzo	11	46	1961	2010
Guidonia	Lazio	11	46	1962	2010
Grazzanise	Campania	11	46	1964	2010

Nome	Regione	Codice Rete *	Numero anni	Primo anno	Ultimo anno
Mongiana	Calabria	5	45	1961	2010
Taranto	Puglia	6	45	1961	2008
Parma	Emilia-Romagna	6	45	1961	2008
Catanzaro	Calabria	31	45	1961	2010
Passo Rolle	Trentino-Alto Adige	11	45	1961	2010
Milano/Malpensa	Lombardia	11	45	1961	2010
Bergamo/Orio al Serio	Lombardia	11	45	1961	2010
Monte Terminillo	Lazio	11	45	1961	2010
Napoli/Capodichino	Campania	11	45	1961	2010
Prizzi	Sicilia	11	45	1961	2010
Dobbiaco	Trentino-Alto Adige	35	45	1961	2010
Ridanna	Trentino-Alto Adige	35	45	1965	2010
Forli	Emilia-Romagna	6	44	1961	2010
Alassio	Liguria	6	44	1961	2008
Milano/Linate	Lombardia	11	44	1961	2010
Gela	Sicilia	11	44	1966	2010
Alghero	Sardegna	11	44	1961	2010
Monte Maria	Trentino-Alto Adige	35	44	1967	2010
S. Maddalena in Casies	Trentino-Alto Adige	35	44	1967	2010
Cittanova	Calabria	31	43	1961	2010
Careser (Diga)	Trentino-Alto Adige	32	43	1961	2010
S. Valentino alla Muta	Trentino-Alto Adige	11	43	1961	2010
Passo della Cisa	Toscana	11	43	1961	2009
Grottaglie	Puglia	11	43	1962	2010
Marina Di Ginosa	Puglia	11	43	1968	2010
Vernago	Trentino-Alto Adige	35	43	1967	2010

\* 11 – Rete sinottica del Servizio Meteorologico dell’Aeronautica Militare e dell’Ente Nazionale di Assistenza al Volo;  
 4, 5, 6 – Rete del CRA-CMA (ex UCEA);  
 da 20 in poi – Reti regionali

**Tabella 3.2 – Stazioni con serie temporali di precipitazione cumulata selezionate secondo i seguenti criteri: periodo 1961-2010; numero massimo di anni consecutivi mancati = 4; Ultimo anno presente nella serie: almeno 2007; almeno 43 anni di dati disponibili**

Nome	Regione	Cod. rete	Numero anni	Primo anno	Ultimo anno
Latina	Lazio	11	50	1961	2010
Cagliari/Elmas	Sardegna	11	50	1961	2010
Monte Maria	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Silandro	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Plata	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Vipiteno	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Dobbiaco	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Bolzano	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Sesto	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Diga di Zoccolo S. Valburga	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Diga di Vizze	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Ridanna	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
S. Maddalena in Casies	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Fundres	Trentino-Alto Adige	35	50	1961	2010
Mongiana	Calabria	5	49	1961	2010
Montebello Ionico	Calabria	31	49	1961	2010
Scilla	Calabria	31	49	1961	2010
Torino/Bric della Croce	Piemonte	11	49	1961	2010

<b>Nome</b>	<b>Regione</b>	<b>Cod. rete</b>	<b>Numero anni</b>	<b>Primo anno</b>	<b>Ultimo anno</b>
Rimini	Emilia-Romagna	11	49	1961	2010
Grosseto	Toscana	11	49	1961	2010
Ponza	Lazio	11	49	1961	2010
Gioia del Colle	Puglia	11	49	1961	2010
Messina	Sicilia	11	49	1961	2010
Anterselva di Mezzo	Trentino-Alto Adige	35	49	1961	2010
Fiè Allo Sciliar	Trentino-Alto Adige	35	49	1961	2010
Sarentino	Trentino-Alto Adige	35	49	1961	2010
Palermiti	Calabria	31	48	1961	2009
Rocella Ionica	Calabria	31	48	1961	2010
Cittanova	Calabria	31	48	1961	2010
Arena	Calabria	31	48	1961	2010
Piacenza	Emilia-Romagna	11	48	1961	2010
Verona/Villafranca	Veneto	11	48	1961	2010
Treviso/Istrana	Veneto	11	48	1961	2010
Arezzo	Toscana	11	48	1961	2010
Frontone	Marche	11	48	1961	2010
Vigna di Valle	Lazio	11	48	1961	2010
Termoli	Molise	11	48	1961	2010
Campobasso	Molise	11	48	1961	2010
Trevico	Campania	11	48	1961	2010
Monte Scuro	Calabria	11	48	1962	2010
S. Maria di Leuca	Puglia	11	48	1961	2010
Cozzo Spadaro	Sicilia	11	48	1961	2010
Bressanone	Trentino-Alto Adige	35	48	1961	2010
Vernago	Trentino-Alto Adige	35	48	1961	2009
Ponte Gardena	Trentino-Alto Adige	35	48	1961	2010
Todi	Umbria	5	47	1961	2010
Casale Monferrato	Piemonte	28	47	1961	2010
Cropalati	Calabria	31	47	1961	2010
Crotone	Calabria	31	47	1961	2010
Catanzaro	Calabria	31	47	1961	2010
Gioiosa Ionica	Calabria	31	47	1961	2010
Staiti	Calabria	31	47	1961	2010
Filadelfia	Calabria	31	47	1961	2010
Tiriolo	Calabria	31	47	1961	2010
Santagata del Bianco	Calabria	31	47	1961	2010
Cogolo Pont (Centrale)	Trentino-Alto Adige	32	47	1961	2009
Trieste	Friuli-Venezia Giulia	11	47	1961	2010
Frosinone	Lazio	11	47	1964	2010
Pratica di Mare	Lazio	11	47	1963	2010
Grazzanise	Campania	11	47	1964	2010
Monte S. Angelo	Puglia	11	47	1962	2010
Brindisi	Puglia	11	47	1961	2010
Lecce	Puglia	11	47	1961	2010
Naturno	Trentino-Alto Adige	35	47	1961	2010
Potenza	Basilicata	24	46	1961	2010
Luserna S. Giovanni	Piemonte	28	46	1961	2010
Cassano Allo Ionio	Calabria	31	46	1961	2010
San Sosti	Calabria	31	46	1961	2010
Cariati Marina	Calabria	31	46	1961	2010
Botricello	Calabria	31	46	1961	2010
Cropani	Calabria	31	46	1961	2010
Sinopoli	Calabria	31	46	1961	2010

Nome	Regione	Cod. rete	Numero anni	Primo anno	Ultimo anno
Ioppolo	Calabria	31	46	1961	2010
Campotenese	Calabria	31	46	1961	2010
Bieno	Trentino-Alto Adige	32	46	1961	2009
Dobbiaco	Trentino-Alto Adige	11	46	1961	2010
Brescia/Ghedi	Lombardia	11	46	1961	2010
Vicenza	Veneto	11	46	1961	2007
Capo Mele	Liguria	11	46	1964	2010
Pisa/S. Giusto	Toscana	11	46	1961	2010
Ustica	Sicilia	11	46	1961	2010
Trapani/Birgi	Sicilia	11	46	1962	2009
Pantelleria	Sicilia	11	46	1961	2010
Borgomanero	Piemonte	28	45	1961	2010
Varallo	Piemonte	28	45	1961	2010
Oropa	Piemonte	28	45	1961	2010
Domodossola	Piemonte	28	45	1961	2010
Torano Scalo	Calabria	31	45	1961	2010
Nocelle - Arvo	Calabria	31	45	1961	2010
Fabrizia - Cassari	Calabria	31	45	1961	2010
Mileto	Calabria	31	45	1961	2010
Treviso/S. Angelo	Veneto	11	45	1964	2010
Roma/Ciampino	Lazio	11	45	1961	2008
Capo Palinuro	Campania	11	45	1961	2010
Enna	Sicilia	11	45	1961	2010
Chiaravalle Centrale	Calabria	31	44	1961	2010
Capo Spartivento	Calabria	31	44	1961	2010
Rogliano	Calabria	31	44	1961	2010
Amentea	Calabria	31	44	1961	2010
Plati	Calabria	31	44	1961	2010
Mezzana	Trentino-Alto Adige	32	44	1961	2010
Passo Rolle	Trentino-Alto Adige	11	44	1961	2010
Tarvisio	Friuli-Venezia Giulia	11	44	1961	2010
Viterbo	Lazio	11	44	1961	2010
Prizzi	Sicilia	11	44	1961	2010
Decimomannu	Sardegna	11	44	1962	2010
Cosenza	Calabria	31	43	1961	2010
Castrovilliari	Calabria	31	43	1961	2010
Serra San Bruno	Calabria	31	43	1961	2010
Molotio	Calabria	31	43	1961	2010
Rosarno	Calabria	31	43	1961	2010
Pieve Tesino (O.P. Enel)	Trentino-Alto Adige	32	43	1961	2010
Punta Marina	Emilia-Romagna	11	43	1961	2008
Guidonia	Lazio	11	43	1964	2008
Latronico	Basilicata	11	43	1961	2010
Catania/Sigonella	Sicilia	11	43	1964	2010

\* 11 – Rete sinottica del Servizio Meteorologico dell’Aeronautica Militare e dell’Ente Nazionale di Assistenza al Volo;

4, 5, 6 – Rete del CRA-CMA (ex UCEA);

da 20 in poi – Reti regionali

La distribuzione spaziale delle stazioni riflette la disomogeneità e l’irregolarità delle reti di monitoraggio degli organismi nazionali e regionali che, ad oggi, alimentano con i propri dati il sistema SCIA. In particolare, dalla mappa relativa alle serie di precipitazione è evidente l’elevata densità di stazioni utili della Calabria e della provincia di Trento, i cui dati di precipitazione giornaliera sono aggiornati con cadenza annuale e scaricabili direttamente dal web.

Le serie annuali delle stazioni elencate nelle tabella 3.1 rappresentano la base di partenza per il calcolo degli indici climatici, quali i valori normali e le anomalie annuali, nonché per la stima delle tendenze della temperatura media in Italia. Per quanto riguarda le precipitazioni invece, sia a causa della maggiore variabilità spaziale e temporale di questa variabile, che per la minore uniformità della base dati disponibile (sia in senso spaziale che temporale), ogni serie annuale tra quelle elencate nella tabella 3.2 è utile alla stima delle tendenze di precipitazione nella singola località; per una stima della

---

tendenza media in Italia o su un'area geoclimatica estesa è necessario un trattamento delle serie con metodi geostatistici di aggregazione spaziale (v. cap. 5.2).



**Figura 3.1** – Distribuzione geografica delle stazioni riportate in tabella 3.1 (temperatura media).



**Figura 3.2** – Distribuzione geografica delle stazioni riportate in tabella 3.2 (precipitazione cumulata).

## 4. OMOGENEIZZAZIONE DELLE SERIE DI TEMPERATURA

### 4.1 Introduzione

Lo studio della variabilità del clima e la valutazione delle tendenze climatiche hanno come prerequisito la disponibilità di lunghe serie omogenee di dati climatici. Una serie omogenea è una serie temporale nella quale le variazioni sono da attribuire esclusivamente a fattori climatici (Conrad e Pollack, 1950). Nella realtà, le serie di dati spesso presentano delle perturbazioni (o disomogeneità) che sono la conseguenza di fattori esterni non climatici. Nelle serie di temperatura bruschi cambiamenti del valore medio si possono ad esempio attribuire allo spostamento della stazione di misura, alla sostituzione della strumentazione, a cambiamenti nell'esposizione dello strumento o all'adozione di nuove procedure di elaborazione dei dati. Cambiamenti nell'ambiente circostante la stazione (urbanizzazione o crescita di vegetazione) e cambiamenti graduali nella calibrazione o nelle caratteristiche fisiche dello strumento di misura possono invece essere fonte di disomogeneità che si manifestano come *trend* artificiale nella serie (Peterson et al., 1998; Aguilar et al., 2003).

