



UNIVERSITÀ
DI PAVIA

FACOLTA' DI INGEGNERIA
DIPARTIMENTO DI INGEGNERIA CIVILE E ARCHITETTURA

CORSO DI LAUREA MAGISTRALE IN INGEGNERIA CIVILE

TESI DI LAUREA

Valutazione dei trend di siccità mediante l'analisi di serie climatiche di
stazioni europee selezionate attraverso indici standardizzati

Candidata: ELISA LEGNANI

Relatore: Prof. GIUSEPPE BARBERO

A.A. 2024 - 2025

INDICE

1	Introduzione.....	8
1.1	Contesto e motivazioni dello studio	8
1.2	Problematica e rilevanza scientifica	9
1.3	Obiettivi della ricerca	10
2	Selezione dati.....	11
2.1	Struttura dei dataset climatici	12
2.1.1	File stations.....	13
2.1.2	File sources.....	14
2.1.3	File di precipitazione	16
2.1.4	File di temperatura.....	17
2.2	Pre-processing e analisi preliminare delle stazioni.....	17
2.3	Valutazione della lunghezza delle serie storiche	18
2.4	Analisi della distribuzione geografica delle stazioni selezionate	19
2.5	Analisi delle stazioni italiane.....	21
2.6	Estensione dell'area di studio	23
3	Metodologia di controllo qualità e aggregazione delle serie climatiche	26
3.1	Introduzione e obiettivi dell'elaborazione	26
3.2	Struttura dei dati input	27
3.3	Importazione e pre-processing dei dati.....	27
3.4	Identificazione dei dati non validi	28
3.5	Criterio di validazione annuale e correzione dei dati mancanti	28
3.6	Selezione del periodo temporale più affidabile	29
3.7	Aggregazione mensile dei dati.....	29
3.8	Generazione degli output.....	30
3.9	Criteri di selezione delle stazioni basati sulla completezza delle serie storiche.....	31
3.10	Estensione del criterio di selezione per aree climatiche sottorappresentate	33
3.11	Criterio finale di selezione.....	34

4	Indici di siccità: standardized precipitation index (SPI) e standardized precipitation evapotranspiration index (SPEI)	36
4.1	Introduzione	36
4.2	Classificazione concettuale della siccità.....	37
4.3	Standardized Precipitation Index (SPI)	38
4.3.1	Fondamenti teorici.....	38
4.3.2	Interpretazione e classificazione	40
4.3.3	Vantaggi e limiti dell'SPI.....	42
4.4	Standardized Precipitation Evapotranspiration Index (SPEI)	43
4.4.1	Motivazioni e fondamenti teorici	43
4.4.2	Stima dell'evapotraspirazione potenziale (PET)	44
4.4.3	Procedura di calcolo dello SPEI.....	45
4.4.4	Interpretazione e comparabilità con l'SPI	48
4.5	Confronto tra SPI e SPEI.....	48
4.5.1	Accordi e divergenze tra SPI e SPEI.....	48
4.5.2	Implicazioni per il monitoraggio della siccità in un contesto di cambiamento climatico.....	49
4.6	Implementazione computazionale e workflow di validazione	50
5	Analisi statistica degli indici di siccità: trend, break point e persistenza	54
5.1	Introduzione	54
5.2	Analisi dei trend temporali: test di Mann-Kendall	55
5.2.1	Fondamenti teorici del test classico	55
5.2.2	Il problema dell'autocorrelazione nelle serie climatiche	57
5.2.3	Versione modificata (Hamed & Rao, 1998): Correzione della varianza	59
5.2.4	Implementazione computazionale.....	60
5.2.5	Interpretazione dei risultati.....	64
5.3	Analisi con il metodo di Break Point.....	65
5.3.1	Il test di Pettitt	65
5.3.2	Output ottenuti.....	67
5.4	Analisi di persistenza della siccità: Catene di Markov	69
5.4.1	Fondamenti teorici e definizione degli stati	69

5.4.2	Indicatori di persistenza: PDD e LD	69
5.4.3	Implementazione e sensibilità alle soglie.....	70
5.4.4	Implementazione computazionale.....	71
6	Risultati ottenuti dall'analisi sulla siccità.....	76
6.1	Introduzione	76
6.2	Risultati dell'analisi di Mann-Kendall	76
6.2.1	Risultati dell'autocorrelazione e selezione del metodo	76
6.2.2	Trend dello SPI.....	80
6.2.3	Trend dello SPEI	85
6.2.4	Confronto diretto SPI vs SPEI: divergenze e convergenze.....	90
6.2.5	Pattern geografici e implicazioni climatiche.....	92
6.3	Risultati dell'analisi Break Point con il test di Pettitt	95
6.3.1	Distribuzione temporale e significatività dei break point	96
6.3.2	Confronto SPI vs SPEI: concordanza e divergenza	97
6.3.3	Organizzazione geografica e caratterizzazione dei break point.....	98
6.3.4	Sintesi dei break point significativi.....	103
6.4	Risultati dell'analisi di persistenza con le catene di Markov	104
6.4.1	Risultati con soglia -1	104
6.4.2	Confronto diretto SPI vs SPEI (Soglia -1)	107
6.4.3	Risultati SPI con soglia 0	108
6.4.4	Risultati SPEI con soglia 0.....	113
6.4.5	Confronto diretto SPI vs SPEI	118
6.5	Confronto quantitativo: significatività e magnitudine dei trend.....	121
7	Conclusioni e Prospettive Future.....	122
7.1	Sintesi dell'analisi condotta	122
7.2	Risultati principali	122
7.3	Implicazioni per la gestione delle risorse idriche	124
7.4	Limiti dello studio.....	124
7.5	Prospettive future.....	125
	Bibliografia.....	126

INDICE FIGURE

Figura 2.1 - Sezione iniziale del file stations	14
Figura 2.2 - Sezione iniziale del file sources.....	15
Figura 2.3 - Sezione iniziale di un file contenente le informazioni relative alle precipitazioni della stazione 1.	16
Figura 2.4 - Sezione iniziale di un file contenente le informazioni relative alle temperature della stazione 1.	17
Figura 2.5 Mappa delle stazioni europee di raccolta dei dati di precipitazione e temperatura.	20
Figura 2.6 Mappa dell'Europa occidentale delle stazioni di raccolta dei dati di precipitazione e temperatura.....	21
Figura 2.7 Mappa italiana delle stazioni di raccolta dei dati di precipitazione e temperatura.	22
Figura 2.8 - Mappa delle stazioni Europee che sono state selezionate per lo studio.	24
Figura 3.1 - Esempio di output che si ottiene dal processo di aggregazione per le precipitazioni per la stazione italiana di Bologna.	31
Figura 3.2 - Esempio di output che si ottiene dal processo di aggregazione per le temperature per la stazione italiana di Bologna.	31
Figura 3.3 - Mappa delle stazioni effettive scelte per lo studio.	32
Figura 3.4 - Rappresentazione cartografica delle stazioni dell'Europa mediterranea che hanno serie storiche di 80 e 90 anni, con particolare enfasi sulla stazione spagnola 235 a Torrevieja che è stata scelta e su quella serba 263 situata a Belgrado (osservatorio) che aveva le caratteristiche adatte ma che non verrà utilizzata.....	34
Figura 4.1 – Fitting delle distribuzioni per l'indice SPI.....	41
Figura 4.2 – Fitting delle distribuzioni per l'indice SPEI	47
Figura 4.3 – Output grafico andamento SPI per la stazione di Bologna.....	52
Figura 4.4 - Output grafico andamento SPEI per la stazione di Bologna	52
Figura 5.1 Esempio di output grafico del test di Mann-Kendall relativo alla stazione di Milano.	62
Figura 5.2 Esempio output grafico che mostra l'autocorrelazione relativa ai dati della stazione di Milano.....	63
Figura 5.3 Esempio del grafico che mostra i risultati delle 20 stazioni ottenuti con Mann-Kendall.....	63
Figura 5.4 Esempio dei grafici che si ottengono in output dal test di Pettitt sia per SPI che per SPEI riferiti alla stazione di Milano.....	68
Figura 5.5 Grafico riassuntivo dei risultati del test di Pettitt di tutte le stazioni ...	68

Figura 5.6 Esempio di output grafico (SPEI) per la stazione di Milano con l'analisi di Markov.	74
Figura 5.7 Esempio di grafico riassuntivo globale per l'analisi di Markov (SPEI)	74
Figura 6.1 - Grafici comparativi di autocorrelazione relativi alle stazioni italiane di: Bologna e Milano.	78
Figura 6.2 - Grafici comparativi di autocorrelazione relativi alle stazioni europee di: Torrevieja, Montelimar, Sonnblick e Postdam.	79
Figura 6.3 - Grafico trend Bologna (SPI e SPEI).....	81
Figura 6.4 - Grafico trend Sonnblick (SPI e SPEI)	82
Figura 6.5 - Grafico trend Zurigo (SPI e SPEI)	82
Figura 6.6 - Grafici trend Budapest e Szombathely (SPI e SPEI).....	83
Figura 6.7 - Grafici trend Lugano (SPI e SPEI)	84
Figura 6.8 - Grafici trend Pogany e Szeged (SPI e SPEI).....	85
Figura 6.9 – Grafici trend Bologna e Sonnblick (SPI e SPEI)	87
Figura 6.10 - Grafico trend Kremsmuenster (SPI e SPEI)	88
Figura 6.11 - Grafico trend Wien-Hohe Warte (SPI e SPEI).....	88
Figura 6.12 – Grafico trend Torrevieja (SPI e SPEI)	89
Figura 6.13 – Grafici trend Saentis e Montelimar (SPI e SPEI)	90
Figura 6.14 - Grafico a barre comparativo delle slope.....	91
Figura 6.15 - Mappa tematica dell'Europa con le stazioni colorate per tipo di trend SPI	94
Figura 6.16 - Mappa tematica dell'Europa con le stazioni colorate per tipo di trend SPEI.....	95
Figura 6.17 - Grafico a barre di riepilogo di tutte le stazioni per il test di Pettitt	97
Figura 6.18 Grafici break point con test di Pettitt stazioni di Torrevieja e Montelimar (SPI e SPEI).....	99
Figura 6.19 – Grafici break point con test Pettitt stazione di Bologna (SPI e SPEI).....	100
Figura 6.20 - Grafici Break Point Sonnblick e Saentis (SPI e SPEI).....	101
Figura 6.21 - Grafici Break Point Szombathely e Budapest (SPI e SPEI).....	102
Figura 6.22 – Riepilogo dei trend di perdistanza SPI per tutte le stazioni	105
Figura 6.23 – Riepilogo dei trend di persistenza SPEI per tutte le stazioni	106
Figura 6.24 – Grafico di confronto del trend di persistenza SPI e SPEI.....	107
Figura 6.25 – Grafico riepilogativo trend probabilità di persistenza della siccità, SPI	109
Figura 6.26 – Grafico del trend SPI di persistenza e durata della stazione di Budapest	110
Figura 6.27 - Grafico del trend SPI di persistenza e durata della stazione di Milano, Lugano e Torrevieja	111

Figura 6.28 - Grafico del trend SPI di persistenza e durata della stazione di Halle	112
Figura 6.29 - Grafico del trend SPI di persistenza e durata della stazione di Bologna e Zurigo	113
Figura 6.30 - Grafico riepilogativo trend di persistenza e durata della siccità, SPEI	114
Figura 6.31 - Grafico del trend SPEI di persistenza e durata della stazione di Saentis.....	115
Figura 6.32 - Grafico del trend SPEI di persistenza e durata della stazione di Torrevieja.....	115
Figura 6.33 - Grafico del trend SPEI di persistenza e durata della stazione di Lugano e Budapest	116
Figura 6.34 - Grafico del trend SPEI di persistenza e durata della stazione di Sonnblick	117
Figura 6.35 - Grafico del trend SPEI di persistenza e durata della stazione di Pogany	117
Figura 6.36 - Grafico del trend SPEI di persistenza e durata della stazione di Bologna.....	118
Figura 6.37 - - Grafico confronto trend persistenza: SPI vs SPEI	118
Figura 6.38 - Grafico confronto durata media siccità: SPI vs SPEI.....	120

INDICE TABELLE

Tabella 2.1 Stazioni Italiane con rappresentazione degli anni di acquisizione dei dati sia delle precipitazioni che delle temperature	23
Tabella 2.2 - Tabella contenente le informazioni riguardanti le stazioni Europee selezionate per lo studio e la relativa serie storica.	25
Tabella 3.1 - Tabella relativa alle stazioni scelte per lo studio.	33
Tabella 3.2 - Tabella che rappresenta le stazioni studiate nel mediterraneo con serie storiche di 80 e 90 anni, nella quale si evidenziano le stazioni che effettivamente hanno le caratteristiche adatte dopo l'aggregazione.	35
Tabella 4.1 - Classificazione degli eventi di siccità e di eccesso idrico in funzione del valore dell'SPI.	40
Tabella 4.2 – Riepilogo dei risultati della fase di validazione	51
Tabella 4.3 – Riepilogo dei dati SPI e SPEI ottenuti per la stazione di Bologna	53
Tabella 5.1 Esempio di struttura del file riassuntivo del test di Mann-Kendall con dati relativi alla sola stazione di Milano.	62
Tabella 5.2 Esempio che riporta la struttura della tabella di sintesi globale dei dati della stazione di Milano ottenuti con il test di Pettitt.	67
Tabella 5.3 Esempio della struttura del grafico riassuntivo globale dell'analisi di Markov (SPEI) con riportata solo la stazione di Milano	73
Tabella 6.1 - Riepilogo autocorrelazione e metodo applicato.	77
Tabella 6.2 – Risultati completi trend SPI.	80
Tabella 6.3 - - Risultati completi trend SPEI	86
Tabella 6.4 – Sintesi numerica dei risultati.	92
Tabella 6.5 - Riepilogo risultati Test di Pettitt	96
Tabella 6.6 - Sintesi Break Point Significativi	103
Tabella 6.7 – Riepilogo trend di persistenza SPI con soglia -1	104
Tabella 6.8 – Riepilogo trend di persistenza SPEI con soglia -1	106
Tabella 6.9 - Classificazione delle stazioni per categoria di concordanza.....	108
Tabella 6.10 – Tabella riassuntiva della probabilità e durata di persistenza della siccità, SPI	109
Tabella 6.11 – Tabella riassuntiva trend di persistenza e durata della siccità, SPEI	114
Tabella 6.12 – Classificazione stazioni per categoria di concordanza SPI/SPEI	120
Tabella 6.13 - Confronto trend significativi: Soglia -1 vs Soglia 0	121
Tabella 6.14 - Confronto sintetico risultati Markov: Soglia -1 vs Soglia 0	121

1 INTRODUZIONE

1.1 CONTESTO E MOTIVAZIONI DELLO STUDIO

Il cambiamento climatico sta alterando in modo profondo il ciclo idrologico globale, con conseguenze particolarmente evidenti nella frequenza, intensità e durata degli eventi estremi. Tra questi, la siccità rappresenta una minaccia grave per gli ecosistemi, l'agricoltura, le risorse idriche e la stabilità socio-economica rendendo molto difficile una quantificazione netta del suo inizio e della sua fine (Mishra & Singh, 2010). La scelta di questo tema nasce dalla necessità di comprendere come la persistenza di questi periodi secchi stia evolvendo nel panorama europeo, influenzando direttamente la gestione delle risorse idriche e la resilienza dei nostri territori.