L'istante temporale in cui la serie comincia a manifestare una perturbazione viene solitamente indicato con il termine “*breakpoint*” (talvolta “*changepoint*”). Non è raro che serie di dati secolari siano perturbate da tre o più *breakpoint*. Poiché eventuali disomogeneità possono alterare in maniera rilevante i risultati ottenuti dall'analisi delle serie climatiche, l'individuazione e la rimozione dei *breakpoint* costituisce un aspetto non secondario dell'analisi climatica.

La disponibilità di informazioni (metadati) che documentano la storia delle stazioni di rilevamento facilita lo studio delle disomogeneità di una serie. Un documento del WMO (Aguilar et al., 2003) fornisce una descrizione del supporto che possono fornire i metadati, essendo i dati meteorologici “...influenzati da una vasta gamma di pratiche di rilevazione. I dati dipendono dallo strumento, dalla sua esposizione, dal processo di registrazione e da molti altri fattori. E' necessario tenere traccia di tutti questi metadati al fine di sfruttare al meglio i dati.” Spesso tuttavia gli studiosi del clima si trovano a dover utilizzare serie di dati la cui documentazione risulta incompleta se non del tutto assente.

Per identificare le disomogeneità non documentate e correggere il loro effetto sulle serie, sono state sviluppate diverse metodologie, per lo più di carattere statistico. Il documento del WMO descrive sinteticamente quattordici metodi utili per l'omogeneizzazione delle serie mensili, annuali e stagionali. Tra di essi, nel presente rapporto vengono sinteticamente descritti lo Standard Normal Homogeneity Test (SNHT) (Alexandersson, 1986; Alexandersson e Moberg, 1997) e il Two Phase Regression (Lund and Reeves, 2002; Wang et al., 2007), utilizzati per omogeneizzare le serie annuali e mensili di temperatura del sistema SCIA.

Ben più complessa rimane l'omogeneizzazione dei dati giornalieri e orari. Le difficoltà in questo caso consistono nell'elevata variabilità dei dati e nella presenza di valori estremi che pongono non pochi problemi, trattandosi per definizione di eventi rari. Vincent e Zhang (2001) descrivono un processo di omogeneizzazione delle serie di temperatura giornaliera minima e massima per il Canada, sulla base delle correzioni effettuate sulle serie mensili e annuali. Un approccio più sofisticato è descritto da Kuglitsch et al. (2009) per l'omogeneizzazione di 174 serie di temperatura massima disseminate su una vasta area centrata sul Mediterraneo. Il metodo di Kuglitsch, proprio nell'ottica dello studio degli eventi estremi e dei cambiamenti climatici, non si limita a correggere il valor medio della distribuzione, ma corregge la distribuzione della serie anche nei momenti di ordine superiore al primo (varianza e *skewness*).

La varietà dei metodi proposti riflette il fatto che ogni variabile climatica richiede una trattazione specifica, così come la risoluzione e la scala temporale su cui viene svolta l'analisi dei dati. La maggior parte dei lavori pubblicati riguarda l'omogeneizzazione delle serie di temperatura, essendo caratterizzata da una variabilità minore rispetto a quella di altri parametri ed essendo maggiormente sensibile ad eventuali disomogeneità delle serie, nell'ambito della valutazione degli effetti dei cambiamenti climatici.

Un’ulteriore complicazione deriva dal fatto che l’utilizzo di metodi differenti può produrre risultati talvolta discordanti per una stessa serie di dati; per questo motivo, è opinione diffusa che uno studio attento delle disomogeneità di una serie debba prendere in esame i risultati di più metodi statistici, con il supporto dei metadati qualora essi siano disponibili (Wijngaard et al., 2003).

La maggior parte delle metodologie statistiche oggi utilizzate si basano sul confronto fra la serie oggetto di studio (serie candidata) e serie di riferimento. Per serie di riferimento si intende una serie rappresentativa del clima della regione in cui si trova la stazione candidata e nello stesso tempo priva di disomogeneità. Poiché nella realtà si ha difficilmente a che fare con serie siffatte, e poiché l’uso di una serie non omogenea come serie di riferimento può inficiare i risultati del processo di omogeneizzazione (Reeves et al., 2007), è prassi comune ricorrere a serie di riferimento artificiali costruite combinando in maniera opportuna il segnale climatico di serie di stazioni limitrofe sufficientemente correlate con la candidata. In questo modo, eventuali disomogeneità presenti in una delle serie dovrebbero divenire trascurabili nella serie aggregata.

La costruzione di una serie di riferimento pone nuovi problemi: quale deve essere il livello minimo di correlazione tra le serie limitrofe e la serie candidata? Quante stazioni sono necessarie per la costruzione di una serie di riferimento affidabile? Come costruire la serie di riferimento in modo di poter evidenziare eventuali segnali non climatici nella serie candidata? Ovviamente non è possibile dare risposte univoche a queste domande; come già precedentemente osservato, sarà cura del ricercatore prendere delle decisioni valutando di volta in volta studio nella situazione specifica.

Sebbene siano stati sviluppati metodi per l’individuazione dei *breakpoint* che prescindono dall’uso di serie di riferimento (un esempio è il filtro adattivo di Kolmogorov-Zurbenko, [Zurbenko et al., 1996] che fornisce un supporto visivo all’individuazione di possibili disomogeneità di una serie), il confronto tra serie candidata e serie di riferimento facilita il riconoscimento delle disomogeneità artificiali che possono nascondere un reale segnale climatico e aumenta pertanto la potenza del test statistico utilizzato.

## 4.2 Metodi di omogeneizzazione

L’omogeneizzazione delle serie di temperatura consiste sostanzialmente nell’individuazione dei *breakpoint* e nella correzione della serie. Poiché gli effetti tipici dei *breakpoint* riguardano principalmente il valore medio della serie (Wang, 2003), gli approcci presi in esame assumono che in corrispondenza di un *breakpoint* non vi siano cambiamenti nel *trend* della serie. In questo rapporto vengono presi in esame i metodi che riguardano le serie di temperatura mensili e annuali, utilizzati per omogeneizzare le serie di temperatura del sistema SCIA.

### Standard Normal Homogeneity Test (SNHT)

Si tratta di un metodo basato sul test della massima verosimiglianza. L’idea di base è che la serie standardizzata ( $Z_t$ ) costruita sottraendo o dividendo la serie candidata dalla corrispettiva serie di riferimento, sia per lo più stazionaria in caso di omogeneità. Il primo passo consiste quindi nel riscalare la serie candidata in una serie ( $Q_t$ ) con *trend* nullo e con distribuzione gaussiana. Standardizzando la serie  $Q_t$ , si ottiene una serie  $Z_t$  che nell’ipotesi di omogeneità ( $H_0$ ) si distribuisce secondo una normale con media  $\mu = 0$  e varianza unitaria. Indicando la distribuzione normale con  $N(\mu, \sigma^2)$ , dove  $\mu$  è la media e  $\sigma^2$  è la varianza, si ha:

$$H_0: Z_t \sim N(0,1), \quad 1 \leq t \leq n$$

dove  $t$  è il tempo e  $n$  è il numero di elementi della serie.

Nell'ipotesi (H1) di discontinuità nel punto  $t = c$ ,  $Z_t$  segue una normale con valor medio  $\mu_1$  e  $\mu_2$  rispettivamente prima e dopo il *breakpoint*.

$$H1: \begin{cases} Z_t \sim N(\mu_1, 1), & 1 \leq t \leq c \\ Z_t \sim N(\mu_2, 1), & c+1 \leq t \leq n \end{cases}$$

L'SNHT è facilmente traducibile in programmi software; ai fini dei risultati presentati in questo rapporto ne sono state utilizzate due versioni che differiscono nella costruzione delle serie di riferimento e nel numero di test condotti su ciascuna serie candidata.

#### Penalized t test e penalized F test

Questi due test differiscono tra di loro essenzialmente nell'uso della statistica test (la T di Student per il t-test e la F di Fisher per l'F test) utilizzata per l'identificazione di un probabile *breakpoint*. Il punto di partenza per il *penalized F test* (Wang 2008a, 2008b) è un modello regressivo del tipo:

$$X_t = \begin{cases} \mu_1 + \beta t + \varepsilon_t, & 1 \leq t \leq c \\ \mu_2 + \beta t + \varepsilon_t, & c+1 \leq t \leq n \end{cases}$$

dove  $X_t$  è la serie candidata;  $\beta$  rappresenta il *trend* della serie, che rimane costante prima e dopo il *breakpoint*  $c$ ;  $\mu_1$  e  $\mu_2$  rappresentano il valore medio della serie detrendizzata ( $X_t - \beta t$ ), rispettivamente prima e dopo il *breakpoint*;  $\varepsilon_t$  è la componente di errore.

L'ipotesi che si vuole testare è  $H0: \mu_1 = \mu_2$ ,  $H1: \mu_1 \neq \mu_2$ .

Il *penalized t test* (Wang et al. 2007, Wang, 2008b) prende in esame un modello di regressione privo di *trend*. L'idea è che, avendo a disposizione una serie di riferimento, sia possibile riscalare la serie candidata in modo da eliminare il *trend*.

Il termine *penalized* che accompagna la dicitura di entrambi i test si riferisce al fatto che *breakpoint* troppo vicini agli estremi di un segmento temporale in esame vengono “penalizzati” dal test in modo da evitare un numero eccessivo di falsi *breakpoint* (problema, questo, comune anche allo SNHT).

### 4.3 Omogeneizzazione delle serie del sistema SCIA

Per omogeneizzare le serie annuali di temperatura del sistema SCIA è stato utilizzato il pacchetto software RHTestV3, basato sul *penalized maximal t test* (Wang et al. 2007) e il *penalized maximal F test* (Wang, 2008a). Il pacchetto RHTestV3 è scaricabile dal sito del gruppo di lavoro CCI/CLIVAR/JCOMM costituito da esperti nel settore dei cambiamenti climatici – ETCCDI (Expert Team on Climate Change Detection and Indices) : <http://cccma.seos.uvic.ca/ETCCDMI/software.shtml>.

Lo studio delle disomogeneità per il set di dati SCIA è stato condotto utilizzando il *penalized t test*, basato sul confronto tra serie candidata e serie di riferimento.

### Creazione della serie di riferimento

La serie di riferimento per ogni serie di temperatura candidata è stata costruita secondo il procedimento descritto da Peterson e Easterling (1994). Per ciascuna serie candidata è stato individuato un set di stazioni relativamente vicine, rappresentative della regione climatica a cui appartiene la serie candidata. Le stazioni sono state selezionate tenendo conto della distanza (non superiore ai 200 km), della differenza di quota (non oltre i 400 m) e del grado di correlazione con la serie candidata (coefficiente di correlazione non inferiore a +0.6). Tali requisiti rappresentano un compromesso tra la necessità di disporre di un numero sufficiente (minimo tre, massimo cinque) di serie utili alla costruzione della serie di riferimento e la necessità che tali serie siano rappresentative della climatologia della serie candidata, considerando la variabilità spaziale media della temperatura. Le serie individuate sono state successivamente combinate in una serie di riferimento tramite un'operazione di media pesata, in cui i pesi associati a ciascuna serie limitrofa corrispondono al quadrato del coefficiente di correlazione precedentemente calcolato. Questa procedura dovrebbe garantire che eventuali disomogeneità presenti in ciascuna delle serie limitrofe risultino trascurabili nella serie di riferimento.