In questo contesto, il monitoraggio e la caratterizzazione statistica della siccità rivestono un'importanza strategica. Gli indici standardizzati (Vincente - Serrano & et al., 2010), in particolare lo Standardized Precipitation Index (SPI) e lo Standardized Precipitation Evapotranspiration Index (SPEI), si sono affermati come strumenti operativi di riferimento per la valutazione quantitativa del deficit idrico vista la multidimensionalità del problema che vede diverse distinzioni quali meteorologica, agricola, idrologica o socio -economica (Heim, 2002). Mentre l'SPI si basa esclusivamente sulle precipitazioni, lo SPEI integra la componente termica attraverso la stima dell'evapotraspirazione potenziale (PET), consentendo di cogliere l'effetto del riscaldamento atmosferico sulla disponibilità idrica reale. In letteratura si evidenziano incertezze sulla capacità dei singoli indici di rappresentare adeguatamente la dinamica temporale della siccità, soprattutto in scenari di rapido cambiamento climatico.

Parallelamente, l'analisi statistica delle serie temporali climatiche richiede l'impiego di metodologie robuste, in grado di distinguere tra variabilità naturale e i segnali antropogenici. La semplice osservazione di valori medi o cumulati non è sufficiente: è necessario indagare la presenza di trend di lungo periodo, di

cambiamenti strutturali bruschi (break point) e della persistenza temporale, ovvero la tendenza del sistema a mantenere condizioni di deficit per periodi prolungati. L'integrazione di queste diverse analisi rappresenta un approccio ancora poco esplorato, in particolare nel confronto tra SPI e SPEI su scale temporali e soglie di severità differenti. Questo lavoro di tesi nasce dalla necessità di colmare questa lacuna, proponendo un'analisi multi-metodo e multi-soglia del rischio di siccità in nell'area dell'Europa centro-orientale, caratterizzata dalla compresenza di contesti alpini e mediterranei.

1.2 PROBLEMATICHE E RILEVANZA SCIENTIFICA

La gestione del rischio siccità si scontra con diverse criticità metodologiche e operative:

1. Limiti degli indici con singola componente: l'uso esclusivo dell'SPI tende a sottostimare il rischio in contesti dove l'aumento della temperatura amplifica il deficit idrico indipendentemente dalle precipitazioni. Viceversa, lo SPEI, pur essendo più completo, può introdurre incertezze legate alla stima della PET in aree con dati meteorologici limitati.
2. Persistenza e memoria del sistema: la siccità non è un evento puntuale, ma un processo cumulativo. La probabilità che un anno deficitario sia seguito da un altro anno deficitario e la durata media attesa degli episodi sono metriche cruciali per la pianificazione idrica, ma raramente analizzate in modo comparativo tra indici e soglie.
3. Rilevamento di cambiamenti strutturali: i trend monotoni non catturano le transizioni brusche di regime climatico. L'identificazione di break point temporali è essenziale per datare l'inizio di nuovi pattern di siccità e validare i modelli climatici.

La rilevanza scientifica di questo studio risiede nell'approccio adottato: confrontare sistematicamente SPI e SPEI, combinare tre test statistici complementari (Mann-Kendall, Pettitt, catene di Markov) e valutare l'impatto della

scelta della soglia (-1 vs 0) sulla capacità di rilevare segnali di cambiamento. Questo permette di distinguere tra inaridimento condotto dalle precipitazioni e inaridimento amplificato dalla componente termica.

1.3 OBIETTIVI DELLA RICERCA

L'obiettivo generale di questo lavoro è di analizzare la dinamica spazio-temporale della siccità in 20 stazioni rappresentative della zona europea considerata, attraverso un'analisi comparativa multi-indice e multi-soglia. Queste stazioni sono state scelte in base a delle caratteristiche ricercate appositamente per il presente lavoro di tesi, ovvero che avessero a disposizione una quantità di dati tale da coprire almeno cento anni di dati analizzabili, in modo da ottenere delle analisi robuste e con delle solide basi storiche.

Gli obiettivi nello specifico sono:

1. Identificare trend di lungo periodo nelle serie annuali di SPI e SPEI, applicando il test di Mann-Kendall nella versione classica e modificata (Hamed & Rao, 1998) per correggere l'eventuale autocorrelazione seriale.
2. Rilevare cambiamenti strutturali (break point) nelle serie temporali mediante il test non parametrico di Pettitt, al fine di datare le transizioni di regime e confrontare la risposta di SPI e SPEI.
3. Quantificare la persistenza temporale della siccità utilizzando catene di Markov, calcolando la probabilità di transizione da anno secco ad anno secco e la durata media attesa degli episodi.

Il lavoro propone dunque un approccio analitico integrato per lo studio della siccità, con l'obiettivo di migliorare la comprensione dei segnali di cambiamento climatico e supportare la gestione delle risorse idriche.

2 SELEZIONE DATI

Il sito dell'ECA&D ovvero European Climate Assessment & Dataset project (<https://www.ecad.eu/>) (Klein Tank & et al., 2002) costituisce una delle principali banche dati europee dedicate alla raccolta e alla diffusione di informazioni relative alla variabilità climatica e agli eventi meteorologici estremi. Questo progetto raccoglie i dati che provengono da numerosi servizi meteorologici nazionali europei, ponendosi l'obiettivo di fornire delle serie di dati temporali omogenee e controllate dal punto di vista qualitativo per studi climatologici e idrologici, mettendo a disposizione dei dataset relativi a tutte le variabili che vengono utilizzate per tali studi, ovvero:

- Cloudiness - Nuvolosità
- Cold - Freddo
- Compound - Composto
- Drought - Siccità
- Heat - Caldo
- Humidity - Umidità
- Pressure - Pressione
- Rain - Pioggia
- Snow - Neve
- Sunshine – Luce solare
- Temperature – Temperatura
- Wind - Vento

Ai fini del presente lavoro sono stati utilizzati i dati di precipitazioni e di temperatura. Nello specifico:

- Dati di precipitazione giornaliera cumulata (RR) [mm];
- Dati di temperatura media giornaliera (TG)[°C].

La scelta di queste due variabili è motivata dal ruolo fondamentale nel calcolo degli indici di siccità Standardized Precipitation Index (SPI) e Standardized Precipitation Evapotranspiration Index (SPEI), che saranno oggetto di analisi nel presente lavoro. Mentre l'SPI richiede esclusivamente i dati di precipitazione lo SPEI richiede di conoscere anche le temperature per stimare l'evapotraspirazione potenziale (PET), fornendo così una valutazione più completa del bilancio idrico in un contesto di cambiamento climatico.

2.1 STRUTTURA DEI DATASET CLIMATICI

Come precedentemente detto, all'interno del database sono stati scaricati due principali dataset relativi alle precipitazioni giornaliere (RR) e alla temperatura media giornaliera (TG). Nel database ECA&D (Klein Tank & et al., 2002) ogni variabile meteorologica è organizzata in un insieme strutturato di file che permettono di gestire separatamente le informazioni relative alle osservazioni giornaliere e a quelle descrittive delle stazioni di misura.

Nello specifico, entrambi i dataset comprendono denominati:

- Un file denominato stations;
- Un file denominato sources;
- Un file per ogni stazione identificato dal codice della stazione che contiene i dati relativi alle variabili studiate.

Tali file saranno fondamentali per la successiva organizzazione e gestione dei dati, poiché permettono di associare alle serie temporali delle osservazioni le informazioni identificative geografiche delle stazioni meteorologiche. Il file stations contiene l'elenco delle stazioni disponibili per la specifica variabile analizzata, mentre il file sources riporta informazioni più dettagliate relative alla provenienza dei dati, alla localizzazione delle stazioni e al periodo di osservazione disponibile.

Di seguito verrà quindi illustrata nel dettaglio la struttura e il contenuto di tali file, in quanto questi saranno la base per le successive operazioni di selezione, organizzazione e analisi delle serie storiche utilizzate nel presente lavoro.

2.1.1 File stations

Il file stations contiene l'elenco delle stazioni meteorologiche per le quali sono disponibili osservazioni relative alla variabile climatica considerata (precipitazioni o temperatura). Questo file ha principalmente una funzione identificativa che permette di associare a ciascuna stazione un codice univoco. La struttura del file viene riportata di seguito:

- STAID: identificativo della fonte del dato
- STANAME: nome della stazione
- CN: codice del paese (ISO3116 countrycodes)
- LAT: latitudine espresso in gradi:minuti:secondi (+: Nord, -: Sud)
- LON: longitudine espresso come gradi:minuti:secondi (+: Est, -: Ovest)
- HGTH: quota della stazione in m s.l.m

Le informazioni contenute in questo file possono quindi permettere di identificare le diverse stazioni presenti nel database e collegarle alle rispettive serie temporali. Nella seguente Figura 2.1 si riporta una parte del file ai fini rappresentativi.

EUROPEAN CLIMATE ASSESSMENT & DATASET (ECA&D), file created on 17-01-2025
THESE DATA CAN BE USED FREELY PROVIDED THAT THE FOLLOWING SOURCE IS ACKNOWLEDGED:

Klein Tank, A.M.G. and Coauthors, 2002. Daily dataset of 20th-century surface air temperature and precipitation series for the European Climate Assessment. Int. J. of Climatol., 22, 1441-1453.
Data and metadata available at <https://www.ecad.eu>

FILE FORMAT (MISSING VALUE CODE IS -9999):

```

01- 05 STAID   : Station identifier
07- 46 STANAME : Station name
48- 49 CN      : Country code (ISO3116 countrycodes)
51- 59 LAT     : Latitude in degrees:minutes:seconds (+: North, -: South)
61- 70 LON     : Longitude in degrees:minutes:seconds (+: East, -: West)
72- 76 HGTH    : Station elevation in meters

```

STAID,STANAME	,CN,	LAT,	LON,HGTH
1,VAEXJOE	,SE	,+56:52:00,	+014:48:00, 166
2,FALUN	,SE	,+60:37:00,	+015:37:00, 160
3,STENSELE	,SE	,+65:04:00,	+017:09:59, 325
4,LINKOEPING	,SE	,+58:24:00,	+015:31:59, 93
5,LINKOEPING-MALMSLAETT	,SE	,+58:24:00,	+015:31:59, 93
6,KARLSTAD	,SE	,+59:21:00,	+013:28:00, 46
7,KARLSTAD-AIRPORT	,SE	,+59:26:40,	+013:20:15, 107
8,OESTERSUND	,SE	,+63:10:59,	+014:28:59, 376

Figura 2.1 - Sezione iniziale del file stations

2.1.2 File sources

Il file sources contiene informazioni più dettagliate per quanto riguarda le caratteristiche delle stazioni e la provenienza dei dati osservati. Nello specifico riporta per ogni stazione, oltre a parte delle informazioni contenute nel file stations, anche informazioni di carattere temporale. La struttura del file risulta quindi essere la seguente:

- STAID: identificativo della stazione
- SOUID: identificativo della fonte del dato
- SOUNAME: nome della stazione
- CN: codice del paese (ISO3116 country codes)
- LAT: latitudine espresso in gradi:minuti:secondi (+: Nord, -: Sud)
- LON: longitudine espresso come gradi:minuti:secondi (+: Est, -: Ovest)
- HGTH: quota della stazione in m s.l.m
- ELEI: identificativo della variabile metereologica misurata

- START: data inizio delle osservazioni AAAAMMGG
- STOP: data di fine delle osservazioni AAAAMMGG
- PARID: identificativo dell'ente partecipante
- PARNAME: nome dell'ente partecipante

Risultano particolarmente rilevanti per il lavoro svolto le informazioni relative alla localizzazione geografica e del periodo di acquisizione dei dati che permetteranno in seguito di valutare, rispettivamente la distribuzione spaziale delle osservazioni e la lunghezza delle serie storiche disponibili. Quest'ultima ha un ruolo fondamentale per gli studi climatologici, in quanto serie temporali più lunghe consentono analisi statistiche più robuste e una migliore individuazione di eventuali trend climatici di lungo periodo. Anche in questo caso, si riporta una parte di file per fini rappresentativi nella seguente Figura 2.2.