I coefficienti di correlazione tra la serie candidata e le serie di stazioni utilizzate per la serie di riferimento, sono state calcolati nel periodo di riferimento 1961-1990. Inoltre, poiché il valore del coefficiente di correlazione può essere influenzato dalla presenza di discontinuità artificiali negli stessi anni in due serie diverse, il calcolo di tale coefficiente è stato effettuato considerando non i valori assoluti delle serie di temperatura, bensì le serie delle differenze prime, in cui ciascun valore viene sostituito con la sua differenza rispetto al valore dell'anno precedente (Peterson e Easterling, 1994). Per l'anno  $i$ -esimo si ha:

$$(dT/dt)_i = T_i - T_{i-1}$$

Applicando questa metodologia alle 97 serie di temperatura media annuale della tabella 3.1, è stato possibile costruire una serie di riferimento per 77 stazioni. Le restanti 20 stazioni non sono state sottoposte al test di omogeneità.

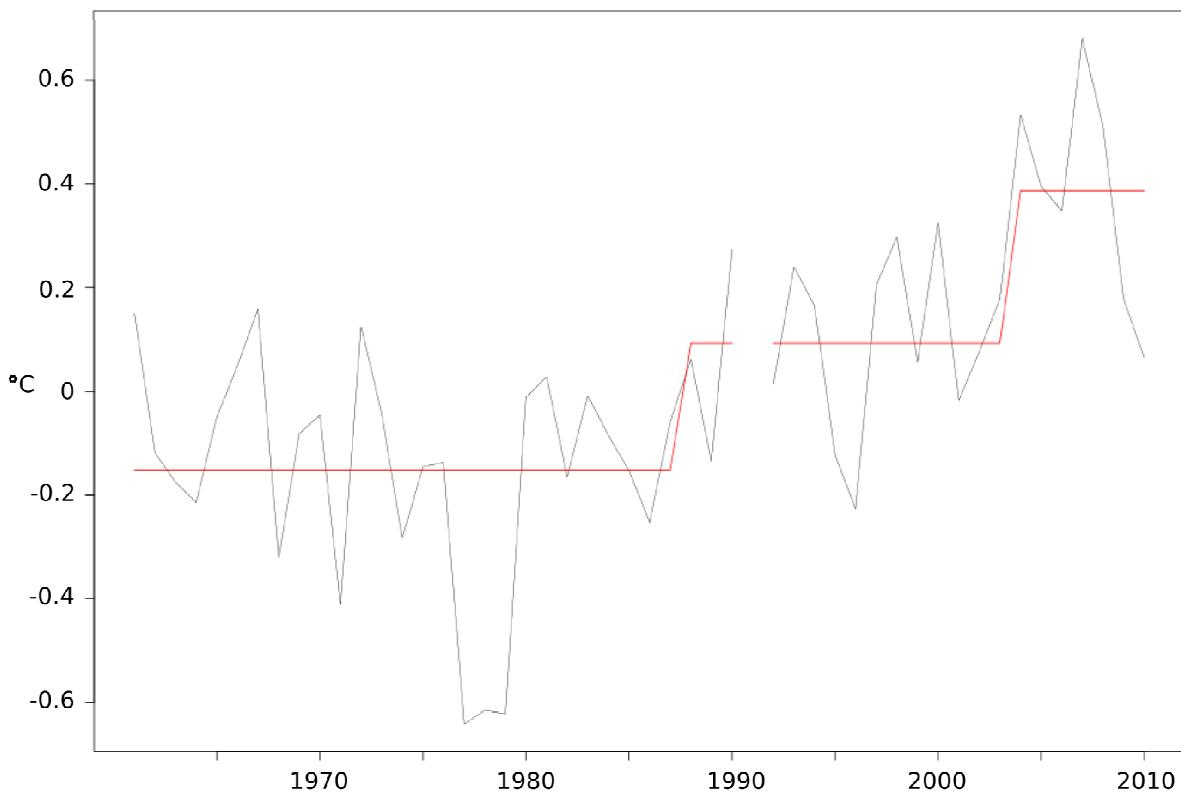
### Omogeneizzazione

Il pacchetto software RhtestV3 utilizzato per l'omogeneizzazione è stato sviluppato per il linguaggio statistico R ed è provvisto di un'interfaccia grafica che ne semplifica l'utilizzo. Dovendo testare un numero rilevante di serie, si è però preferito modificare il codice originale in modo di rendere parzialmente automatico il test, senza dover passare per l'interfaccia grafica per ogni singola stazione candidata.

L'aspetto interessante del pacchetto RhtestV3 è costituito dall'ampia gamma di informazioni statistiche che restituisce per i vari *breakpoint* individuati. A seconda dei risultati del test statistico (t test o F test), i *breakpoint* vengono distinti in: 1) *breakpoint* statisticamente significativi; 2) *breakpoint* non statisticamente significativi e quindi da scartare; 3) *breakpoint* dubbi sulla cui validità si rimanda al giudizio dell'esperto.

Nel caso in cui si presentino *breakpoint* di tipo 2) e 3) all'utente è richiesto di ripetere il test più volte mediante un processo iterativo, eliminando di volta in volta i *breakpoint* non significativi o quelli dubbi che l'utente ritiene opportuno eliminare; il processo termina quando tutti i *breakpoint* sono stati eliminati o quando si ha a che fare solo con *breakpoint* statisticamente significativi. Nell'analisi delle serie di indicatori SCIA, i casi dubbi sono stati trattati affiancando al risultato del t-test i risultati dello SNHT e un'analisi visiva della serie tramite il filtro di Kolmogorov-Zubencko.

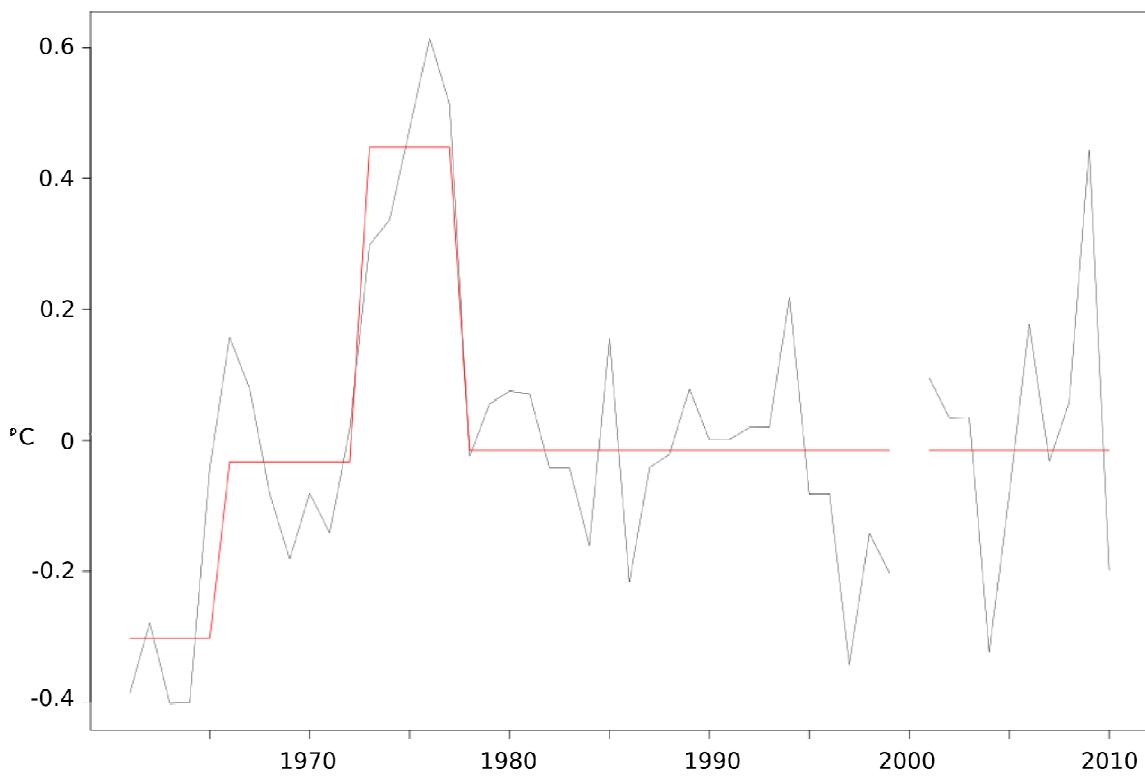
Di seguito vengono riportati due esempi di omogeneizzazione per le stazioni di Arezzo e Ciampino. L'uso del t-test per queste due stazioni ha prodotto in prima istanza dei *breakpoint* dubbi. Per la stazione di Arezzo, i *breakpoint* dubbi vengono inizialmente individuati nel 1987 e nel 2003. La serie in figura 4.1 rappresenta l'andamento della differenza fra la serie candidata e la serie di riferimento, mentre la linea rossa mette in evidenza l'entità dello *shift* prima e dopo ciascun *breakpoint*. Poiché queste disomogenietà non hanno trovato conferma con lo SNHT, è stato effettuato nuovamente il t-test imponendo al software di trascurare il *breakpoint* di entità minore (1987). Il risultato di questo secondo *run* è che il 2003 non viene più segnalato come *breakpoint* e la serie risulta omogenea.



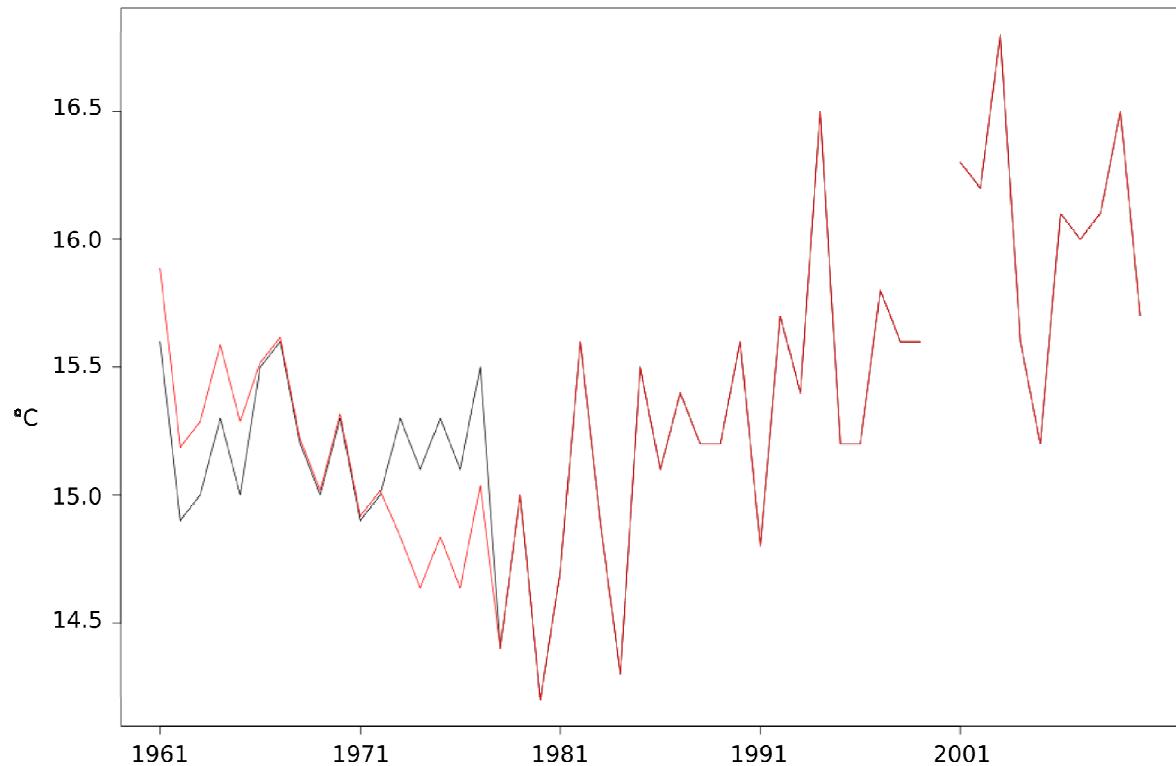
**Figura 4.1** – Andamento della differenza fra la serie candidata (Arezzo) e la serie di riferimento dopo la prima applicazione del test. La linea rossa rappresenta il valore medio della serie prima e dopo li *breakpoint*.