EUROPEAN CLIMATE ASSESSMENT & DATASET (ECA&D), file created on 17-01-2025
THESE DATA CAN BE USED FOR NON-COMMERCIAL RESEARCH AND EDUCATION PROVIDED THAT THE FOLLOWING SOURCE IS ACKNOWLEDGED:

Klein Tank, A.M.G. and Coauthors, 2002. Daily dataset of 20th-century surface air temperature and precipitation series for the European Climate Assessment. Int. J. of Climatol., 22, 1441-1453.
Data and metadata available at <https://www.ecad.eu>

FILE FORMAT (MISSING VALUE CODE IS -9999):

01- 05 STAID : Station identifier
07- 12 SOUID : Source identifier
14- 53 SOUNAME: Source name
55- 56 CN : Country code (ISO3116 country codes)
58- 66 LAT : Latitude in degrees:minutes:seconds (+: North, -: South)
68- 77 LON : Longitude in degrees:minutes:seconds (+: East, -: West)
79- 82 HGTH : Station elevation in meters
84- 87 ELEI : Element identifier (see website at Daily Data > Data dictionary > Elements)
89- 96 START : Begin date YYYYMMDD
98-105 STOP : End date YYYYMMDD
107-111 PARID : Participant identifier
113-163 PARNAME: Participant name

STAID, SOUID,SOUNAME	,CN,	LAT,	LON,HGTH,ELEI,	START,	STOP,PARID,PARNAME
1,137886,VAEXJOE	,SE,	+56:52:00,+014:48:00,	166, RR9,18600101,20190916,	56,Marcus Flarup	
2,139422,FALUN	,SE,	+60:37:00,+015:37:00,	160, RR9,18600101,20241230,	56,Marcus Flarup	
2,139444,GRYCKSBO_D	,SE,	+60:41:24,+015:29:24,	160, RR9,19450101,20150131,	56,Marcus Flarup	
3,140456,STENSELE	,SE,	+65:04:00,+017:09:59,	325, RR9,18600501,20041231,	56,Marcus Flarup	
4,138494,LINKOEPING-MALMSLAETT	,SE,	+58:24:00,+015:31:59,	93, RR9,19440101,20241231,	56,Marcus Flarup	
4,138500,LINKOEPING	,SE,	+58:24:00,+015:31:59,	93, RR9,18581201,20241231,	56,Marcus Flarup	
4,138514,MASTERLOSA	,SE,	+58:26:24,+015:22:48,	75, RR9,20020501,20110228,	56,Marcus Flarup	
5,138494,LINKOEPING-MALMSLAETT	,SE,	+58:24:00,+015:31:59,	93, RR9,19440101,20241231,	56,Marcus Flarup	
5,138500,LINKOEPING	,SE,	+58:24:00,+015:31:59,	93, RR9,18581201,20241231,	56,Marcus Flarup	
5,138514,MASTERLOSA	,SE,	+58:26:24,+015:22:48,	75, RR9,20020501,20110228,	56,Marcus Flarup	
6,138902,KARLSTAD_AUT	,SE,	+59:21:36,+013:28:12,	46, RR9,19910301,19910331,	56,Marcus Flarup	
6,138924,KARLSTAD	,SE,	+59:21:00,+013:28:00,	46, RR9,18581201,20241231,	56,Marcus Flarup	
6,138940,VARPNAS	,SE,	+59:24:00,+013:16:12,	68, RR9,19450101,19850930,	56,Marcus Flarup	
7,100023,KARLSTAD-AIRPORT	,SE,	+59:26:40,+013:20:15,	107, RR3,19500101,20011231,	1,Markku Rummukainen	
7,138898,KARLSTAD-AIRPORT	,SE,	+59:26:40,+013:20:15,	107, RR9,19420601,19971231,	56,Marcus Flarup	
8,100026,OESTERSUND	,SE,	+63:10:59,+014:28:59,	376, RR3,19180101,19531231,	1,Markku Rummukainen	

Figura 2.2 - Sezione iniziale del file sources

2.1.3 File di precipitazione

Per quanto riguarda il dataset delle precipitazioni, per ogni stazione sono disponibili le seguenti informazioni:

- STAID: identificativo della stazione
- SOUID: identificativo della fonte del dato
- DATE: data della registrazione nel formato AAAAMMGG
- RR: quantità di pioggia espressa in 0.1 mm
- Q_RR: codice di qualità del dato (0 = valido; 1 = sospetto; 9 = mancante)

La presenza dei codici di qualità associati ai dati consente di effettuare un primo controllo sull'affidabilità delle osservazioni, permettendo di identificare, prima delle successive fasi di analisi, eventuali valori mancanti o potenzialmente errati.

In Figura 2.3 viene riportato un esempio.

```
EUROPEAN CLIMATE ASSESSMENT & DATASET (ECA&D), file created on: 17-01-2025
THESE DATA CAN BE USED FOR NON-COMMERCIAL RESEARCH AND EDUCATION PROVIDED THAT THE FOLLOWING SOURCE IS ACKNOWLEDGED:

Klein Tank, A.M.G. and Coauthors, 2002. Daily dataset of 20th-century surface
air temperature and precipitation series for the European Climate Assessment.
Int. J. of Climatol., 22, 1441-1453.
Data and metadata available at http://www.ecad.eu

FILE FORMAT (MISSING VALUE CODE = -9999):

01-06 STAID: Station identifier
08-13 SOUID: Source identifier
15-22 DATE : Date YYYYMMDD
24-28 RR : Precipitation amount in 0.1 mm
30-34 Q_RR : quality code for RR (0='valid'; 1='suspect'; 9='missing')

This is the blended series of station VAEXJOE, SWEDEN (STAID: 1)
Blended and updated with sources:37886
See files sources.txt and stations.txt for more info.

STAID, SOUID, DATE, RR, Q_RR
1, 37886,18600101, 0, 0
1, 37886,18600102, 0, 0
1, 37886,18600103, 136, 0
1, 37886,18600104, 49, 0
1, 37886,18600105, 0, 0
1, 37886,18600106, 0, 0
1, 37886,18600107, 70, 0
1, 37886,18600108, 0, 0
1, 37886,18600109, 0, 0
1, 37886,18600110, 0, 0
1, 37886,18600111, 0, 0
1, 37886,18600112, 0, 0
1, 37886,18600113, 0, 0
1, 37886,18600114, 0, 0
1, 37886,18600115, 23, 0
1, 37886,18600116, 16, 0
1, 37886,18600117, 0, 0
1, 37886,18600118, 0, 0
1, 37886,18600119, 0, 0
1, 37886,18600120, 0, 0
```

Figura 2.3 - Sezione iniziale di un file contenente le informazioni relative alle precipitazioni della stazione 1.

2.1.4 File di temperatura

Analogamente, il dataset relativo alla temperatura media giornaliera include:

- STAID: identificativo della stazione
- SOUID: identificativo della fonte del dato
- DATE: data della registrazione nel formato AAAAMMGG
- TG: temperatura media giornaliera espressa in 0.1°C
- Q_TG: codice di qualità del dato (0 = valido; 1 = sospetto; 9 = mancante)

La presenza dei codici di qualità ha la stessa funzione che si ritrova nel file di precipitazione. In Figura 2.4 viene riportato un esempio.

```
EUROPEAN CLIMATE ASSESSMENT & DATASET (ECA&D), file created on: 15-10-2025
THESE DATA CAN BE USED FOR NON-COMMERCIAL RESEARCH AND EDUCATION PROVIDED THAT THE FOLLOWING SOURCE IS ACKNOWLEDGED:

Klein Tank, A.M.G. and Coauthors, 2002. Daily dataset of 20th-century surface
air temperature and precipitation series for the European Climate Assessment.
Int. J. of Climatol., 22, 1441-1453.
Data and metadata available at http://www.ecad.eu

FILE FORMAT (MISSING VALUE CODE = -9999):

01-06 STAID: Station identifier
08-13 SOUID: Source identifier
15-22 DATE : Date YYYYMMDD
24-28 TG : Mean temperature in 0.1 &#176;C
30-34 Q_TG : quality code for TG (0='valid'; 1='suspect'; 9='missing')

This is the blended series of station VAEXJOE, SWEDEN (STAID: 1)
Blended and updated with sources:35381 35405
See files sources.txt and stations.txt for more info.

STAID, SOUID, DATE, TG, Q_TG
1, 35381,18600101, 21, 1
1, 35381,18600102, 46, 1
1, 35381,18600103, 31, 1
1, 35381,18600104, 37, 1
1, 35381,18600105, 31, 1
1, 35381,18600106, 16, 1
1, 35381,18600107, 5, 1
1, 35381,18600108, -27, 1
1, 35381,18600109, -4, 1
1, 35381,18600110, -17, 1
1, 35381,18600111, -5, 1
1, 35381,18600112, -18, 1
1, 35381,18600113, -27, 1
1, 35381,18600114, -26, 1
1, 35381,18600115, -37, 1
1, 35381,18600116, -9, 1
1, 35381,18600117, 7, 1
1, 35381,18600118, -6, 1
1, 35381,18600119, -16, 1
1, 35381,18600120, -19, 1
```

Figura 2.4 - Sezione iniziale di un file contenente le informazioni relative alle temperature della stazione 1.

2.2 PRE-PROCESSING E ANALISI PRELIMINARE DELLE STAZIONI

L'analisi si avvia partendo dal file sources relativo alle precipitazioni. I dati sono stati inizialmente elaborati con Microsoft Excel, mentre l'analisi spaziale e la

rappresentazione cartografica sono state fatte tramite l'uso del software QGIS 3.42.1 (Geographic Information System), un sistema che consente la gestione e la visualizzazione di dati georeferenziati che permette quindi di integrare le informazioni geografiche e dataset numerici, rendendo possibile un'analisi spaziale e la rappresentazione cartografica delle stazioni meteorologiche.

È stato necessario effettuare alcune operazioni di pre-processing dei dati che includono la conversione e l'adattamento dei formati relativi a:

- date di inizio e fine delle osservazioni;
- coordinate geografiche delle stazioni (latitudine e longitudine);
- struttura dei file per garantire la compatibilità con i software di analisi.

Viene poi condotta un'analisi più dettagliata delle stazioni disponibili. In particolare, è stato costruito un file univoco nel quale sia contenuta una sola stazione per ciascuna località, attraverso un confronto tra i file stations e sources. Questa operazione è necessaria poiché nei dataset del file sources, alcune stazioni risultano duplicate o presentano delle minime differenze non significative.

Come scritto nel capitolo introduttivo, l'obiettivo iniziale del presente lavoro è rappresentato dallo studio delle serie storiche delle stazioni pluviometriche e termometriche presenti sul territorio italiano, al fine di evidenziare eventuali differenze climatiche tra Italia settentrionale, centrale e meridionale. Si è quindi lavorato contemporaneamente su entrambi i dataset, ovvero quello delle precipitazioni (RR) che quello delle temperature (TG).

2.3 VALUTAZIONE DELLA LUNGHEZZA DELLE SERIE STORICHE

Ottenuto il dataset completo delle stazioni europee, si è calcolato per ciascuna stazione il numero totale di anni di osservazione disponibili sia per il dataset delle precipitazioni giornaliere sia per il dataset delle temperature medie giornaliere.

La lunghezza dei periodi temporali rappresenta un fattore determinante negli studi sul clima, perché, come detto in precedenza, serie storiche più lunghe consentono

di individuare trend climatici e variazioni sul lungo periodo con maggiore affidabilità.

A tal fine è stata stabilita una soglia minima di 50 anni di dati (Aguilar, E., & et al.), considerata adeguata a una prima selezione delle stazioni, sotto la quale si ritengono insufficienti le informazioni presenti, sia per il dataset delle precipitazioni giornaliere sia per quello delle temperature medie giornaliere. Una volta ricavato un set di stazioni che rispettano la condizione imposta (quindi un minimo 50 anni), è stato svolto un lavoro di verifica incrociata tra dati di precipitazione e dati di temperatura che ha avuto lo scopo di restituire un unico dataset di stazioni che possedessero singolarmente le caratteristiche richieste dal criterio stabilito, mantenendo solo le stazioni che risultavano avere contemporaneità tra le serie per entrambi i dataset. In tal modo è stato possibile ottenere un elenco univoco di stazioni che avessero almeno 50 anni di dati.

2.4 ANALISI DELLA DISTRIBUZIONE GEOGRAFICA DELLE STAZIONI SELEZIONATE

Per avere una visione più chiara della collocazione e della distribuzione geografica delle stazioni ci si è avvalsi dell'uso del software QGIS. Si procede quindi inserendo nel software il nome, le coordinate geografiche (latitudine e longitudine) e l'altezza di ogni stazione. Questo genererà una carta geografica rappresentativa dell'Europa contenente la localizzazione delle stazioni metereologiche considerate. Inoltre, per migliorare la leggibilità della mappa, le stazioni dei diversi stati europei sono stati rappresentati con colori differenti per stato (Figura 2.5).



Figura 2.5 Mappa delle stazioni europee di raccolta dei dati di precipitazione e temperatura.

Dalla Figura 2.5 precedente si nota una distribuzione non uniforme delle stazioni sul territorio europeo. Le aree con maggiore densità includono l'Europa centrale e occidentale, mentre si ha una minore copertura nell'area mediterranea e nelle regioni settentrionali.

Con la Figura 2.6 si fa un focus invece dell'Europa occidentale, area geografica sulla quale si concentrerà l'analisi che verrà svolta in seguito.



Figura 2.6 Mappa dell'Europa occidentale delle stazioni di raccolta dei dati di precipitazione e temperatura.

2.5 ANALISI DELLE STAZIONI ITALIANE

Particolare attenzione è stata rivolta alle stazioni metereologiche presenti sul territorio italiano (Figura 2.7), inquanto l'analisi è stata originariamente prevista a partire da queste ultime, al fine di valutare le variazioni climatiche su questo territorio.



Figura 2.7 Mappa italiana delle stazioni di raccolta dei dati di precipitazione e temperatura.

Da una prima selezione è emerso che le stazioni italiane con almeno 50 anni di dati disponibili sono complessivamente 5. Tuttavia, per le analisi climatiche effettuate in questo lavoro è stato scelto di considerare serie storiche ancora più lunghe, assumendo come soglia minima un valore pari o superiore a cento anni di osservazioni.

Applicando questo criterio le stazioni idonee si riducono a due, ovvero:

- Bologna;
- Milano.

In Tabella 2.1 vengono riportati gli anni di acquisizione dei dati relativi sia alle precipitazioni sia alle temperature.

Tabella 2.1 Stazioni Italiane con rappresentazione degli anni di acquisizione dei dati sia delle precipitazioni che delle temperature

STAID	SOUID	NAME	CN	LAT	LON	HGHT	Precipitazioni			Temperature			Tot. Anni definitivo
							Anno Inizio	Anno Fine	TOT. ANNI	Anno Inizio	Anno Fine	TOT. ANNI	
169	100550	BOLOGNA	IT	44.3	11.205	53	1813	2007	194	1814	2003	189	189
173	100554	MILAN	IT	45.282	9.1121	150	1858	2008	150	1763	2008	245	150
174	100557	BRINDISI	IT	40.376	17.556	10	1951	2009	58	1951	2009	58	58
176	100563	ROMA CIAMPINO	IT	41.466	12.346	105	1951	2009	58	1951	2009	58	58
177	100566	VERONA VILLAFRANCA	IT	45.226	10.52	68	1951	2009	58	1951	2009	58	58

2.6 ESTENSIONE DELL'AREA DI STUDIO

Vista la scarsità di serie storiche sufficientemente estese provenienti dalle stazioni italiane, si è deciso di estendere l'area di studio agli altri paesi europei, mantenendo come criterio di selezione una soglia minima pari o superiore a cento anni di dati. In particolare, la ricerca è stata estesa ai seguenti paesi riportati poi in Figura 2.8:

- Spagna
- Francia
- Svizzera
- Germania
- Austria
- Croazia
- Ungheria



Figura 2.8 - Mappa delle stazioni Europee che sono state selezionate per lo studio.

Questi paesi sono stati selezionati in quanto appartengono all'Europa centro-occidentale e mediterranea, con l'obiettivo di includere stazioni rappresentative di diverse condizioni climatiche, consentendo un'analisi di stazioni situate in differenti contesti climatici e latitudinali e avere un quadro più ampio e completo della variabilità climatica.

Al termine di questa fase selettiva è stato individuato un numero sufficiente di stazioni tale da procedere con le successive analisi. Le stazioni selezionate vengono riportate nella seguente Tabella 2.2:

Tabella 2.2 - Tabella contenente le informazioni riguardanti le stazioni Europee selezionate per lo studio e la relativa serie storica.