Per la serie di Ciampino, la prima applicazione del t-test identifica tre *breakpoint*: il primo (dubbio) nel 1965 e gli altri due nel 1972 e nel 1977, statisticamente significativi (fig.4.2). Poiché il *breakpoint* del 1965 viene supportato dal metadata disponibile per questa stazione, esso è stato confermato e la serie è stata corretta come mostrato in fig.4.3.

I risultati del test di omogeneità applicato alle 77 stazioni per le quali è stato possibile creare la serie di riferimento sono riportati nella tabella 4.1, dove viene indicato per ogni stazione l'esito del test, il numero di *breakpoint* (nel caso di serie disomogenee) e i relativi anni. In sintesi, 45 stazioni sono risultate omogenee, 33 stazioni presentano uno o più *breakpoint* e quindi sono state corrette. La stazione di Campobasso, pur essendo priva di serie di riferimento, risulta omogenea secondo il *penalized maximal F test* ed è stata inserita comunque nel set di stazioni utili al calcolo dei valori normali e delle anomalie annuali, essendo rappresentativa di un'area relativamente vasta dell'Italia centrale non coperta da altre serie di dati utili



**Figura 4.2 – Andamento della differenza fra la serie candidata (Ciampino) e la serie di riferimento, , dopo la prima applicazione del test. La linea rossa rappresenta il valore medio della serie prima e dopo il breakpoint.**



**Figura 4.3 – Andamento della serie di temperatura originale e della serie omogeneizzata, stazione di Ciampino.**

**Tabella 4.1 – Risultati del test di omogeneizzazione (*t* test) sulle serie di temperatura delle 77 stazioni per le quali è stato possibile creare la serie di riferimento.**

Nome	Regione	Codice Rete*	RisultatoTest	Numero <i>breakpoint</i>	Anni
Todi	Umbria	5	disomogenea	1	2002
Terni	Umbria	6	<b>omogenea</b>	0	NA
Forlì	Emilia-Romagna	6	disomogenea	2	1982,1990
Parma	Emilia-Romagna	6	<b>omogenea</b>	0	NA
Piacenza	Emilia-Romagna	6	<b>omogenea</b>	0	NA
Alassio	Liguria	6	<b>omogenea</b>	0	NA
Imperia	Liguria	6	disomogenea	1	1987
Salò	Lombardia	6	<b>omogenea</b>	0	NA
Catanzaro	Calabria	31	<b>omogenea</b>	0	NA
S. Valentino alla Muta	Trentino-Alto Adige	11	disomogenea	3	1979,1986,1998
Passo Rolle	Trentino-Alto Adige	11	disomogenea	1	1986
Dobbiaco	Trentino-Alto Adige	11	disomogenea	2	1974,1995
Aviano	Friuli-Venezia Giulia	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Tarvisio	Friuli-Venezia Giulia	11	disomogenea	1	1991
Torino/Bric Della Croce	Piemonte	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Milano/Malpensa	Lombardia	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Bergamo/Orio al Serio	Lombardia	11	disomogenea	1	1987
Milano/Linate	Lombardia	11	disomogenea	1	1991
Piacenza	Emilia-Romagna	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Brescia/Ghedi	Lombardia	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Verona/Villafranca	Veneto	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Vicenza	Veneto	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Treviso/Istrana	Veneto	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Treviso/S. Angelo	Veneto	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Trieste	Friuli-Venezia Giulia	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Punta Marina	Emilia-Romagna	11	disomogenea	1	1983
Rimini	Emilia-Romagna	11	disomogenea	2	1976,1984
Capo Mele	Liguria	11	disomogenea	1	1973
Pisa/S. Giusto	Toscana	11	disomogenea	2	1965,1996
Monte Argentario	Toscana	11	disomogenea	2	1975,1987
Firenze/Peretola	Toscana	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Arezzo	Toscana	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Frontone	Marche	11	disomogenea	1	1988
Grosseto	Toscana	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Pescara	Abruzzo	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Termoli	Molise	11	disomogenea	1	2000
Guidonia	Lazio	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Roma/Urbe	Lazio	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Roma/Ciampino	Lazio	11	disomogenea	3	1965,1972,1977
Roma Fiumicino	Lazio	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Latina	Lazio	11	disomogenea	1	1984
Frosinone	Lazio	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Pratica Di Mare	Lazio	11	disomogenea	1	1985
Campobasso	Molise	11	<b>omogenea</b> (F test)	0	NA
Grazzanise	Campania	11	disomogenea	2	1974,1993
Monte S. Angelo	Puglia	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Amendola	Puglia	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Trevico	Campania	11	<b>omogenea</b>	0	NA

<b>Nome</b>	<b>Regione</b>	<b>Codice Rete*</b>	<b>Risultato Test</b>	<b>Numero breakpoint</b>	<b>Anni</b>
Ponza	Lazio	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Napoli/Capodichino	Campania	11	disomogenea	1	1975
Capo Palinuro	Campania	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Gioia Del Colle	Puglia	11	disomogenea	1	1985
Latronico	Basilicata	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Brindisi	Puglia	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Marina Di Ginosa	Puglia	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Lecce	Puglia	11	disomogenea	1	1977
Bonifati	Calabria	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Crotone	Calabria	11	<b>omogenea</b>	0	NA
S. Maria Di Leuca	Puglia	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Messina	Sicilia	11	disomogenea	1	1974
Trapani/Birgi	Sicilia	11	disomogenea	1	1985
Gela	Sicilia	11	disomogenea	1	1996
Catania/Sigonella	Sicilia	11	disomogenea	2	1980,2003
Cozzo Spadaro	Sicilia	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Alghero	Sardegna	11	disomogenea	1	1985
Decimomannu	Sardegna	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Capo Bellavista	Sardegna	11	disomogenea	2	1976,1987
Cagliari/Elmas	Sardegna	11	<b>omogenea</b>	0	NA
Monte Maria	Trentino-Alto Adige	35	<b>omogenea</b>	0	NA
Plata	Trentino-Alto Adige	35	<b>omogenea</b>	0	NA
Vipiteno	Trentino-Alto Adige	35	<b>omogenea</b>	0	NA
Dobbiaco	Trentino-Alto Adige	35	<b>omogenea</b>	0	NA
Anterselva di Mezzo	Trentino-Alto Adige	35	disomogenea	2	1981,1996
Bressanone	Trentino-Alto Adige	35	disomogenea	3	1968,1977,1990
Bolzano	Trentino-Alto Adige	35	<b>omogenea</b>	0	NA
Sesto	Trentino-Alto Adige	35	disomogenea	3	1966,1985,2000
Ridanna	Trentino-Alto Adige	35	<b>omogenea</b>	0	NA
S. Maddalena in Casies	Trentino-Alto Adige	35	disomogenea	3	1971,1996,2003

\* 11 – Rete sinottica del Servizio Meteorologico dell’Aeronautica Militare e dell’Ente Nazionale di Assistenza al Volo;  
 4, 5, 6 – Rete del CRA-CMA (ex UCEA);  
 da 20 in poi – Reti regionali

Ai fini del calcolo degli indicatori rappresentativi dei valori medi sull’intero territorio nazionale, sono state privilegiate le stazioni che garantiscono una distribuzione spaziale abbastanza uniforme sul territorio e che sono risultate omogenee ai test di omogeneità. In tal modo il set di 77 stazioni è stato ridotto alle 65 mostrate nella mappa di fig. 4.4 , dove sono anche indicati con colori diversi i risultati del test di omogeneità.



**Figura 4.4 – Distribuzione geografica delle 65 stazioni selezionate per il calcolo degli indici di temperatura medi sul territorio nazionale.**

## 5. CALCOLO DEI VALORI NORMALI E DELLE ANOMALIE

### 5.1 Temperatura

Con le serie omogenee di temperatura media annuale vengono calcolati i valori climatologici normali nel trentennio di riferimento 1961-1990 e le serie annuali di anomalia rispetto ai valori normali nell'intero periodo 1961-2010.

Il valore climatologico normale per una stazione è, per definizione, la media dei trenta valori medi annuali tra il 1961 e il 1990. Poiché non tutte le 65 serie omogenee selezionate sono complete dal 1961 al 1990, è necessario anzitutto determinare i valori climatologici normali delle serie incomplete in maniera affidabile. Infatti, la mancanza di uno o più anni con temperatura media che scatta significativamente dalla media climatologica, può determinare una sovrastima o una sottostima del valore normale. Un errore di questo tipo può causare, successivamente, un errore sistematico di segno positivo o negativo sulla serie delle anomalie annuali.

Per limitare l'effetto degli anni mancanti si può adottare un metodo di “riempimento dei buchi”, basato sulla osservazione che la distribuzione spaziale delle anomalie annuali di temperatura è piuttosto uniforme. Infatti, la variabilità interannuale della temperatura è determinata principalmente da sistemi e fenomeni a grande scala. In mancanza di un dato di temperatura media della stazione  $i$  per l'anno  $a$ , esso può essere quindi utilmente sostituito dal suo valore normale più l'anomalia media di quell'anno calcolata sulle altre stazioni:

$$t_{i,a} = (T_{clima,i} + \bar{A}_a)$$

Partendo dalla tabella di  $n$  stazioni, di cui  $k$  con serie complete:

	1961	1962	1963	1964	1965	1966	....	1990
staz 1	$t_{1,1961}$	$t_{1,1962}$	$t_{1,1963}$	$t_{1,1964}$	$t_{1,1965}$	$t_{1,1966}$	....	$t_{1,1990}$
staz 2	$t_{2,1961}$	$t_{2,1962}$	$t_{2,1963}$	$t_{2,1964}$	$t_{2,1965}$	$t_{2,1966}$	....	$t_{2,1990}$
staz 3	$t_{3,1961}$	$t_{3,1962}$	$t_{3,1963}$	$t_{3,1964}$	$t_{3,1965}$	$t_{3,1966}$	....	$t_{3,1990}$
....	....	....	....	....	....	....	....	....
staz $k$	$t_{k,1961}$	$t_{k,1962}$	$t_{k,1963}$	$t_{k,1964}$	$t_{k,1965}$	$t_{k,1966}$	....	$t_{k,1990}$
staz $(k+1)$	$t_{k+1,1961}$	$t_{k+1,1962}$		$t_{k+1,1964}$	$t_{k+1,1965}$		....	$t_{k+1,1990}$
....	....	....	....	....	....	....	....	....
staz $n$	$t_{n,1961}$	$t_{n,1962}$	$t_{n,1963}$			$t_{n,1966}$	....	

il valore climatologico normale di una stazione  $i$  con serie completa è:

$$\{T_{clima}\}_i = \frac{1}{30} \sum_{a=1961}^{1990} t_{i,a} \quad i=1,k$$

L'anomalia dell'anno  $a$  di una stazione  $i$  con serie completa è:

$$A_{i,a} = t_{i,a} - \{T_{clima}\}_i \quad i=1,k$$

L'anomalia media dell'anno  $a$  calcolata su tutte le stazioni con serie complete è:

$$\bar{A}_a = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k A_{i,a}$$

Il valore normale climatologico incognito della generica stazione i è:

$$T_{clima,i} = \frac{1}{30} \sum_{a=1961}^{1990} t_{i,a}$$

$$= \frac{1}{30} \left[ \sum_{a=anni\ con\ dato\ presente} t_{i,a} + \sum_{a=anni\ con\ dato\ assente} (T_{clima,i} + \bar{A}_a) \right]$$

Risolvendo per  $T_{clima,i}$ :

$$T_{clima,i} \left(1 - \frac{N}{30}\right) = \frac{1}{30} \sum_{a=anni\ con\ dato\ presente} t_{i,a} + \frac{1}{30} \sum_{a=anni\ con\ dato\ assente} \bar{A}_a$$

dove N è il numero di anni con dato assente per la stazione i.