						Precipitazioni			Temperature				
STAIID	SOUND	NAME	CN	LAT	LON	HGHT	Anno Inizio	Anno Fine	TOT. ANNI	Anno Inizio	Anno Fine	TOT. ANNI	Tot. Anni definitivo
236	100729	ESTACION DE TORTOSA (ROQUETES)	ES	40.491	0.2935	50	1920	2024	104	1920	2025	105	104
1388	120440	IZANA	ES	28.183	-16.296	2369	1920	2024	104	1920	2025	105	104
3921	119927	CACERES	ES	39.282	-6.202	394	1920	2024	104	1920	2025	105	104
3971	120629	DAROCA	ES	41.065	-1.2436	774	1920	2024	104	1920	2025	105	104
2969	119900	BARCELONA AEROPUERTO	ES	41.173	2.0411	4	1924	2024	100	1924	2025	101	100
11244	171623	PTE DE CHASSIRON	FR	46.025	-1.2442	11	1884	2024	140	1917	2020	103	103
31	104894	MARSEILLE OBS. PALAIS-LONCHAMP	FR	43.182	5.2348	75	1881	2005	124	1900	2002	102	102
34	100109	BORDEAUX-MERIGNAC	FR	44.495	-0.4129	47	1920	2024	104	1920	2020	100	100
786	104108	MONTELMAR	FR	44.345	4.4359	73	1920	2024	104	1920	2020	100	100
239	100739	BASEL BINNINGEN	CH	47.316	7.3459	316	1901	2024	123	1901	2025	124	123
242	100751	LUGANO	CH	46	8.58	273	1901	2024	123	1901	2025	124	123
243	100755	SAENTIS	CH	47.15	9.21	2502	1901	2024	123	1901	2025	124	123
244	100759	ZUERICH/FLUNTERN	CH	47.226	8.34	555	1901	2024	123	1901	2025	124	123
1649	105098	COL DU GRAND ST-BERNARD	CH	45.52	7.1	2472	1901	2024	123	1901	2025	124	123
48	100169	HOHENPEISENBERG	DE	47.481	11.004	977	1781	2024	243	1781	2025	244	243
49	100174	JENA STERNWARTE	DE	50.554	11.35	155	1826	2024	198	1824	2025	201	198
4531	127462	PUTBUS	DE	54.216	13.284	40	1853	2024	171	1853	2025	172	171
4344	125218	LEIPZIG-HOLZHAUSEN	DE	51.186	12.265	138	1863	2024	161	1863	2025	162	161
4803	130726	LICHTENTANNE	DE	50.412	12.26	353	1863	2024	161	1863	2025	162	161
4283	124486	KIRCHDORF/POEL	DE	54	11.261	12	1865	2024	159	1865	2025	160	159
4114	122458	FREIBURG	DE	48.013	7.5007	236	1874	2024	150	1874	2025	151	150
492	102380	NURNBERG	DE	49.302	11.032	314	1879	2024	145	1879	2025	146	145
4004	121138	REGENSBURG	DE	49.024	12.061	365	1879	2024	145	1879	2025	146	145
4393	125806	HEINERSREUTH-VOLLHOF	DE	49.58	11.312	350	1879	2024	145	1879	2025	146	145
4750	130090	WEISSENBURG	DE	49.011	10.574	422	1879	2024	145	1879	2025	146	145
484	102308	GORLITZ	DE	51.095	14.571	238	1880	2024	144	1880	2025	145	144
477	102252	MAGDEBURG	DE	52.061	11.35	76	1881	2024	143	1881	2025	144	143
4522	127354	PLAUEN	DE	50.286	12.075	386	1882	2024	142	1882	2025	143	142
4954	132538	CHEMNITZ	DE	50.473	12.522	418	1882	2024	142	1882	2025	143	142
4134	122698	GEISENHEIM	DE	49.591	7.5716	110	1884	2024	140	1884	2025	141	140
4014	121258	COTTBUS	DE	51.464	14.191	69	1887	2024	137	1888	2025	137	136
4734	129898	WAREN	DE	53.312	12.401	70	1889	2024	135	1889	2025	136	135
42	100140	BREMEN	DE	53.025	8.4757	4	1890	2024	134	1890	2025	135	134
55	100204	SCHWERIN	DE	53.384	11.232	59	1890	2024	134	1890	2025	135	134
488	102348	FICHTELBERG	DE	50.255	12.572	1213	1890	2024	134	1890	2025	135	134
51	100184	KARLSRUHE	DE	49.022	8.2154	112	1876	2008	132	1876	2008	132	132
54	100199	POTSDAM	DE	52.23	13.035	81	1893	2024	131	1893	2025	132	131
2006	114621	BROCKEN	DE	51.48	10.371	1142	1896	2024	128	1896	2025	129	128
473	102220	GREIFSWALD	DE	54.055	13.243	2	1898	2024	126	1898	2025	127	126
4606	128362	BERNBURG/SAALE (NORD)	DE	51.492	11.424	84	1898	2024	126	1898	2025	127	126
58	100219	ZUGSPITZE	DE	47.252	10.591	2964	1900	2024	124	1900	2025	125	124
50	100179	KAISERSLAUTERN	DE	49.253	7.4412	285	1901	2024	123	1901	2025	124	123
4000	121090	MARNITZ	DE	53.193	11.56	81	1902	2024	122	1902	2025	123	122
4605	128350	SCHIERKE	DE	51.46	10.392	609	1887	2024	137	1902	2025	123	122
4956	132562	CLAUSTHAL-ZELLERFELD	DE	51.473	10.205	585	1890	2012	122	1890	2012	122	122
4293	124606	KLEVE	DE	51.455	6.0544	46	1904	2024	120	1904	2025	121	120
356	102316	AACHEN	DE	50.47	6.0542	202	1891	2011	120	1891	2011	120	120
324	102260	LINDENBERG	DE	52.123	14.071	98	1906	2024	118	1906	2025	119	118
4172	123154	ARNSBERG	DE	51.224	8.0419	218	1880	1998	118	1880	1998	118	118
4695	129430	TRIER-ZEWEN	DE	49.436	6.3647	132	1907	2024	117	1907	2025	118	117
3992	120994	ANGERMUNDE	DE	53.016	13.594	54	1899	2024	125	1908	2025	117	116
4795	130630	WRIXUM/FOHR	DE	54.414	8.3141	8	1887	2024	137	1887	2003	116	116
11754	181080	HALLE (STADT)	DE	51.286	11.58	102	1851	1966	115	1851	1966	115	115
4002	121114	OBERSTDORF	DE	47.236	10.164	806	1910	2024	114	1910	2025	115	114
53	126334	MUENSTER	DE	51.57	7.3529	62	1891	1991	100	1891	1991	100	100
24756	235419	WIEN-HOHE WARTE	AT	48.145	16.212	198	1852	2024	172	1855	2024	169	169
11	102147	KREMSMUNSTER (TAWES)	AT	48.032	14.075	382	1876	2024	148	1876	2024	148	148
24838	236485	KREMSMUNSTER (TAWES)	AT	48.032	14.075	382	1874	2024	150	1876	2024	148	148
24697	234652	INNSBRUCK-UNIV.	AT	47.153	11.23	578	1877	2024	147	1877	2024	147	147
24847	236602	SONNBLICK (TAWES)	AT	47.031	12.573	3109	1886	2024	138	1886	2024	138	138
24688	234535	GRAZ-UNIVERSITAET	AT	47.044	15.266	367	1894	2023	129	1894	2023	129	129
24405	230869	WIEN-HOHE WARTE	AT	48.145	16.212	198	1872	1992	120	1872	1992	120	120
24247	228828	SONNBLICK	AT	47.031	12.573	3109	1890	2008	118	1886	2008	122	118
12	100035	GRAZ-UNIVERSITAET	AT	47.044	15.266	367	1901	2023	122	1901	2010	109	109
13	100037	INNSBRUCK-UNIV	AT	47.154	11.23	578	1901	2024	123	1901	2010	109	109
14	100039	SALZBURG-FLUGHAFEN	AT	47.472	13.003	430	1901	2024	123	1901	2010	109	109
15	100041	SONNBLICK (TAWES)	AT	47.032	12.573	3109	1901	2024	123	1901	2010	109	109
16	100043	WIEN-HOHE WARTE	AT	48.145	16.212	198	1901	2024	123	1901	2010	109	109
24171	227853	INNSBRUCK-UNIV.	AT	47.154	11.231	577	1877	1986	109	1877	1986	109	109
24779	100039	SALZBURG-FLUGHAFEN	AT	47.472	13.003	430	1901	2024	123	1901	2010	109	109
24334	229946	VILLACHER ALPE	AT	46.361	13.402	2140	1921	2024	103	1921	2024	103	103
1686	105189	HVAR	HR	43.1	16.27	20	1857	2021	164	1858	2021	163	163
1684	105182	GOSPIC	HR	44.33	15.22	564	1871	2021	150	1872	2021	149	149
1685	105203	OSJEK	HR	45.316	18.376	88	1898	2021	123	1899	2021	122	122
64	100247	BUDAPEST BELTERULET	HU	47.304	19.014	152	1901	2024	123	1901	2025	124	123
2042	152455	SZOMBATHELY	HU	47.115	16.385	200	1901	2024	123	1901	2025	124	123
849	152445	POGANY	HU	45.594	18.141	199	1901	2020	119	1901	2020	119	119
851	152450	SZEGED KULTERULET	HU	46.152	20.053	81	1901	2020	119	1901	2020	119	119

3 METODOLOGIA DI CONTROLLO QUALITÀ E AGGREGAZIONE DELLE SERIE CLIMATICHE

3.1 INTRODUZIONE E OBIETTIVI DELL'ELABORAZIONE

L'analisi delle serie temporali climatiche richiede una fase preliminare di pre-processing e di controllo della qualità dei dati osservati. I dataset giornalieri meteorologici possono contenere criticità di diversa tipologia, ovvero:

- lacune
- errori di misura
- periodi caratterizzati da bassa affidabilità delle osservazioni.

Queste criticità devono essere gestite in modo opportuno prima di poter procedere con le analisi statistiche o climatiche.

A questo scopo è stata sviluppata una procedura automatizzata con l'utilizzo del software MATLAB per la trasformazione di serie climatiche giornaliere in serie mensili aggregate, con riferimento ai dati ricavati dagli archivi climatologici strutturati secondo lo standard ECA&D (European Climate Assessment & Dataset). La procedura è stata applicata alle due variabili studiate:

- RR – precipitazione giornaliera;
- TG – temperatura media giornaliera.

L'obiettivo è quello di produrre delle serie temporali mensili omogenee attraverso una sequenza di operazioni che comprendono:

- importazione dei dati;
- controllo qualità delle osservazioni,
- correzione dei valori mancanti;
- selezione dei periodi temporali più affidabili;
- aggregazione statistica su base mensile.

3.2 STRUTTURA DEI DATI INPUT

I dati usati sono organizzati in file di testo (.txt) che presentano una struttura standardizzata. Ogni file è suddiviso in due sezioni principali:

- una sezione iniziale che contiene le informazioni descrittive della stazione metereologica e della serie di osservazioni;
- una sezione che contiene la tabella dei dati giornalieri.

Tra le informazioni fornite nella prima sezione vi è anche il nome della stazione metereologica. Questa informazione è importante in quanto lo script MATLAB implementato legge automaticamente tale riga, ne estrae il contenuto e successivamente la usa per documentare i risultati dell'elaborazione e generare automaticamente il nome del file output.

La sezione contenente la tabella organizza i dati nelle seguenti variabili principali:

- STAID: identificativo della stazione metereologica;
- SOUID: identificativo della serie osservata;
- AAAAMMGG: data dell'osservazione;
- valore della variabile metereologica osservata;
- flag di qualità associato alla misura che permette di individuare osservazioni mancanti o errate.

La struttura di questi file è precedentemente rappresentata nelle sottosezioni 2.1.3 e 2.1.4.

3.3 IMPORTAZIONE E PRE-PROCESSING DEI DATI

La procedura prevede inizialmente di importare i dati all'interno dell'ambiente MATLAB mediante l'uso di funzioni di lettura automatica dei file di testo. Durante questa fase viene effettuata una normalizzazione dei nomi delle variabili e una conversione del formato della data. In particolare, la data espressa come numero intero nel formato AAAAMMGG viene convertita in un oggetto temporale

datetime. Questa conversione consente di gestire in modo più efficiente le operazioni temporali, come l'estrazione dell'anno e del mese.

Viene poi effettuata una fase di pulizia dei dati. Nei dataset climatologici usati, i valori mancanti vengono codificati con il valore -9999. Questi valori vengono convertiti in NaN (Not a Number), permettendo così a MATLAB di escluderli dalle operazioni statistiche in modo automatico. Inoltre, le variabili meteorologiche del dataset originale sono espresse in forma decimale; quindi, è necessario convertire i valori nell'unità corretta applicando un fattore di scala pari a 0.1.

3.4 IDENTIFICAZIONE DEI DATI NON VALIDI

Il dataset, per ogni osservazione giornaliera, contiene anche un flag di qualità che identifica l'affidabilità della misura. Nello specifico il sistema di codifica utilizza i seguenti valori:

- 1, indica una misura sospetta o potenzialmente errata;
- 9, indica un dato mancante o non disponibile.

Le osservazioni associate a questo flag sono considerate, quindi, non valide. L'identificazione di tali giorni rappresenta un passaggio fondamentale per il successivo controllo sulla qualità delle serie temporali, in quanto lo script analizza la sequenza e individua eventuali periodi consecutivi di dati non validi.

3.5 CRITERIO DI VALIDAZIONE ANNUALE E CORREZIONE DEI DATI MANCANTI

Per garantire l'affidabilità e la continuità delle serie temporali utilizzate per l'analisi, è stato introdotto un criterio di validazione che si basa sulla lunghezza delle sequenze di dati mancanti o non validi. Vengono così filtrati in modo automatico gli anni che presentano delle lacune prolungate nelle osservazioni, che potrebbero compromettere la rappresentatività statistica dei valori aggregati.

La gestione dei dati mancanti o non validi è stata effettuata con l'uso di criteri differenti in funzione della variabile meteorologica che si sta analizzando.

Per quanto riguarda la temperatura media giornaliera (TG), un anno viene considerato non valido quando la sequenza di dati non validi supera i 10 giorni consecutivi. Se si rimane sotto tale soglia, lo script procede ricostruendo i valori mancanti mediante interpolazione lineare. Questa procedura viene effettuata facendo riferimento al valore valido immediatamente precedente e quello immediatamente successivo alla sequenza di dati mancanti, stimando i valori intermedi con una distribuzione lineare della differenza tra i due estremi considerati.