Infine:

$$T_{clima,i} = \frac{1}{30 - N} \left[ \sum_{a=anni\ con\ dato\ presente} t_{i,a} + \sum_{a=anni\ con\ dato\ assente} \bar{A}_a \right]$$

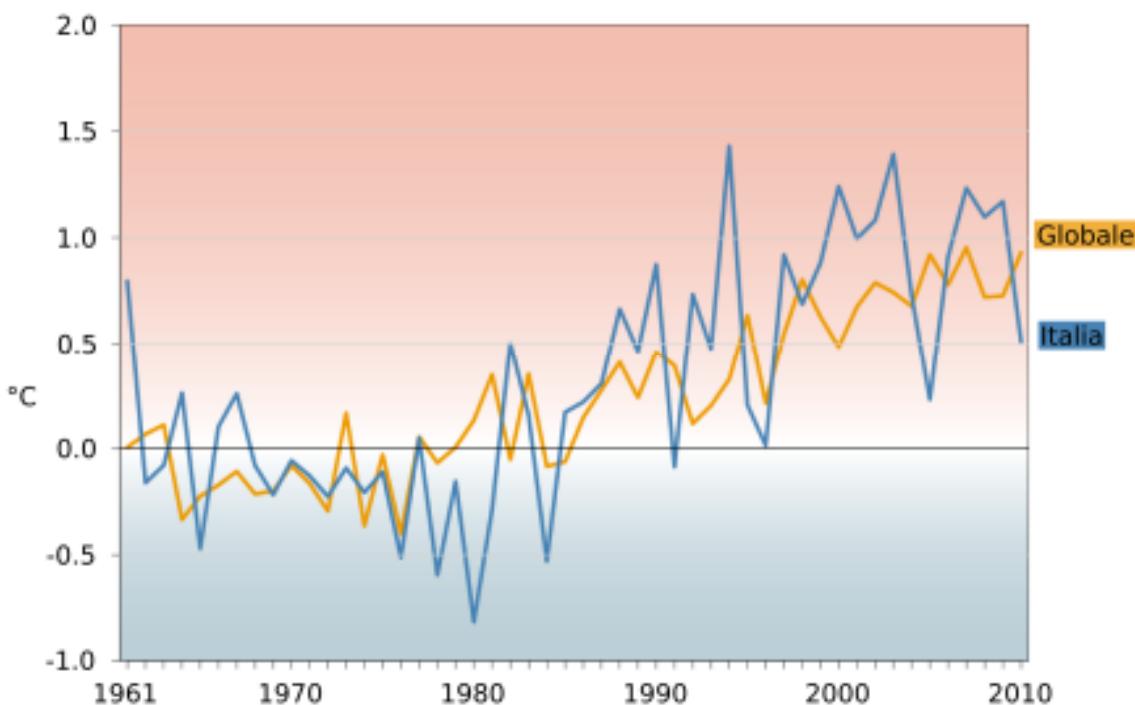
Il procedimento descritto è stato applicato al calcolo dei valori climatologici normali di temperatura media delle 65 stazioni selezionate con serie omogenee. Di queste, 30 serie sono complete nel periodo 1961-1990.

Dopo aver calcolato i valori climatologici normali, si passa al calcolo dei valori annuali di anomalia della temperatura media di ciascuna stazione:

$$A_{i,a} = t_{i,a} - T_{clima,i} \quad i=1,n \quad n=65 \quad a=1961, 2010$$

Vogliamo ora calcolare la serie di anomalia media in Italia, come media sul set di 65 stazioni selezionate e distribuite in maniera abbastanza uniforme sul territorio nazionale. La tabella  $A_{i,a}$  dei valori di anomalia presenta dei "buchi" in corrispondenza dei valori di  $t_{i,a}$  mancanti (ricordiamo che le serie selezionate hanno da un minimo di 43 a un massimo di 50 anni con indicatore valido nel periodo 1961-2010, v. tab. 3.1). Tuttavia, il calcolo dell'anomalia media in Italia di ogni anno a, si può effettuare utilizzando tutte e sole le stazioni con  $A_{i,a}$  presente, anche se, anno per anno, in numero inferiore a 65. Di nuovo, ciò è supportato dal fatto che le anomalie di un certo anno sono in generale abbastanza uniformi spazialmente, e che l'assenza di un numero limitato di stazioni non comporta un errore rilevante nella stima dell'anomalia media di quell'anno.

Il risultato del procedimento descritto è mostrato in figura 5.1, dove la serie annuale delle anomalie della temperatura media in Italia viene rappresentata e messa a confronto con la serie analoga della temperatura media globale sulla terraferma.



**Figura 5.1 – Serie temporale 1961-2010 delle anomalie di temperatura media globale sulla terraferma (fonte: NCDC/NOAA) e in Italia, rispetto ai valori climatologici normali 1961-1990.**

## 5.2 Precipitazione

Come già accennato alla fine del cap. 3, la precipitazione ha una variabilità spaziale e temporale molto più marcata rispetto alla temperatura. La serie dei valori annuali di precipitazione di una stazione viene utilizzata per la stima del valore normale, delle anomalie e delle tendenze di precipitazione sulla località o sull'area geografica di dimensioni limitate, di cui la stazione stessa è rappresentativa. Le 117 stazioni selezionate con serie complete e continue secondo i criteri illustrati nel capitolo 3 non sono sufficienti o idonee alla stima dei valori medi su aree geografiche di grande estensione o addirittura sull'intero territorio nazionale. Al fine di calcolare le medie spaziali degli indicatori, la natura stessa della variabile, la sua elevata variabilità spaziale e temporale e anche le discontinuità dei dati disponibili, suggeriscono invece di interpolare spazialmente i dati prima di effettuare il calcolo dei valori normali e delle anomalie. In tal modo può essere ottimizzato l'uso della base dati disponibile, ai fini della stima delle tendenze di precipitazione in Italia.

Per il calcolo dei valori normali, i metodi di riempimento dei “buchi” delle serie descritti per la temperatura non possono essere adottati a causa della elevata variabilità spaziale delle anomalie annuali. Nel nostro caso, tuttavia, il numero di stazioni con serie utili al calcolo del valore climatologico normale è molto elevato, grazie alle serie di precipitazione della rete dell'ex Servizio Idrografico e Mareografico Nazionale. In particolare, prendendo in considerazione il periodo 1951-1980, si dispone delle serie annuali di circa 2400 stazioni ben distribuite su tutto il territorio nazionale. Grazie alla elevata densità e alla distribuzione spaziale uniforme delle stazioni, è stato possibile calcolare i valori normali di precipitazione 1951-1980 su grigliato regolare alla risoluzione di 1x1 km, mediante *ordinary kriging* (Li and Heap, 2008).

Volendo calcolare la serie annuale dell'anomalia di precipitazione nell'intervallo 1951-2010, per ciascun anno è disponibile un set di stazioni, variabile di anno di anno, con valore di precipitazione annuale  $P_{ia}$ . L'anomalia annuale della stazione  $i$  (espressa come differenza percentuale rispetto al valore climatologico) viene calcolata come:

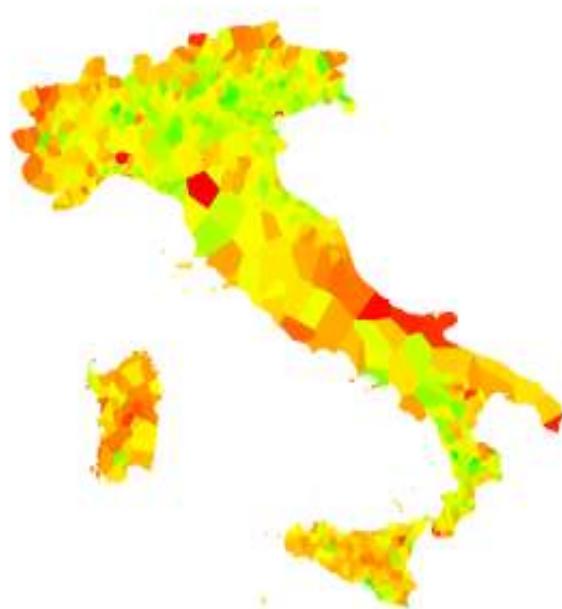
$$A_{ia} = 100 \cdot (P_{ia} - P_{clima\ i,a}) / P_{clima\ i,a}$$

dove  $P_{clima\ i,a}$  è il valore climatologico normale del punto di griglia più vicino alla stazione  $i$ , estratto dalla mappa dei valori normali ad alta risoluzione. In tal modo si dispone di un certo numero (il maggior numero possibile per ogni anno) di punti da utilizzare per il calcolo dell'anomalie annuali su aree geografiche di grandi dimensioni (l'intero territorio italiano, oppure suddiviso tra Nord, Centro e Sud) mediante l'impiego di algoritmi geostatistici.

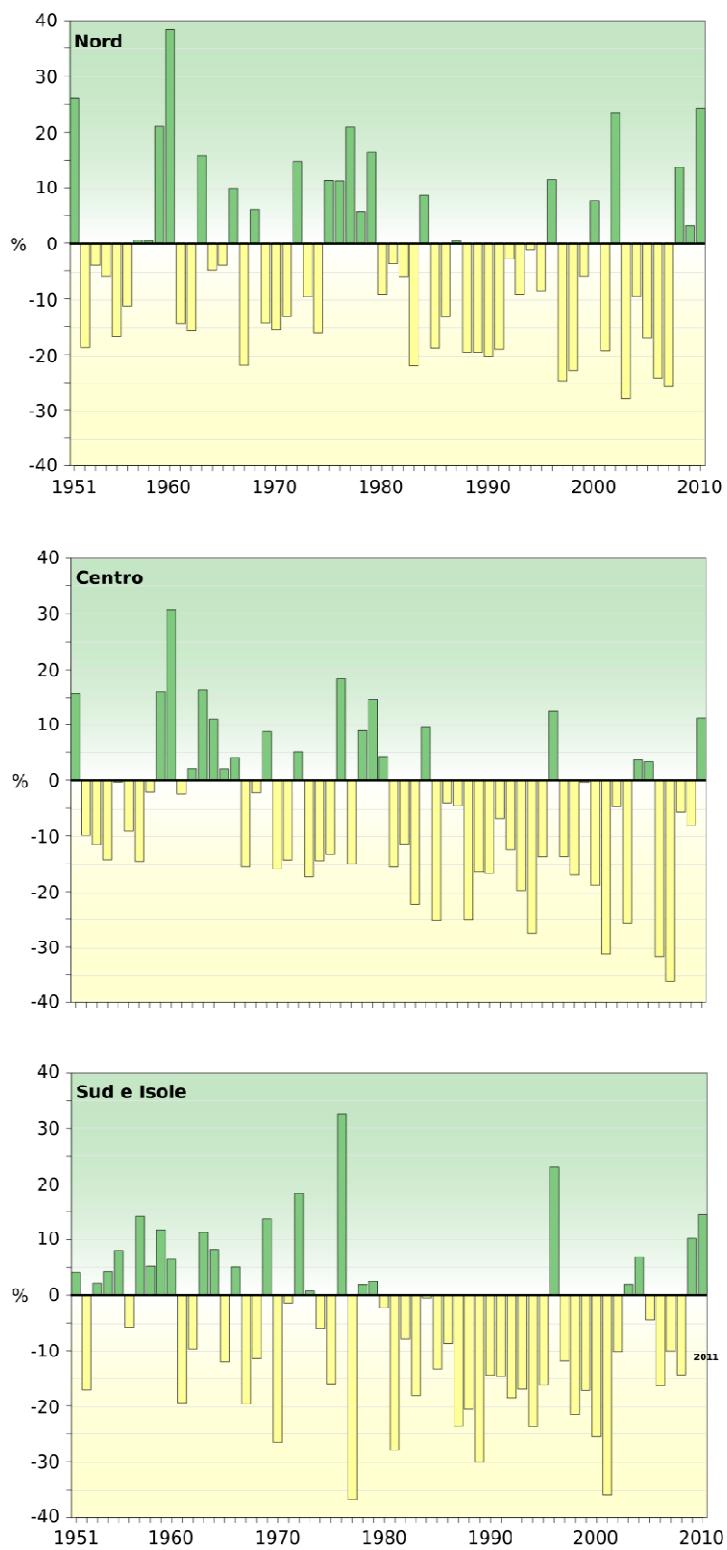
Nel caso delle precipitazioni, tra gli algoritmi più diffusi il più idoneo allo scopo è quello dei “poligoni di Thiessen” o della “tassellatura di Voronoi” (Li and Heap, 2008). Il metodo consiste nel ripartire una regione piana  $R$ , a partire da un insieme di  $N$  punti appartenenti ad  $R$ , in  $N$  regioni  $R_p$ , con  $p=1\dots N$ , ciascuna associata ad un punto  $p$ , in modo che tutti i punti appartenenti a  $R_p$  siano più vicini a  $p$  che ad ogni altro punto in  $R$ . I valori annuali di anomalia vengono quindi sottoposti a tassellatura di Voronoi, e l'anomalia annuale precipitazione di una macro-regione (per esempio, l'Italia settentrionale) risulta essere la media pesata delle anomalie sui punti stazione  $p$ , dove il peso è dato dal rapporto tra l'area intersezione della regione  $R_p$  con l'area totale della macro-regione, e l'area della macro-regione.