Per la precipitazione giornaliera (RR) è stato adottato invece un criterio più restrittivo in quanto la precipitazione presenta una variabilità temporale molto più elevata. Si considera non valido un anno quando la sequenza di dati non validi è maggiore o uguale a tre giorni. Quando si rimane sotto tale soglia si procede come per le temperature applicando un'interpolazione lineare riferendosi al valore valido immediatamente precedente e quello immediatamente successivo alla sequenza di dati mancanti.

3.6 SELEZIONE DEL PERIODO TEMPORALE PIÙ AFFIDABILE

Una volta che gli anni non validi sono stati identificati, la procedura prevede che si individui il blocco consecutivo più lungo di anni validi all'interno della serie temporale. Questa scelta metodologica è motivata dall'esigenza di mantenere un intervallo temporale il più possibile esteso e continuo, evitando al contempo di includere periodi con scarsa qualità osservativa. Il blocco di anni selezionato rappresenta quindi il periodo finale utilizzato per l'aggregazione dei dati e per la produzione delle serie mensili.

3.7 AGGREGAZIONE MENSILE DEI DATI

Dopo la fase di controllo qualità e correzione dei dati, le osservazioni giornaliere vengono aggregate su base mensile. Il tipo di aggregazione dipende dalla natura fisica della variabile meteorologica che si sta prendendo in considerazione:

- per la precipitazione (RR) viene calcolata la somma mensile dei valori giornalieri registrati;
- per la temperatura media (TG) viene calcolata la media mensile dei valori giornalieri registrati.

Queste operazioni di aggregazione tengono inoltre conto della diversa durata dei mesi, degli anni bisestili e della presenza di eventuali valori mancanti.

3.8 GENERAZIONE DEGLI OUTPUT

Al termine dell'elaborazione i risultati vengono salvati in file di testo strutturati in modo da essere facilmente interpretabili e riutilizzabili nelle successive analisi.

Ogni file è formato da due sezioni principali.

La prima sezione contiene i dati descrittivi, ovvero:

- nome della stazione metereologica;
- periodo temporale coperto dalla serie;
- numero di anni che sono stati mantenuti.

La seconda sezione invece contiene la tabella dei dati mensili aggregati. Tale tabella è composta da:

- anno;
- mese;
- quantità di giorni contenuta in ogni mese;
- valore mensile della variabile aggregata.

Nelle seguenti figure (Figura 3.1e Figura 3.2) vengono riportati due esempi, uno per variabile, dell'output generato.

```
# Stazione: BOLOGNA, ITALY (STAID: 169)
# Periodo: 1813-2024
# Years kept: 212
```

Year	Month	Days	Sum_mm
1813	1	31	41.6000
1813	2	28	13.5000
1813	3	31	29.7000
1813	4	30	31.0000
1813	5	31	7.0000
1813	6	30	89.8000
1813	7	31	28.8000
1813	8	31	92.5000
1813	9	30	84.5000
1813	10	31	101.1000

Figura 3.1 - Esempio di output che si ottiene dal processo di aggregazione per le precipitazioni per la stazione italiana di Bologna.

```
# Stazione: BOLOGNA, ITALY (STAID: 169)
# Periodo: 1814-2025
# Years kept: 212
```

Year	Month	Days	Mean
1814	1	31	1.713
1814	2	28	0.214
1814	3	31	7.132
1814	4	30	15.110
1814	5	31	15.981
1814	6	30	22.190
1814	7	31	24.713
1814	8	31	23.419
1814	9	30	17.127
1814	10	31	13.132

Figura 3.2 - Esempio di output che si ottiene dal processo di aggregazione per le temperature per la stazione italiana di Bologna.

Questa procedura permette di ottenere delle serie temporali climatiche mensili che siano coerenti e statisticamente affidabili partendo dai dati originali con aggregazione giornaliera. L'automatizzazione delle fasi di controllo e di aggregazione riduce il rischio di errori manuali, rendendo il metodo facilmente replicabile su numerose stazioni metereologiche.

3.9 CRITERI DI SELEZIONE DELLE STAZIONI BASATI SULLA COMPLETEZZA DELLE SERIE STORICHE

Al termine della procedura di aggregazione mensile precedentemente descritta, è stata condotta un'ulteriore fase di validazione con lo scopo di verificare la

completezza effettiva delle serie temporali ottenute. Tale passaggio si è reso necessario poiché l'applicazione dei criteri di qualità annuale (paragrafo 3.5) determina l'esclusione sistematica degli anni caratterizzati da lacune osservazionali significative, con conseguente riduzione della lunghezza complessiva delle serie per entrambe le variabili (RR e TG).

Per ogni stazione elaborata, è stato pertanto valutato il numero effettivo di anni validi residui dopo l'aggregazione. Sono state mantenute per le analisi successive esclusivamente le stazioni che soddisfacessero il criterio di soglia minima definito precedentemente, ovvero di cento anni di dati continui e validi per entrambe le variabili. Dall'applicazione di questo criterio, il numero di stazioni idonee si è ridotto a circa venti. La distribuzione di queste stazioni è riportata in Figura 3.3, mentre le caratteristiche principali (codice stazione, localizzazione, periodo temporale coperto) sono sintetizzate in Tabella 3.1.

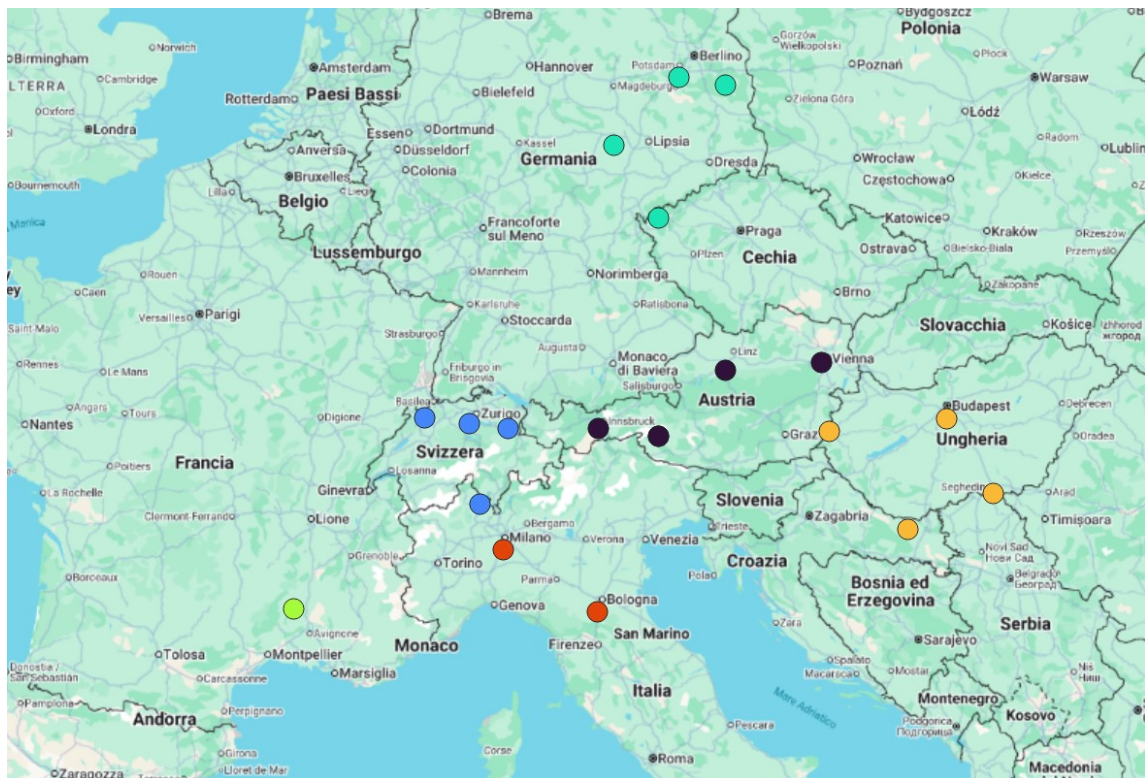


Figura 3.3 - Mappa delle stazioni effettive scelte per lo studio.

Tabella 3.1 - Tabella relativa alle stazioni scelte per lo studio.

STADID	SOUID	NAME	CN	LAT	LON	HIGHT	Precipitazioni			Temperature			da	a	ANNI di dati
							da	a	anni RR	da	a	anni TG			
169	100550	BOLOGNA	IT	44.3	11.2045	53	1813	2024	212	1814	2025	212	1814	2024	210
173	100554	MILAN	IT	45.2818	9.1121	150	1858	2006	149	1763	2003	241	1858	2003	145
786	104108	MONTEIMAR	FR	44.3451	4.4359	73	1921	2024	104	1921	2025	105	1921	2024	103
239	100739	BASEL BINNINGEN	CH	47.3159	7.3459	316	1901	2016	116	1901	2025	125	1901	2016	115
242	100751	LUGANO	CH	46	8.58	273	1901	2015	115	1901	2015	115	1901	2015	114
243	100755	SAENTIS	CH	47.15	9.21	2502	1901	2004	104	1901	2025	125	1901	2004	103
244	100759	ZUERICH/FLUNTERN	CH	47.2259	8.34	555	1901	2016	116	1901	2025	125	1901	2016	115
488	102348	FICHTELBERG	DE	50.2545	12.5719	1213	1916	2018	103	1016	2025	110	1916	2018	102
54	100199	POTSDAM	DE	52.23	13.035	81	1893	2024	132	1893	2025	133	1893	2024	131
324	102260	LINDENBERG	DE	52.1234	14.0713	98	1906	2024	119	1906	2025	120	1906	2024	118
11754	181080	HALLE (STADT)	DE	51.2859	11.58	102	1878	2024	147	1900	2014	115	1900	2014	114
11	102147	KREMSMUNSTER (TAWES)	AT	48.0318	14.0751	382	1874	2021	148	1876	2025	150	1876	2021	145
13	100037	INNSBRUCK-UNIV	AT	47.1536	11.2303	578	1877	2024	148	1908	2025	118	1908	2024	116
16	100043	WIEN-HOHE WARTE	AT	48.1454	16.2123	198	1818	2024	207	1863	2025	163	1863	2024	161
24247	228828	SONNBLICK	AT	47.0314	12.5727	3109	1891	2021	131	1887	2025	139	1891	2021	130
2042	152455	SZOMBATHELY	HU	47.1153	16.3852	200	1901	2023	123	1901	2023	123	1901	2023	122
851	152450	SZEGED KULTERULET	HU	46.1521	20.0526	81	1901	2023	123	1901	2023	123	1901	2023	122
849	152445	POGANY	HU	45.5942	18.1406	199	1901	2023	123	1901	2023	123	1901	2023	122
64	100247	BUDAPEST BELTERULET	HU	47.3039	19.0141	152	1901	2023	123	1901	2023	123	1901	2023	122

3.10 ESTENSIONE DEL CRITERIO DI SELEZIONE PER AREE CLIMATICHE SOTTORAPPRESENTATE

L'analisi svolta sulla distribuzione spaziale delle stazioni selezionate ha evidenziato una predominanza di siti localizzati nell'Europa centro-settentrionale, con scarsa rappresentatività delle regioni con clima mediterraneo. Si è quindi ritenuto opportuno estendere temporaneamente i criteri di selezione. Nello specifico, è stata introdotta una soglia ridotta pari a 80-90 anni di dati validi, applicata esclusivamente alle stazioni localizzate in aree a clima mediterraneo. I paesi che sono stati considerati sono stati:

- Spagna;
- Francia;
- Serbia.

Bisogna evidenziare che la Serbia non ha un clima mediterraneo, ma è stata presa in considerazione per ampliare la possibilità di ottenere risultati. Anche con questo criterio, il numero di stazioni risultate idonee dopo l'aggregazione è risultato limitato. In particolare, solo due stazioni hanno soddisfatto i requisiti di completezza:

- stazione 235 – Torre Vieja (Spagna);
- stazione 263 – Belgrado osservatorio (Serbia).

3.11 CRITERIO FINALE DI SELEZIONE

Tra le due stazioni identificate, è stata mantenuta per le successive analisi solo la stazione di Torrevieja (Spagna), in quanto rappresentativa delle condizioni climatiche mediterranee ricercate.

La stazione di Belgrado, pur presentando delle caratteristiche metodologicamente accettabili, è stata esclusa perché il suo regime climatico è più affine a quello continentale e non quello mediterraneo, già ampiamente rappresentato dalle altre stazioni scelte.

Di seguito si riporta la rappresentazione spaziale di tali stazioni (Figura 3.4) e la rispettiva Tabella 3.2 con le caratteristiche sudiate, nelle quali si evidenziano le due stazioni di cui si è parlato precedentemente.

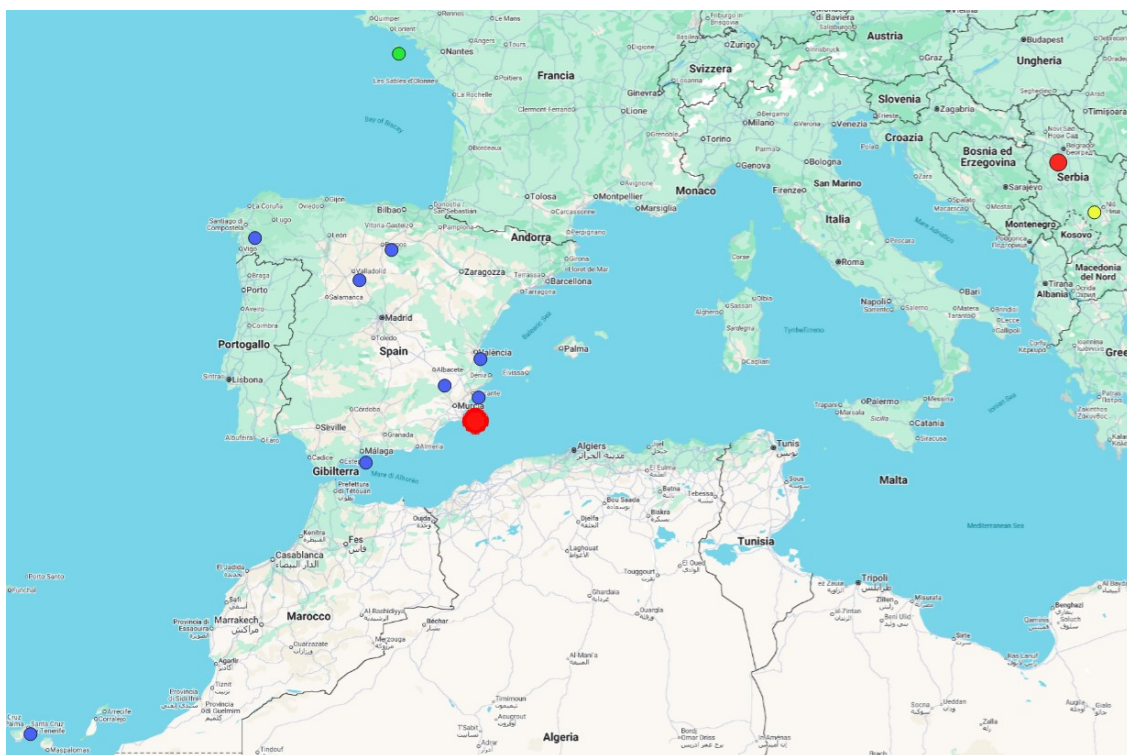


Figura 3.4 - Rappresentazione cartografica delle stazioni dell'Europa mediterranea che hanno serie storiche di 80 e 90 anni, con particolare enfasi sulla stazione spagnola 235 a Torrevieja che è stata scelta e su quella serba 263 situata a Belgrado (osservatorio) che aveva le caratteristiche adatte ma che non verrà utilizzata.

Tabella 3.2 - Tabella che rappresenta le stazioni studiate nel mediterraneo con serie storiche di 80 e 90 anni, nella quale si evidenziano le stazioni che effettivamente hanno le caratteristiche adatte dopo l'aggregazione.

STAIID	SQUID	NAME	CN	LAT	LON	HGHT	Precipitazioni			Temperature			da	a	Tot. Anni definitivo
							Anno Inizio	Anno Fine	TOT. ANNI	Anno Inizio	Anno Fine	TOT. ANNI			
237	100732	VALENCIA	ES	39.285	-0.2159	11	1937	2024	87	1937	2025	88	1937	2024	87
412	101043	ALACANT/ALICANTE	ES	38.2221	-0.2939	81	1938	2024	86	1938	2025	87	1938	2024	86
3970	120602	VALLADOLID AEROPUERTO	ES	41.4242	-4.512	846	1936	2024	88	1938	2025	87	1938	2024	86
336	119765	ALBACETE BASE AEREA	ES	38.5715	-1.5123	702	1939	2024	85	1939	2025	86	1939	2024	85
455	120467	TENERIFE NORTE AEROPUERTO	ES	28.2839	-16.1945	632	1941	2024	83	1941	2025	84	1941	2024	83
235	100726	TORREVIEJA	ES	37.5837	-0.4238	1	1927	2010	83	1927	2010	83	1927	2010	83
231	100713	MALAGA AEROPUERTO	ES	36.3957	-4.2855	7	1942	2024	82	1942	2025	83	1942	2024	82
414	119909	BURGOS AEROPUERTO	ES	42.2124	-3.3713	891	1944	2024	80	1943	2025	82	1944	2024	80
1394	119729	SANTIAGO DE COMPOSTELA AEROPUERTO	ES	42.5317	-8.2438	370	1943	2024	81	1944	2025	81	1944	2024	80
11247	171636	BELLE ILE - LE TALUT	FR	47.1739	-3.1305	34	1930	2024	94	1930	2020	90	1930	2020	90
263	100818	BELGRADE (OBSERVATORY)	RS	44.48	20.28	132	1935	2021	86	1920	2021	101	1935	2021	86
262	100814	NIS	RS	43.1959	21.54	201	1940	2021	81	1941	2021	80	1941	2021	80

4 INDICI DI SICCATÀ: STANDARDIZED PRECIPITATION INDEX (SPI) E STANDARDIZED PRECIPITATION EVAPOTRANSPIRATION INDEX (SPEI)

4.1 INTRODUZIONE

La siccità rappresenta un fenomeno climatico complesso e difficile da definire in modo univoco, a causa della sua natura multiscalare, della sua variabilità spaziale e temporale e dalla dipendenza dal contesto applicativo. A differenza di altri eventi estremi come le alluvioni, che si manifestano in modo rapido e localizzato, la siccità si sviluppa gradualmente, accumulando deficit idrici nel tempo e interessando aree geografiche estese, rendendo difficile l'identificazione oggettiva del suo inizio, della sua intensità e della sua cessazione. Per superare le difficoltà legate alla definizione qualitativa della siccità, la comunità scientifica ha sviluppato nel corso del XX secolo numerosi indici quantitativi, strumenti statistici in grado di trasformare variabili climatiche osservate in valori normalizzati che permettono di monitorare, confrontare e classificare gli eventi di siccità in modo oggettivo. In questo capitolo vengono presentati i due indici meteorologici di siccità oggetto di analisi nel presente lavoro:

- Standardized Precipitation Index (SPI);
- Standardized Precipitation Evapotranspiration Index (SPEI).

La scelta di focalizzare l'analisi su questi due indici è motivata da tre ragioni principali:

1. Diffusione e accettazione scientifica: SPI e SPEI sono tra gli indici più utilizzati a livello globale per il monitoraggio della siccità meteorologica, con applicazioni in contesti climatici diversificati;
2. Complementarità metodologica: mentre l'SPI considera esclusivamente le precipitazioni come variabile di input, lo SPEI integra nel calcolo anche l'evapotraspirazione potenziale, permettendo di valutare il ruolo della temperatura nella modulazione della siccità in un contesto di cambiamento climatico;

3. Carattere multiscalare: entrambi gli indici possono essere calcolati a diverse scale temporali (1, 3, 6, 12, 24 mesi), permettendo di monitorare differenti tipologie di siccità (meteorologica, agricola, idrologica) in funzione dei tempi di risposta dei sistemi idrologici e agricoli).

4.2 CLASSIFICAZIONE CONCETTUALE DELLA SICCIÀ

La siccità viene tradizionalmente classificata in quattro categorie principali, distinte in base al settore interessato e ai tempi di risposta del sistema considerato (Wilhite & Glantz, 1985):

Tipo di siccità	Definizione	Variabili principali	Scala temporale tipica
Meteorologica	Deficit prolungato di precipitazioni rispetto alla norma climatica	Precipitazioni	1-3 mesi
Agricola	Deficit di umidità del suolo che compromette la crescita delle colture	Precipitazioni, temperatura, umidità del suolo	3-6 mesi
Idrologica	Deficit nei deflussi superficiali e/o nelle riserve sotterranee	Precipitazioni, deflussi, livelli di falda	6-24 mesi
Socio-economica	Impatti della scarsità idrica sulle attività umane e sui sistemi produttivi	Domanda idrica, disponibilità, usi competitivi	Variabile

È importante sottolineare che queste categorie non sono mutuamente esclusive: una siccità meteorologica prolungata può evolvere in siccità agricola e, successivamente, in siccità idrologica, con effetti a cascata sui sistemi socio-economici. La distinzione tra i diversi tipi di siccità è quindi funzionale alla scelta dell'indice più appropriato per il monitoraggio e alla definizione di strategie di gestione differenziate. La scelta di includere scale multiple è motivata

dall'obiettivo di fornire un'analisi integrata della siccità, capace di catturare sia eventi a breve termine (con impatti immediati sull'agricoltura) sia trend di lungo periodo (con implicazioni per la gestione delle risorse idriche). Inoltre, il confronto tra le risposte di SPI e SPEI a diverse scale temporali permette di valutare se il ruolo della temperatura nel modulare la siccità varia in funzione della scala di analisi, come suggerito da alcuni studi.

Nel presente lavoro la prima parte dell'analisi si concentra sulla siccità meteorologica e agricola, calcolando gli indici SPI e SPEI con una scala temporale di 6 mesi ($k=6$). Questa scelta consente di monitorare deficit idrici con tempi di risposta intermedi, sia sensibili all'umidità del suolo (siccità agricola) sia alle riserve idriche superficiali (siccità idrologica iniziale). Il carattere multiscalare degli indici permette inoltre di estendere l'interpretazione dei risultati ad altre tipologie di siccità: scale più brevi ($k=3$ mesi) sono maggiormente sensibili allo stress colturale stagionale, mentre scale più lunghe ($k=12$ mesi) riflettono meglio le dinamiche delle risorse idriche sotterranee e dei grandi invasi.

4.3 STANDARDIZED PRECIPITATION INDEX (SPI)

4.3.1 Fondamenti teorici

Lo Standardized Precipitation Index (SPI) è stato sviluppato da McKee (McKee & et al., 1993) con l'obiettivo di fornire uno strumento semplice, robusto e spazialmente comparabile per il monitoraggio della siccità meteorologica. Il principio fondamentale su cui si basa è la normalizzazione statistica delle precipitazioni accumulate su una data scala temporale, in modo da esprimere il valore osservato come numero di deviazioni standard rispetto alla media climatologica di lungo periodo. La procedura di calcolo si articola in tre passaggi principali:

1. Aggregazione temporale: per ogni mese dell'anno e per ogni scala temporale k (espressa in mesi), si calcola la serie delle precipitazioni

accumulate su k mesi consecutivi. Ade esempio, per $k=3$ e mese di riferimento marzo, si considerano le somme delle precipitazioni di gennaio-marzo, febbraio-aprile, marzo-maggio, ecc., per tutti gli anni del periodo di riferimento;

2. Adattamento distributivo: la serie delle precipitazioni aggregate viene adattata ad una distribuzione di probabilità teorica. McKee et al (1993) hanno valutato che la distribuzione Gamma a due parametri fornisce un buon adattamento alle frequenze osservate delle precipitazioni accumulate, in particolare per i valori positivi (Guttman, 1999). La funzione di densità di probabilità della distribuzione Gamma è espressa come:

$$g(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-x/\beta} \quad \text{per } x > 0 \quad (4.1)$$

dove:

- $\alpha > 0$ è il parametro di forma;
- $\beta > 0$ è il parametro di scala;
- $\Gamma(\alpha)$ è la funzione Gamma.

I parametri α e β vengono stimati mediante il metodo della massima verosimiglianza, o in alternativa, tramite il metodo dei momenti pesati in probabilità, che offre maggiore robustezza in presenza di valori estremi;

3. Trasformazione in variabile normale standard: una volta stimata la funzione di ripartizione cumulata $F(x)$ della distribuzione Gamma (ovvero l'integrale della funzione di densità di probabilità, il valore di SPI corrispondente a una precipitazione osservata x è ottenuto applicando la trasformazione inversa della distribuzione normale standard:

$$SPI = \Phi^{-1}[F(x)] \quad (4.2)$$

dove:

- Φ^{-1} è la funzione quantile della distribuzione normale standard (media=0, deviazione standard=1).

Per gestire il caso frequente di precipitazioni nulle (che non possono essere modellate sulla distribuzione Gamma) anche se per piogge mensili e aggregazioni temporali di 3 mesi o più difficilmente si avranno precipitazioni nulle nel periodo, McKee et al. (1993) propongono di utilizzare una distribuzione mista, combinando la probabilità discreta di precipitazione nulla con la distribuzione continua per i valori positivi.

4.3.2 Interpretazione e classificazione

Poiché l'SPI è una variabile normalizzata i suoi valori possono essere interpretati direttamente in termini di probabilità: un valore di $SPI = -1.5$ indica che la precipitazione osservata si colloca a 1.5 deviazioni standard al di sotto della media, che corrisponde ad un evento con probabilità di occorrenza relativamente bassa. La Tabella 4.1 riporta la classificazione degli eventi di siccità e in eccesso idrico comunemente adottata per l'SPI (McKee & et al., 1993).

Tabella 4.1 - Classificazione degli eventi di siccità e di eccesso idrico in funzione del valore dell'SPI.

Valore SPI	Categoria
$SPI \geq +2.0$	Estremamente umido
$+2 < SPI \leq +1.5$	Molto umido
$+1.5 < SPI \leq +1$	Moderatamente umido
$-1 < SPI \leq +1$	Normale
$-1.5 < SPI \leq -1$	Moderatamente secco
$-2 < SPI \leq -1.5$	Severamente secco
$SPI \leq -2.0$	Estremamente secco

La trasformazione delle precipitazioni aggregate in valori SPI richiede l'adattamento dei dati a una distribuzione di probabilità teorica. Nello script di

calcolo implementato per questo studio, è stata inizialmente condotta una selezione automatica della distribuzione migliore, confrontando tramite test di Kolmogorov–Smirnov (KS) tre candidati comunemente impiegati in climatologia: Gamma, Lognormale e Weibull. L’analisi preliminare sulle 20 stazioni europee selezionate ha evidenziato che la distribuzione Gamma a due parametri risultava la best-fit (p-value KS più elevato) nella stragrande maggioranza dei casi (>85 % delle combinazioni stazione/mese) come viene riportato nella Figura 4.1

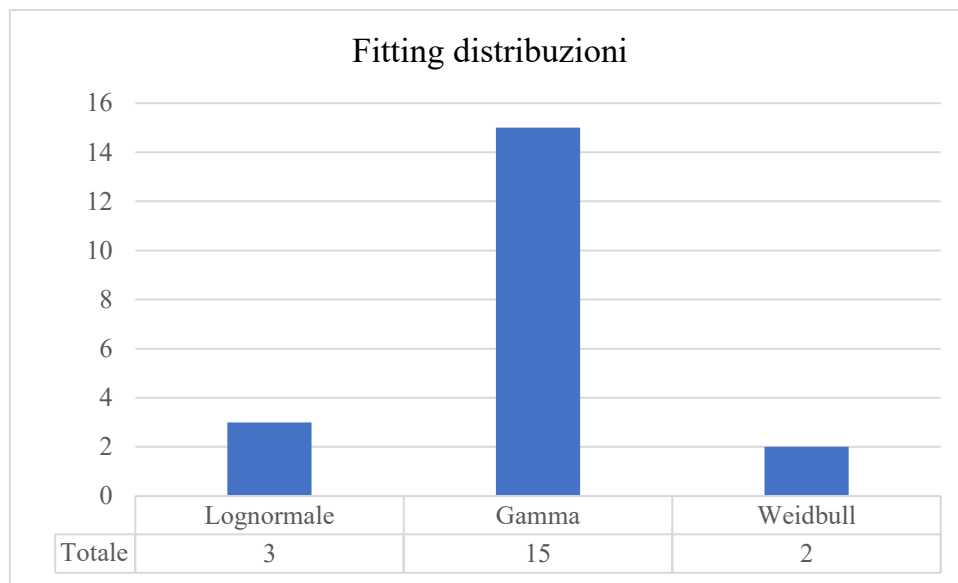


Figura 4.1 – Fitting delle distribuzioni per l’indice SPI

Per garantire omogeneità metodologica e confrontabilità diretta tra tutte le serie temporali, si è pertanto optato per forzare l’utilizzo della distribuzione Gamma per il calcolo dello SPI anche per quelle stazioni per le quali l’esito del test KS era favorevole ad altre distribuzioni di probabilità. Questa scelta, sebbene possa comportare un lieve sacrificio di adattamento locale in casi marginali, assicura coerenza statistica nell’elaborazione batch e riduce la variabilità introdotta da fit distributivi eterogenei.