E' preferibile effettuare la media pesata dei valori di anomalia percentuale, piuttosto che sui valori di precipitazione, in quanto il campo di anomalia è relativamente più liscio e si riduce quindi l'errore nelle aree a bassa densità di stazioni con dati utili. A titolo di esempio, nella figura 5.2 viene mostrata la ripartizione del territorio italiano nei poligoni corrispondenti alle stazioni con il dato di anomalia di precipitazione dell'anno 2010.

Con il metodo descritto, sono state calcolate le serie annuali di anomalia di precipitazione rispetto al valore climatologico 1951-1980 nell'intervallo 1951-2010 per le tre macro-aree: Nord, Centro, Sud e Isole (figg. 5.3).



**Figura 5.2 – Ripartizione del territorio italiano nei poligoni di Voronoi corrispondenti alle stazioni con il dato di anomalia di precipitazione dell'anno 2010.**



**Figura 5.3 – Serie annuali delle anomalie percentuali di precipitazione rispetto al valore climatologico 1951-1980, per le tre macro-aree: Nord, Centro, Sud e Isole.**

## 6. STIMA DELLE TENDENZE

Le serie annuali di anomalia calcolate con i metodi descritti nel capitolo 5, si prestano a valutare la presenza di variazioni significative della temperatura media e delle precipitazioni cumulate in Italia negli ultimi decenni e a stimarne l'entità. In questo capitolo vengono descritti alcuni strumenti analitici utilizzati per la stima delle tendenze di queste variabili; tuttavia, strumenti analoghi possono essere applicati anche allo studio di altre variabili climatiche.

In termini generali, la serie temporale di una variabile climatica  $x(t)$  può essere espressa come la somma di due componenti:

$$x(t) = f(t) + e(t)$$

dove  $f(t)$  è il valore aspettato di  $x(t)$ , mentre  $e(t)$  rappresenta la componente *random* o casuale che è legata principalmente alla variabilità climatica naturale.

Un'ipotesi molto comune è quella di identificare la sequenza  $e(t)$  con un processo “*white noise*”, cioè una sequenza di variabili casuali indipendenti (che non si influenzano vicendevolmente) ed identicamente distribuite (il modello probabilistico che descrive tali variabili non cambia nel tempo) con media nulla e varianza costante. Secondo la precedente formula una serie storica non rappresenta solo una sequenza di valori casuali indipendenti fra loro; piuttosto, essi possono essere descritti attraverso una funzione o un modello matematico con i quali vengono messi in relazione i valori attuali con quelli passati. La modellizzazione di una serie storica consiste allora nella scelta del modello analitico più opportuno per descriverne le componenti  $f(t)$  ed  $e(t)$ . Qualunque sia il modello prescelto per la componente  $f(t)$ , l'analisi delle tendenze (*trend*) ha come obiettivo quello di valutare se essa rimanga costante nel tempo oppure no. E in quest'ultimo caso, quello di quantificare l'entità di tale variazione. Ricorrendo alla terminologia statistica della verifica delle ipotesi, l'analisi dei *trend* mette a confronto le ipotesi:

$H_0$ :  $f(t)$  costante (invariante nel tempo)

$H_1$ :  $f(t)$  non costante

Un modello comunemente adottato per rappresentare l'evoluzione dei dati nel tempo è quello lineare. Tale scelta è motivata in primo luogo dalla semplicità analitica di tale modello. Inoltre, nel caso delle serie di anomalia di temperatura e precipitazione, esso consente in prima battuta di verificare la presenza o meno di una tendenza significativa (con il suo segno), a ritmo costante, nell'intervallo di tempo fissato. La variabile  $x(t)$  può allora essere espressa come:

$x(t)=a+bt+e(t)$  (modello di regressione lineare semplice)

con gli errori  $e(t)$  indipendenti e identicamente distribuiti (i.i.d.)

Se si assume che gli errori seguano una distribuzione normale, è possibile ottenere una stima ottimale (in senso statistico) per i parametri “ $a$ ” e “ $b$ ”, rispettivamente l'intercetta e la pendenza (*slope*) della retta. La stima del coefficiente  $b$  fornisce una quantificazione del *trend*, la cui significatività statistica può essere facilmente verificata mediante test. Un approccio come quello descritto dalla precedente formula viene detto “parametrico” in quanto basato sull'assunzione che i dati osservati seguano una determinata funzione di distribuzione, in questo caso quella normale.

Un'alternativa non parametrica, impiegata spesso nello studio delle tendenze climatiche (v. per esempio Toreti e Desiato, 2007), è costituita dall'uso combinato del test di Mann-Kendall (Mann, 1945; Kendall, 1975) e dello stimatore di Theil-Sen (Sen, 1968). Lo stimatore di Theil-Sen prescinde dall'ipotesi di normalità dei dati, da cui sovente i dati climatici si discostano ed è robusto rispetto alla

---

presenza di dati anomali (*outliers*). Poiché lo stimatore di Theil-Sen non fornisce alcuna informazione riguardo alla significatività del *trend* stimato, si può utilizzare il test non parametrico di Mann-Kendall a tale scopo. Le ipotesi prese in esame dal test sono:

H0: assenza di *trend*

H1: presenza di un *trend* monotono (non necessariamente lineare)

Il test si basa sul concetto di ranghi dei dati, ovvero sulla posizione che ciascun valore occupa all'interno della serie ordinata. La presenza di autocorrelazione positiva è un evento abbastanza comune per le variabili climatiche e ciò può inficiare i risultati del test di Mann-Kendall, favorendo l'ipotesi H1 (*trend* monotono) a discapito dell'ipotesi H0 (assenza di *trend*) (von Storch, 1995; Zhang et al., 2000). Si può ovviare a tale inconveniente facendo precedere l'analisi dei *trend* dalla procedura di “*pre-whitening*”, che permette di rimuovere l'autocorrelazione dalla serie temporale.

L'uso di una retta per rappresentare il *trend* di un serie storica poggia sull'idea che il fenomeno oggetto di studio evolva gradualmente nel tempo, senza cambiamenti repentini (*changepoint*, talvolta indicati anche come *breakpoint*, da non confondersi con quelli che riguardano l'omogeneizzazione delle serie, v. cap. 4). Tuttavia, diversi lavori, tra cui quello di Tomè and Miranda (2004), Seidel and Lanzante (2004), hanno messo in evidenza che ciò non è sempre vero. Diviene allora necessario prendere in esame modelli più complessi di un semplice *trend* lineare. A tal proposito, Tomè e Miranda (2004), riprendendo un lavoro di Karl et al. (2000), illustrano l'uso di un algoritmo per determinare in maniera ottimale il numero e localizzare eventuali *changepoint* in cui può verificarsi una variazione del *trend*. Tale approccio consente, secondo gli autori, un calcolo più preciso del *trend* lineare complessivo come media pesata dei *trend* lineari parziali, calcolati per ciascun periodo parziale avente come estremi i *changepoint* identificati.

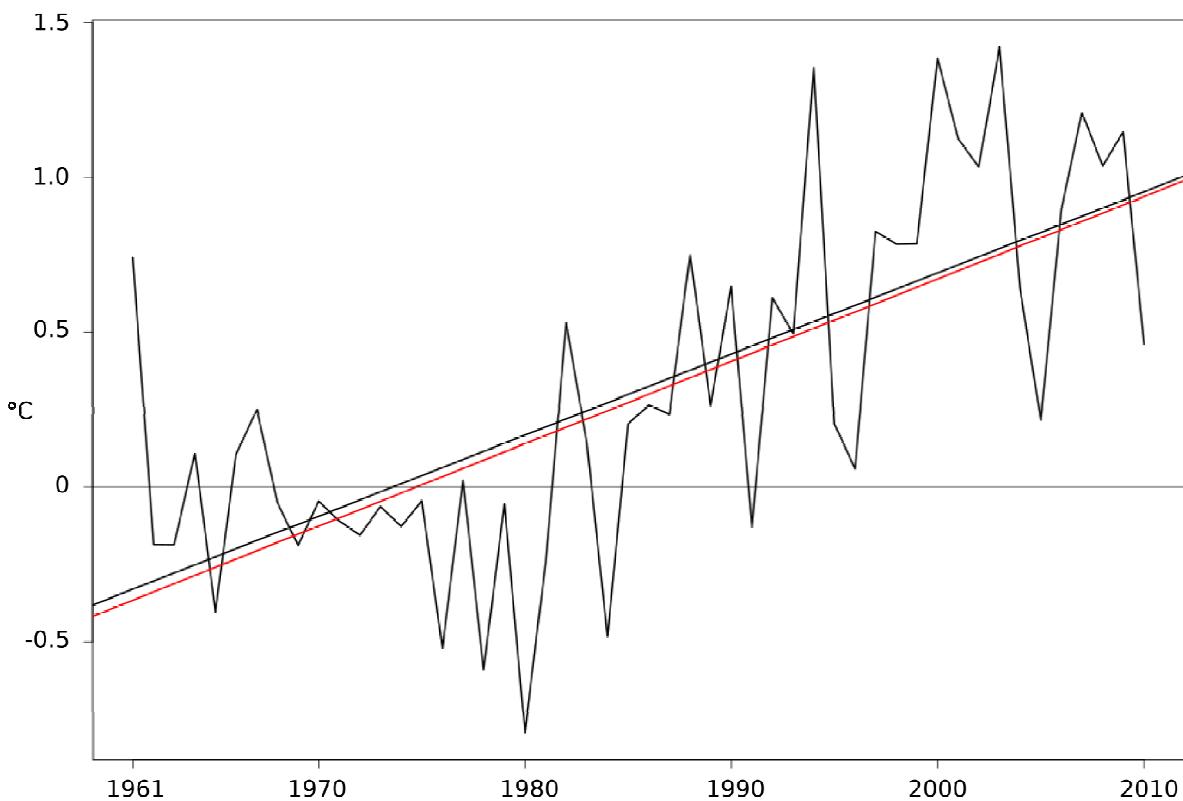
Partendo dai risultati di Tomè e Miranda, Toreti e Desiato (2007) hanno confrontato i risultati ottenuti impiegando un modello lineare semplice, contro quelli forniti dall'uso di un modello “*piecewise*” e “*sloped steps*” dopo aver identificato un probabile *changepoint* mediante l'analisi progressiva di Mann-Kendall (Sneyers, 1990).

## 6.1 Temperatura

La serie di anomalia della temperatura media in Italia (1961-2010), è stata sottoposta in prima battuta all'analisi del *trend* lineare impiegando sia un approccio di tipo parametrico (modello di regressione lineare semplice) che uno non parametrico (stimatore di Theil-Sen e test di Mann-Kendall).

La stima del *trend* lineare (*slope*), ottenuta mediante modello di regressione lineare semplice, è pari a +0.026 °C / anno, corrispondente a un incremento complessivo di 1.27 °C nel periodo 1961-2010.

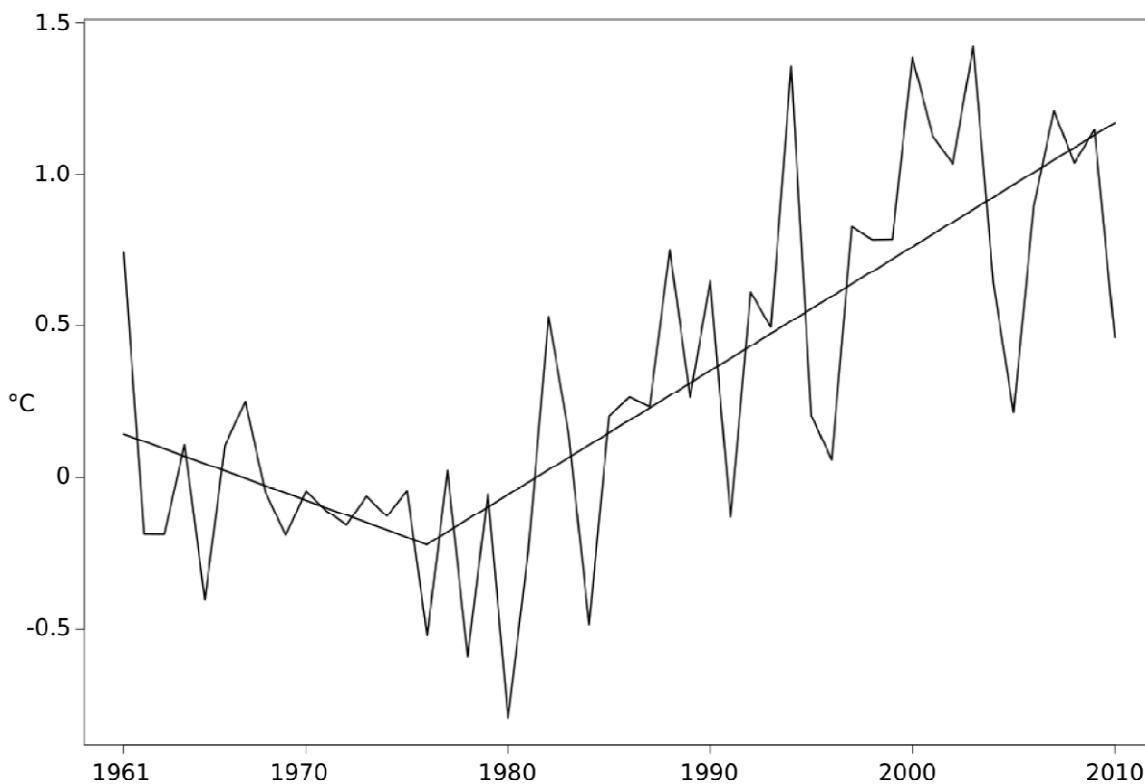
L'uso di un modello di regressione lineare richiede, tra le varie ipotesi, che i dati seguano una distribuzione normale. In effetti, l'analisi dei dati mostra che le anomalie di temperatura presentano un'evidente asimmetria a destra che viola l'ipotesi di normalità. Per questo motivo, il *trend* è stato stimato anche mediante un approccio non parametrico. Lo *slope* fornito dallo stimatore Theil-Senn risulta essere pari a +0.027 °C/anno. Come evidenziato dalla Figura 6.1, i risultati ottenuti mediante un approccio di tipo parametrico e uno di tipo non parametrico sono molto simili. La significatività del *trend* lineare è stata verificata mediante il test di Mann-Kendall. L'uso di tale test non ha richiesto il “*pre-whitening*” dei dati, ovvero la rimozione di un'eventuale correlazione seriale nei residui. L'assenza di correlazione seriale nei residui è stata verificata mediante il test di Wald-Wolfowitz (Sneyers, 1990).



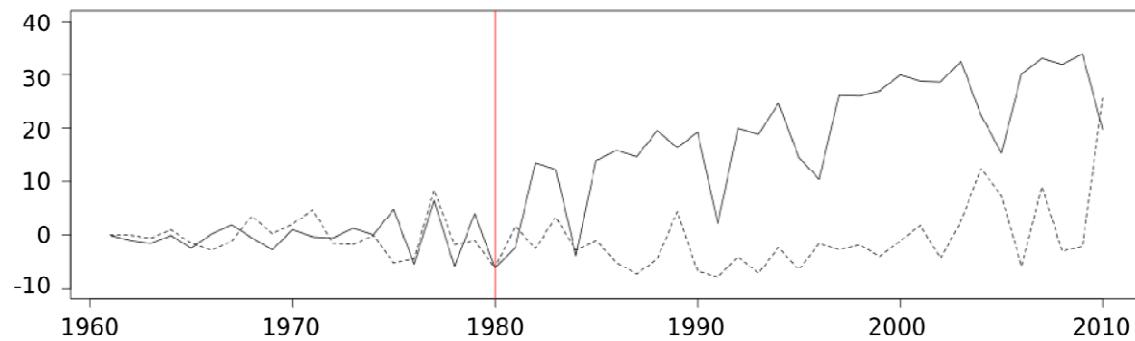
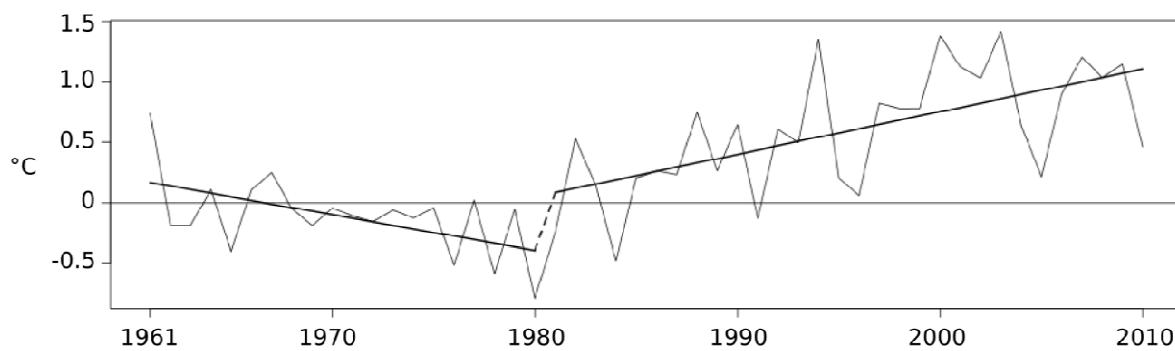
**Figura 6.1 – Serie temporale 1961-2010 delle anomalie di temperatura media in Italia e relativo trend lineare stimato con il modello di regressione lineare semplice (linea nera) e con lo stimatore di Theil-Sen (linea rossa).**

L'uso di un modello “*piecewise*” permette di raffinare l'analisi del *trend* lineare, ammettendo la presenza di uno o più *changepoint*. Come osservato da Tomé e Miranda (2004), la ricerca di un eventuale *changepoint* deve prima di tutto essere condotta ispezionando “visivamente” la serie. Il grafico delle anomalie di temperatura media sembra suggerire un'inversione di tendenza verso la fine degli anni '70. Ammettendo la possibilità di un solo *changepoint* nell'intervallo 1961-2010, il pacchetto R “*segmented*” ne identifica uno probabile nel 1976 (Figura 6.2). Il modello *piecewise* utilizzato per descrivere il *trend* nei due periodi separati dal *changepoint* risulta caratterizzato da un *trend* negativo (-0.020°C/anno) per la serie delle anomalie dal 1961 al 1976, e da un *trend* positivo nell'intervallo 1976-2010 (+0.042°C/anno). La variazione della temperatura media in Italia così calcolata per l'intero periodo di 50 anni 1961-2010 risulta essere di 1.13°C. La figura 6.2 evidenzia che l'uso di un modello “*piecewise*” impone la condizione di continuità delle due rette di regressione in corrispondenza del “*changepoint*”.

Un'alternativa al modello *piecewise* è il modello “*sloped steps*” in cui viene meno tale condizione di continuità. La figura 6.3 illustra la serie delle anomalie di temperatura 1961-2010 e il modello *sloped steps* stimato dopo aver identificato il probabile *changepoint* mediante l'analisi sequenziale di Sneyers. Il punto di intersezione fra le due curve (tratteggiata e continua) del grafico in basso, che rappresenta l'analisi sequenziale di Sneyers, fornisce un'indicazione della posizione del probabile *changepoint* (1980). Un *trend* negativo (-0.029°C/anno) caratterizza il periodo 1961-1980, mentre un *trend* positivo (+0.035°C/anno) caratterizza il periodo 1981-2010. L'incremento complessivo sul cinquantennio 1961-2010 risulta essere di 0.94°C.



**Figura 6.2 – Serie temporale 1961-2010 delle anomalie di temperatura media in Italia. L'utilizzo di un modello “piecewise” mette in evidenza un changepoint nel 1976.**



**Figura 6.3 – Serie temporale 1961-2010 delle anomalie di temperatura media in Italia. L'utilizzo di un modello “sloped steps” mette in evidenza un changepoint nel 1980. Le due curve del grafico in basso rappresentano l'analisi sequenziale di Sneyers.**