La trasformazione in variabile normale standard è stata ottenuta applicando la funzione quantile inversa della distribuzione gaussiana (Φ^{-1}) alle probabilità cumulative stimate dalla distribuzione Gamma. Per garantire stabilità numerica nel calcolo degli estremi, le probabilità cumulative sono state preventivamente limitate

(clipping) all'intervallo $[0.0001, 0.9999]$, corrispondente a valori SPI compresi tra circa -3.72 e $+3.72$. Questa scelta, coerente con le implementazioni operative dello SPI e supportata da studi comparativi, previene la generazione di valori asintotici privi di significato fisico, senza compromettere l'identificazione degli eventi di siccità rilevanti per le analisi successive.

4.3.3 Vantaggi e limiti dell'SPI

Vantaggi principali:

- Semplicità di calcolo: richiede come unico input una serie storica di precipitazioni, rendendolo applicabile anche in contesti con disponibilità limitata di dati climatici;
- Carattere multi-scalare: può essere calcolato a diverse scale temporali, permettendo di monitorare differenti tipologie di siccità;
- Comparabilità spaziale e temporale: essendo una variabile normalizzata, consente il confronto diretto di condizioni di siccità tra regioni con climi diversi e in periodi storici differenti;
- Robustezza statistica: l'uso di distribuzioni di probabilità e di metodi di stima robusti riduce la sensibilità a valori estremi e a errori di misura.

Limiti principali:

- Ignora il ruolo della temperatura: l'SPI considera esclusivamente le precipitazioni, assumendo implicitamente che le altre variabili climatiche (in particolare la temperatura, che controlla l'evapotraspirazione) siano stazionarie nel tempo. In un contesto di riscaldamento globale, questa assunzione può portare a una sottostima della severità della siccità (Vincente - Serrano & et al., 2010).
- Sensibilità alla distribuzione di probabilità: la scelta della distribuzione Gamma può non essere ottimale in tutte le regioni climatiche, in particolare in aree aride con frequenti valori nulli di precipitazione .

- Dipendenza dalla lunghezza della serie storica: stime affidabili dei parametri distributivi richiedono serie storiche sufficientemente lunghe (generalmente ≥ 30 anni), con possibili incertezze in contesti con dati limitati.

4.4 STANDARDIZED PRECIPITATION EVAPOTRANSPIRATION INDEX (SPEI)

4.4.1 Motivazioni e fondamenti teorici

Lo Standardized Precipitation Evapotranspiration Index (SPEI) è stato proposto (Vincente - Serrano & et al., 2010) con l'obiettivo di superare il principale limite dell'SPI, ovvero l'esclusione del ruolo della temperatura nel bilancio idrico superficiale. Lo SPEI mantiene la struttura metodologica dell'SPI (normalizzazione statistica di una variabile aggregata su scale temporali multiple), ma utilizza come variabile di input la differenza tra precipitazione ed evapotraspirazione potenziale (PET), rappresentando quindi un semplice bilancio idrico climatico (Thornthwaite, 1948):

$$D_i = P_i - PET_i \quad (4.3)$$

Dove:

- D_i è il deficit/surplus idrico del mese i ;
- P_i è la precipitazione;
- PET_i è l'evapotraspirazione potenziale.

L'inclusione della PET consente allo SPEI di catturare gli effetti della variabilità e del trend della temperatura sulla domanda evaporativa atmosferica, rendendolo particolarmente adatto per l'analisi della siccità in un contesto di cambiamento climatico.

4.4.2 Stima dell'evapotraspirazione potenziale (PET)

La stima della PET rappresenta uno degli aspetti metodologicamente più critici nel calcolo dello SPEI. Numerosi metodi sono stati proposti in letteratura, che si differenziano per complessità, requisiti di input e accuratezza. I principali approcci possono essere raggruppati in tre categorie:

- Metodi basati sulla temperatura: richiedono come unico input la temperatura media mensile. Il metodo di Thornthwaite (Thornthwaite, 1948) è il più utilizzato in questa categoria, grazie alla sua semplicità e alla limitata disponibilità di dati climatici in molte regioni del mondo. La formula di Thornthwaite è espressa come:

$$PET = 16 \cdot K \cdot \left(\frac{10 \cdot T}{I}\right)^a \quad (4.4)$$

Dove:

- T è la temperatura media mensile (°C);
 - I è un indice termico annuale;
 - a è un coefficiente funzione di I ;
 - K è un fattore di correzione per la durata del giorno e il numero di giorni del mese.
- Metodi basati sulla radiazione: utilizzano come input principale la radiazione solare o la durata dell'insolazione. Il metodo di Hargreaves (1994) è un esempio rappresentativo di questa categoria.
 - Metodi fisici completi: combinano principi termodinamici e aerodinamici per stimare la PET. Il metodo di Penman-Monteith che richiede come input temperatura, umidità relativa, velocità del vento e radiazione solare.

Nel presente lavoro, la PET è stata stimata mediante il metodo di Thornthwaite, in coerenza con la procedura originale proposta da Vicente-Serrano et al. (2010) e considerando la disponibilità limitata di dati di radiazione solare e velocità del

vento per le stazioni analizzate. Sebbene metodi più complessi possano fornire stime più accurate in condizioni ideali, diversi studi hanno dimostrato che, ai fini del calcolo di indici di siccità normalizzati, la scelta del metodo di stima della PET ha un impatto limitato sui risultati finali, poiché l'obiettivo è valutare la variabilità relativa della domanda evaporativa piuttosto che il suo valore assoluto.

4.4.3 Procedura di calcolo dello SPEI

La procedura di calcolo dello SPEI segue la stessa struttura dell'SPI, con le seguenti specificità:

- Calcolo del deficit/surplus mensile: per ogni mese dell'anno, si calcola la serie storica dei valori (Equazione (4.3):

$$D_i = P_i - PET_i$$

- Aggregazione temporale: analogamente all'SPI, i valori D_i vengono aggregati su scale temporali multiple k , ottenendo serie di deficit/surplus accumulati.
- Adattamento distributivo: a differenza dell'SPI, la serie dei valori D può assumere valori negativi (quando $PET > P$), rendendo inadatta la distribuzione Gamma a due parametri (definita solo per valori positivi). Vicente-Serrano et al. (2010) hanno dimostrato, mediante diagrammi di rapporto degli L-momenti e test di adattamento, che la distribuzione log-logistica a tre parametri fornisce il miglior adattamento alle frequenze osservate dei valori D in diverse regioni climatiche e a diverse scale temporali (Vicente - Serrano & et al., 2010).
- La funzione di densità di probabilità della distribuzione log-logistica è espressa come:

$$f(x) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{x - \gamma}{\alpha} \right)^{\beta-1} \left[1 + \left(\frac{x - \gamma}{\alpha} \right)^{\beta} \right]^{-2}$$

(4.5)

dove:

- α (scala);
- β (forma);
- γ (origine) sono i tre parametri della distribuzione, definita per $\gamma < x < \infty$.

I parametri vengono stimati mediante il metodo degli L-momenti, che offre maggiore robustezza rispetto ai metodi tradizionali in presenza di valori estremi.

- Trasformazione in variabile normale standard: una volta stimata la funzione di ripartizione cumulata $F(x)$ della distribuzione log-logistica, il valore di SPEI è ottenuto applicando la stessa trasformazione inversa della distribuzione normale standard utilizzata per l'SPI.

Benché la formulazione originale dell'indice raccomandi l'uso della distribuzione Log-Logistica a tre parametri per il bilancio climatico aggregato (Vincente - Serrano & et al., 2010), studi comparativi successivi hanno dimostrato che la distribuzione Gamma può fornire performance equivalenti o superiori in specifici contesti climatici temperati e mediterranei, specialmente quando gestita con appropriate trasformazioni per i valori negativi. Nel presente lavoro, per mantenere coerenza metodologica con il calcolo dello SPI e semplificare l'interpretazione comparativa dei due indici, è stata adottata la distribuzione Gamma anche per lo SPEI. Come precedentemente è stato riportato anche per lo SPEI la distribuzione Gamma è quella che mostra il maggior adattamento (Figura 4.2).

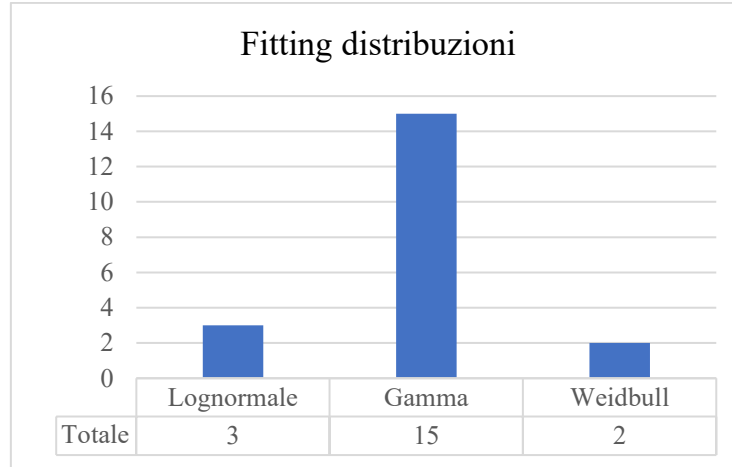


Figura 4.2 – Fitting delle distribuzioni per l'indice SPEI

Poiché la distribuzione Gamma è definita solo per valori strettamente positivi ($x > 0$), è stato necessario trasformare la serie del bilancio climatico aggregato D_k , che può assumere valori negativi. A tale scopo, è stato applicato uno shift lineare ai dati:

$$D_k^{shifted} = D_k + |\min(D_k)| + \varepsilon \quad (4.6)$$

dove

- ε è una costante infinitesima ($\sim 10^{-6}$) introdotta per evitare valori esattamente nulli, incompatibili con il fitting Gamma.

La distribuzione è stata quindi determinata sui dati traslati mediante la stima dei parametri con il metodo della Maximum Likelihood Estimation. Una volta ottenuta la funzione di ripartizione cumulata $F(D_k^{shifted})$, si è proceduto alla standardizzazione tramite la funzione probit inversa (Φ^{-1}), applicando lo stesso clipping delle probabilità cumulative nell'intervallo $[0.0001, 0.9999]$ già descritto per l'SPI, per garantire stabilità numerica agli estremi.

La scelta di uniformare la distribuzione di riferimento è stata validata a posteriori mediante test di Kolmogorov–Smirnov. I p-value medi ottenuti per le 20 stazioni europee si sono mantenuti sopra la soglia di significatività ($p > 0.05$ nella

maggioranza dei casi), confermando che il fit Gamma risulta statisticamente adeguato anche per le serie D_k shiftate.

4.4.4 Interpretazione e comparabilità con l'SPI

Poiché lo SPEI è costruito seguendo la stessa procedura di normalizzazione dell'SPI, i suoi valori possono essere interpretati utilizzando la stessa classificazione riportata in Tabella 4.1. Questa caratteristica consente il confronto diretto tra i due indici per la stessa stazione e lo stesso periodo temporale, facilitando l'analisi comparativa degli effetti dell'inclusione della PET nella valutazione della siccità.

4.5 CONFRONTO TRA SPI E SPEI

Numerosi studi hanno confrontato le prestazioni di SPI e SPEI nel caratterizzare gli eventi di siccità in diversi contesti climatici. Di seguito vengono riportati in sintesi i principali risultati emersi dalla letteratura recente (Vincente - Serrano & et al., 2010) (Dai, 2011).

4.5.1 Accordi e divergenze tra SPI e SPEI

Asadi Zarch et al. (Zarch, Sivakumar , & Sharma, 2015) hanno analizzato le tendenze della siccità a scala globale utilizzando SPI e RDI (Reconnaissance Drought Index, concettualmente simile a SPEI) per il periodo 1960-2009, classificando le stazioni in cinque zone di aridità. I principali risultati sono:

- In condizioni climatiche con bassa variabilità interannuale della temperatura, SPI e RDI mostrano un elevato grado di accordo, confermando che le precipitazioni rimangono il principale driver della siccità meteorologica.
- Nelle zone semi-aride, sub-umide e umide, dove la variabilità della temperatura è maggiore, l'accordo tra i due indici si riduce, con RDI che tende a identificare trend di inaridimento più marcati rispetto a SPI.

- A partire dalla fine degli anni '90, l'area globale interessata da siccità secondo RDI supera quella identificata da SPI, suggerendo un crescente ruolo della domanda evaporativa nel modulare la severità della siccità in un contesto di riscaldamento globale.

Tirivarombo (Gumus, 2023) hanno confrontato SPI e SPEI nel bacino del Kafue (Zambia) per il periodo 1960-2015, evidenziando che:

- Entrambi gli indici identificano correttamente la variabilità temporale degli eventi di siccità e mostrano correlazioni statisticamente significative nella direzione del cambiamento.
- Tuttavia, SPEI tende a classificare un numero maggiore di eventi nelle categorie "moderatamente secco" e "severamente secco", con durate estese e intensità aumentate rispetto a SPI.
- Al contrario, SPI identifica più eventi nella categoria "estremamente secco", ma con durata ridotta e frequenza minore.
- Gli autori concludono che la variabilità della temperatura gioca un ruolo importante nella caratterizzazione della siccità e che l'uso esclusivo di SPI dovrebbe essere effettuato con cautela, specialmente in regioni dove l'evapotraspirazione rappresenta una componente significativa del bilancio idrico.

4.5.2 Implicazioni per il monitoraggio della siccità in un contesto di cambiamento climatico

Un risultato ricorrente emerso da confronti in letteratura è che la divergenza tra SPI e SPEI tende ad aumentare in condizioni di riscaldamento climatico, quando l'aumento della temperatura incrementa la domanda evaporativa atmosferica. Questo fenomeno è particolarmente rilevante per le applicazioni di monitoraggio operativo e di pianificazione delle risorse idriche:

- L'SPI rimane uno strumento valido per il monitoraggio della siccità in regioni dove la variabilità delle precipitazioni domina sul segnale termico, o quando la disponibilità di dati è limitata alle sole precipitazioni.
- Lo SPEI offre un vantaggio metodologico in contesti dove l'evapotraspirazione rappresenta una componente significativa del bilancio idrico o quando si analizzano trend di lungo periodo in un contesto di cambiamento climatico.

Come osservato da Vicente-Serrano et al. (2010), la scelta tra i due indici non deve essere intesa come mutuamente esclusiva: l'uso combinato di SPI e SPEI può fornire una valutazione più completa della siccità, permettendo di distinguere tra anomalie guidate dalle precipitazioni e anomalie modulate dalla domanda evaporativa.

Nel Capitolo 5 verranno presentati i risultati dell'analisi degli indici SPI e SPEI calcolati per le 20 stazioni selezionate, con particolare attenzione alle differenze emergenti tra i due indici e alla loro interpretazione nel contesto climatico europeo centro-occidentale e mediterraneo.