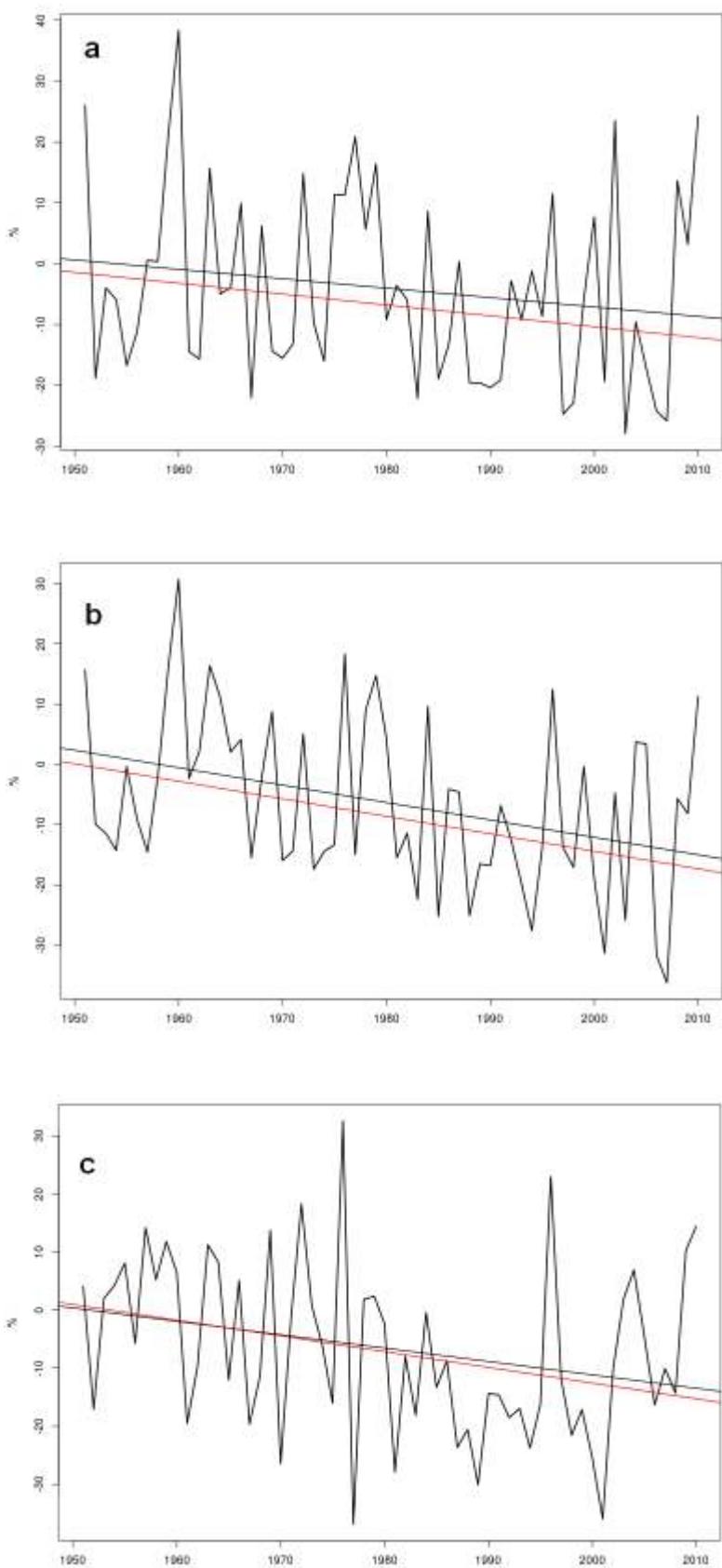
---

I diversi *changepoint* individuati mediante l’analisi di Sneyers e mediante il pacchetto “*segmented*” di R danno un’indicazione dell’incertezza che caratterizza l’individuazione del *changepoint*. Dall’analisi dei due risultati si può affermare che una inversione del *trend* della serie di temperatura si è probabilmente verificata tra il 1976 e il 1980. Questa conclusione non si discosta molto dal risultato di uno studio precedente sulla serie di temperatura media in Italia nel periodo 1961-2004 (Toreti e Desiato, 2008), in cui era già stata rilevata la presenza di *trend* analoghi (prima debolmente negativo, poi positivo) con un *changepoint* collocato nel 1981.

## 6.2 Precipitazione

L’analisi del *trend* delle anomalie percentuali di precipitazione è stata condotta sulla serie che copre il periodo 1951-2010. L’uso di un modello di regressione lineare semplice fornisce i seguenti risultati: al Nord un *trend* negativo non significativo pari -0.155%/anno; al Centro un *trend* negativo pari a -0.289%/anno; al Sud e sulle Isole, un *trend* negativo pari a -0.230%/anno. Per il Centro, il *trend* stimato si traduce in una diminuzione della precipitazione cumulata annuale del 17.0% dal 1951 al 2010; per il Sud e le Isole si stima una diminuzione del 13.6%. Come per la serie delle anomalie di temperatura, i risultati ottenuti sono stati confrontati con quelli forniti dallo stimatore di Theil-Senn e dal test di Mann-Kendall. Anche in questo caso si ottengono dei risultati in linea con quelli già riportati. Per il Nord un *trend* pari a -0.179%/anno, per il Centro un *trend* pari a -0.290%/anno e per il Sud un *trend* pari a -0.270%/anno (fig.6.4). L’uso del test di Mann-Kendall conferma la non significatività del *trend* al Nord, e la significatività dei *trend* al Centro e al Sud. Per quanto riguarda l’eventuale presenza di correlazione seriale nei residui, valgono le stesse considerazioni fatte nel caso delle anomalie di temperatura: assenza di correlazione seriale nei residui e quindi nessuna necessità di adottare tecniche di “*pre-whitening*” prima del test di Mann-Kendall.

Per quanto riguarda la presenza di *changepoint* e quindi la necessità di adottare un modello “*sloped-step*” invece del più semplice modello lineare, l’analisi dei dati non ha evidenziato alcun punto in cui le tre serie di anomalie manifestano un cambio di *trend*. Tale risultato è in linea con quello ottenuto precedentemente sulle serie di precipitazione nel periodo 1961 – 2006 (Toreti et al., 2009).



**Figura 6.4** - Anomalie percentuali di precipitazione 1951-2010 in Italia e relativo trend lineare stimato con il modello di regressione lineare semplice (linea nera) e con lo stimatore di Theil-Sen (linea rossa): Nord (a), Centro (b), Sud e Isole (c).

---

## BIBLIOGRAFIA

- Aguilar E., Auer I., Brunet M., Peterson T. C., Wieringa J., 2003: "Guidelines on climate metadata and homogenisation". World Meteorological Organization, WMO-TD No. 1186, WCDMP No. 53, Geneva, Switzerland, 55 pp.
- Alexandersson H., 1986: "A homogeneity test applied to precipitation data". *J. Climate*, 6, 661–675.
- Alexandersson H., Moberg A., 1997: "Homogenization of Swedish temperature data. Part I: A homogeneity test for linear trends". *Int. J. Climatol.*, 17, 25–34.
- Baffo F., Suatoni B., Desiato F., 2005: "Indicatori climatici: i controlli di validità e la ricerca dei valori errati". *Bollettino Geofisico*, Anno XXVIII, N. 1-2.
- Conrad V., Pollack C., 1950: "Methods in Climatology". Harvard University Press, 459 pp.
- Desiato F., 2007: "SCIA, un sistema nazionale unico per i dati climatologici". ARPA Rivista N. 1, gennaio-febbraio 2007.
- Desiato F., Fioravanti G., Fraschetti P., Perconti W., Toreti A., 2011: "Climate indicators for Italy: calculation and dissemination". *Adv. Sci. Res.*, 6, 147-150.
- Desiato F., Lena F., Toreti A., 2006: "Un sistema per tutti – climatologia: i dati italiani". *Sapere*, Anno 72, n. 2, 62-69.
- Desiato F., Lena F., Toreti A., 2007: "SCIA: a system for a better knowledge of the Italian climate". *Bollettino di Geofisica Teorica ed Applicata*, Vol. 48, n. 3, 351-358.
- ISPRA, 2011a: "Gli indicatori del clima in Italia nel 2010 (anno VI)". Rapporto ISPRA, Serie Stato dell'Ambiente 24/2011.
- ISPRA, 2011b: "Tematiche in primo piano, Annuario dei dati ambientali 2010". Rapporto ISPRA 20/2011.
- Karl T. R., Knight R. W., Baker B., 2000: "The record breaking global temperatures of 1997 and 1998: Evidence for an increase in the rate of global warming?". *Geophys. Res. Lett.*, 27, 719 – 722.
- Kendall MG., 1975: "Rank Correlation Methods". Griffin: London.
- Kuglitsch F. G., Toreti A., Xoplaki E., Della-Marta P. M., Luterbacher J., Wanner H., 2009: "Homogenization of daily maximum temperature series in the Mediterranean". *J. Geophys. Res.*, 114, D15108.
- Li J., Heap A.D., 2008: "A review of spatial interpolation methods for environmental scientists". *Geoscience Australia, Record 2008/23*, 137 pp.
- Lund R., Reeves J., 2002: "Detection of undocumented changepoints: a revision of two phase regression model". *J. Climate* 15, 2547-2554.
- Mann H.B., 1945: "Nonparametric tests against trend". *Econometrica*, 13, 245–259.
- Peterson T.C., Easterling D.R., 1994: "Creation of homogeneous composite climatological reference series", *Int. J. Climatol.*, 14, 691-679.
- Peterson T.C., Easterling D.R., Karl T.R., Groisman P., Nicholls N., Plummer N., Torok S., Auer I., Böhm R., Gullett D., Vincent L., Heino R., Tuomenvirta H., Mestre O., Szentimrey T., Salinger J., Førland E.J., Hanssen-Bauer I., Alexandersson H., Jones P., Parker D., 1998: "Homogeneity adjustments of in situ atmospheric climate data: a review". *Int. J. Climatol.*, 18, 1493-1517.
- Reeves J., Chen J., Wang X. L., Lund R., Lu Q., 2007: "A review and comparison of changepoint detection techniques for climate data", *J. Appl. Meteorol. Climatol.*, 46, 900–915.
- Seidel D.J., Lanzante J.R., 2004: "An assessment of three alternatives to linear trends for characterizing global atmospheric temperature changes". *J. of Geophys. Res.*, 109, D14108.
- Sen P. K., 1968: "Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau". *Journal of American Statistical Association*, 63, 1379–1389.
- Sneyers R., 1990: "On the statistical analysis of series of observations". WMO Technical note no. 143, Geneve, 192 pp.
- Tomé A. R., Miranda P. M. A., 2004: "Piecewise linear fitting and trend changing points of climate parameters", *Geoph. Res. Lett.*, 31, L02207.

- 
- Toreti A., Desiato F., 2008: "Temperature trend over Italy from 1961 to 2004". *Theor. Appl. Climatol.*, 91, 51-58.
- Toreti A, Fioravanti G, Perconti W, Desiato F., 2009: "Annual and seasonal precipitation over Italy from 1961 to 2006". *Int. J. Climatol.*, 29, 1976-1987.
- Vincent L. ,1998: "A technique for the identification of inhomogeneities in Canadian temperature series". *J. Climate*, 11, 1094–1104.
- Vincent L. A., Zhang X., 2001, "Homogenization of daily temperatures over Canada". *J. Climate*, 15, 1322-1334.
- Von Storch H., 1995: "Misuses of statistical analysis in climate research". In: *Analysis of climate variability: Applications of statistical techniques*. H. Von Storch e A. Navarra (Eds) Springer-Verlag Berlin, pp. 11–26.
- Wang X. L., 2003: "Comments on: Detection of undocumented changepoints: A revision of the two-phase regression model". *J. Climate*, 16, 3383-3385.
- Wang X. L., 2008a: "Penalized maximal F-test for detecting undocumented mean-shifts without trend-change". *J. Atmos. Oceanic Techn.*, 25, 368-384.
- Wang X. L., 2008b: "Accounting for autocorrelation in detecting mean-shifts in climate data series using the penalized maximal t or F test". *J. Appl. Meteor. Climatol.*, 27, 2423-2444.
- Wang X. L., Q. H. Wen, Wu Y., 2007: "Penalized maximal t test for detecting undocumented mean change in climate data series". *J. Appl. Meteor. Climatol.*, 46, 916-931.
- Wijngaard A. M., Klein Tank G., Können G. P., 2003: "Homogeneity of 20th century European daily temperature and precipitation series". *Int. J. Climatol.* 23, 679–692.
- Zhang X., Vincent L. A., Hogg W. D., Niitsoo A., 2000: "Temperature and precipitation trends in Canada during the 20th century". *Atmos. Ocean*, 38, 395 – 429.
- Zurbenko I., Porter P. S., Rao S. T., Ku J. Y., Gui R., Eskridge, R. E., 1996: "Detecting discontinuities in time series of upper-air data: development and demonstration of an adaptive filter technique". *J. Climate*, 9, 3548-3560.