4.6 IMPLEMENTAZIONE COMPUTAZIONALE E WORKFLOW DI VALIDAZIONE

Il calcolo degli indici SPI e SPEI è stato automatizzato mediante uno script MATLAB dedicato, progettato per elaborare in modo automatico e sequenziale le serie storiche delle 20 stazioni europee secondo un flusso di lavoro riproducibile, tracciabile e facilmente verificabile. L'architettura computazionale si articola nelle seguenti fasi operative:

1. Preprocessing e allineamento temporale: lettura dei file contenenti le precipitazioni giornaliere cumulate RR e le temperature medie giornaliere TG. Le serie vengono convertite in frequenze mensili e allineate sull'intersezione degli intervalli temporali comuni, garantendo coerenza cronologica tra le due variabili climatiche e scartando automaticamente i record con dati mancanti non interpolabili.

2. Stima dell'evapotraspirazione potenziale (PET): calcolo mensile della PET mediante l'equazione di Thornthwaite (1948), corretta per latitudine e durata del giorno. I parametri geografici necessari (latitudine, elevazione) sono estratti dal file di metadati lat.txt associato a ciascuna stazione.
3. Aggregazione a scala temporale $k = 6$: applicazione di una finestra mobile di ampiezza 6 mesi per il calcolo delle precipitazioni cumulate (P_k) e del bilancio climatico cumulato (D_k). I primi $k - 1$ valori di ogni serie sono impostati a NaN per evitare artefatti derivanti da aggregazioni parziali.
4. Fitting distributivo e standardizzazione: stima dei parametri della distribuzione Gamma tramite Maximum Likelihood Estimation (fitdist). Per lo SPEI, viene preliminarmente applicato lo shift lineare descritto nella Sezione 4.4.3. La trasformazione in variabile normale standard avviene mediante la funzione norminv, con clipping delle probabilità cumulative per evitare instabilità numeriche ai valori estremi.
5. Validazione statistica automatica: per ogni stazione e per entrambi gli indici, viene eseguito un test di Kolmogorov–Smirnov (KS) per valutare la bontà di adattamento della Gamma. I risultati (p-value, distribuzione selezionata, parametri stimati) sono registrati automaticamente e consolidati nel file di riepilogo, che funge da documento di controllo qualità e viene riportato nella Tabella 4.2 seguente.

Tabella 4.2 – Riepilogo dei risultati della fase di validazione

STAIID	StationName	Latitude	StartYear	EndYear	nMonths	SPI_BestDist_KS	SPI_p_Gamma	SPEI_p_Gamma
239	BASEL_BINNEN, SWITZERLAND	47.3159	1901	2016	1392	Gamma	0.809479359	3.84E-07
169	BOLOGNA, ITALY	44.3	1814	2024	2532	Gamma	0.270844399	2.91E-13
64	BUDAPEST_BELTERULET, HUNGARY	47.3039	1901	2023	1476	Gamma	0.092033649	1.62E-09
488	FICHELBERG, GERMANY	50.2545	1916	2018	1236	Lognormal	0.375575488	2.66E-05
11754	HALLE	51.2859	1900	2014	1380	Gamma	0.471897529	1.34E-08
13	INNSBRUCK-UNIV, AUSTRIA	47.1536	1908	2024	1404	Weibull	9.09E-05	0.011012591
11	KREMSMUNSTER	48.0318	1876	2021	1752	Gamma	0.419416812	9.71E-11
324	LINDENBERG, GERMANY	52.1234	1906	2024	1425	Gamma	0.95445794	1.34E-08
242	LUGANO, SWITZERLAND	46	1901	2015	1380	Gamma	0.342072401	0.000517864
173	MILAN, ITALY	45.2818	1858	2003	1752	Lognormal	0.29541514	0.000477326
786	MONTELMAR, FRANCE	44.3451	1921	2024	1248	Gamma	0.527550779	6.10E-06
849	POGANY, HUNGARY	45.5942	1901	2023	1476	Gamma	0.620870184	2.75E-09
54	POTSDAM, GERMANY	52.23	1893	2024	1584	Gamma	0.972273249	5.42E-10
243	SAENTIS, SWITZERLAND	47.15	1901	2004	1248	Gamma	0.376352672	0.077764583
24247	SONNBLICK, AUSTRIA	47.0314	1891	2021	1572	Weibull	0.007256337	0.007905576
851	SZEGED_KULTERULET, HUNGARY	46.1521	1901	2023	1476	Gamma	0.994993191	1.48E-09
2042	SZOMBATHELY, HUNGARY	47.1153	1901	2023	1476	Gamma	0.260695968	2.90E-10
235	TORREVIEJA, SPAIN	37.5837	1927	2006	960	Gamma	0.766693357	4.46E-09
16	WIEN-HOHE WART, AUSTRIA	48.1454	1863	2024	1944	Lognormal	0.001073856	1.01E-08
244	ZUERICHFLUNTERN, SWITZERLAND	47.2259	1901	2016	1392	Gamma	0.358963607	3.01E-09

6. Output e visualizzazione: generazione di file strutturati (TrendData_STAID_*.csv) contenenti le serie mensili di SPI e SPEI, pronte per le analisi statistiche dei Capitoli 5 e 6. Parallelamente, lo script produce grafici di controllo che visualizzano l'andamento temporale degli indici, evidenziando le soglie operative di siccità a -1.0 , -1.5 e -2.0 mediante linee di riferimento colorate. Di seguito viene riportato in esempio l'output prodotto per la stazione di Bologna (Figura 4.3, Figura 4.4, Tabella 4.3).

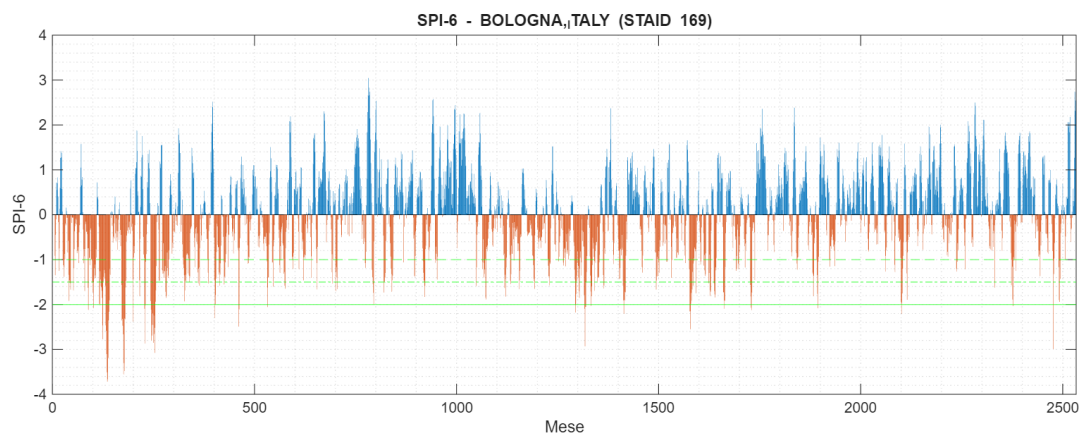


Figura 4.3 – Output grafico andamento SPI per la stazione di Bologna

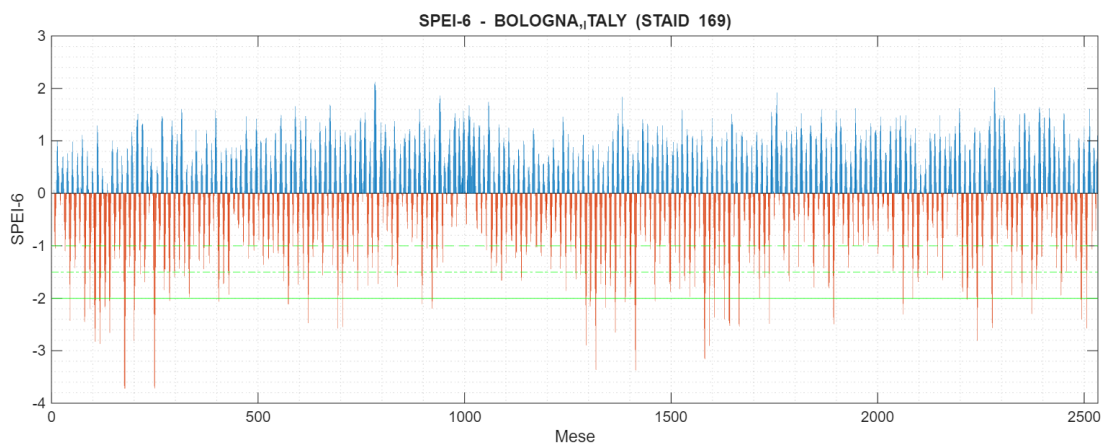


Figura 4.4 - Output grafico andamento SPEI per la stazione di Bologna

Tabella 4.3 – Riepilogo dei dati SPI e SPEI ottenuti per la stazione di Bologna

Year	Month	Date	Precipitation	PET	Deficit	SPI	SPEI	StationName	STAIID	Latitude
1814	1	01-Jan-1814	46.5	2.166	44.334	0	0	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1814	2	01-Feb-1814	0	0.116	-0.116	0	0	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1814	3	01-Mar-1814	46.7	21.269	25.431	0	0	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1814	4	01-Apr-1814	58.8	67.621	-8.821	0	0	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1814	5	01-May-1814	49.3	83.220	-33.920	0	0	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1814	6	01-Jun-1814	26	133.910	-107.910	-0.914	0.067	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1814	7	01-Jul-1814	7.6	157.188	-149.588	-1.351	-0.738	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1814	8	01-Aug-1814	86.1	134.007	-47.907	-0.447	-0.976	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1814	9	01-Sep-1814	85.5	73.908	11.592	-0.103	-1.049	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1814	10	01-Oct-1814	165.4	45.655	119.745	0.714	-0.435	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1814	11	01-Nov-1814	26	25.627	0.373	0.548	-0.291	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1814	12	01-Dec-1814	47.7	10.569	37.131	0.703	0.253	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1815	1	01-Jan-1815	26.5	0.379	26.121	0.834	0.811	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1815	2	01-Feb-1815	26	10.522	15.478	0.405	0.994	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1815	3	01-Mar-1815	14.4	37.065	-22.665	-0.166	0.896	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1815	4	01-Apr-1815	56.3	60.141	-3.841	-1.251	0.522	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1815	5	01-May-1815	72.5	112.583	-40.083	-0.748	0.390	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1815	6	01-Jun-1815	146	126.302	19.698	0.131	0.332	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1815	7	01-Jul-1815	87.2	145.533	-58.333	0.590	0.035	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1815	8	01-Aug-1815	127.8	123.405	4.395	1.268	-0.006	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1815	9	01-Sep-1815	37.6	95.394	-57.794	1.410	-0.140	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1815	10	01-Oct-1815	34.9	60.675	-25.775	1.280	-0.227	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1815	11	01-Nov-1815	88.6	13.656	74.944	1.378	0.203	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1815	12	01-Dec-1815	24.1	0.857	23.243	0.575	0.216	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1816	1	01-Jan-1816	21.2	2.890	18.310	0.070	0.473	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1816	2	01-Feb-1816	11.7	2.455	9.245	-1.012	0.489	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1816	3	01-Mar-1816	27.8	19.155	8.645	-1.120	0.696	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1816	4	01-Apr-1816	31.3	54.471	-23.171	-1.161	0.704	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1816	5	01-May-1816	69.6	99.495	-29.895	-1.384	0.371	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1816	6	01-Jun-1816	69.8	126.506	-56.706	-0.871	0.094	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1816	7	01-Jul-1816	8.7	149.879	-141.179	-1.003	-0.544	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1816	8	01-Aug-1816	95.5	120.814	-25.314	-0.194	-0.703	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1816	9	01-Sep-1816	23.1	93.335	-70.235	-0.235	-1.103	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1816	10	01-Oct-1816	78.5	58.787	19.713	0.158	-0.878	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1816	11	01-Nov-1816	59.9	21.657	38.243	0.081	-0.555	BOLOGNA, ITALY	169	44.3
1816	12	01-Dec-1816	51.7	1.241	50.459	-0.069	-0.111	BOLOGNA, ITALY	169	44.3

Tutti i parametri critici (soglie, scala temporale $k=6$, distribuzione Gamma, intervalli di clipping) sono configurabili in testa allo script, garantendo flessibilità per future estensioni metodologiche o applicazioni a diversi contesti climatici.

5 ANALISI STATISTICA DEGLI INDICI DI SICCIÀ: TREND, BREAK POINT E PERSISTENZA

5.1 INTRODUZIONE

Dopo aver descritto la procedura di calcolo e validazione degli indici SPI e SPEI (Capitolo 4), il passo successivo consiste nell'analisi delle serie temporali ottenute per caratterizzare la dinamica della siccità nell'area di studio, la sola generazione di valori standardizzati infatti non è sufficiente per comprendere l'evoluzione del fenomeno climatico. In un contesto di cambiamento climatico, l'ipotesi secondo cui le proprietà statistiche di una serie temporale rimangono costanti nel tempo, è sempre più spesso violata. Per questo motivo, l'analisi statistica condotta nel presente lavoro si basa prevalentemente su metodi non parametrici, ovvero che non assumono una specifica distribuzione di probabilità per i dati e sono più robusti rispetto alla presenza di valori estremi e alla mancanza di normalità, caratteristiche tipiche delle serie climatologiche.

La metodologia adottata in questo capitolo si articola in tre filoni principali:

1. Analisi delle tendenze temporali: per valutare se sia presente un aumento o una diminuzione significativa dell'intensità o della frequenza della siccità nel tempo. Per questo scopo è stato impiegato il test di Mann-Kendall, nella sua versione modificata per correggere l'effetto dell'autocorrelazione seriale, tipica degli indici calcolati su scale temporali multiple.
2. Identificazione di bruschi cambiamenti nel regime considerato: per rilevare eventuali punti improvvisi nella media della serie, che potrebbero indicare una transizione verso un nuovo regime climatico. L'analisi prevede l'uso test di Pettitt per singolo break point. Esistono anche altri test che potrebbero essere applicati, quali Bai-Perron e PELT, ma nel contesto di questo lavoro non sono stati usati e si è preferito svolgere solo il test di Pettitt.
3. Analisi di persistenza: valutare la probabilità che una condizione di siccità si protragga nel tempo per quantificare la dipendenza temporale tra gli stati

di siccità e non siccità. A tale scopo sono state usate le catene di Markov, è possibile stimare la probabilità che una condizione di siccità si ripeta nel mese successivo (persistenza), fornendo un indicatore fondamentale per la valutazione del rischio e la gestione delle risorse idriche.

L'integrazione di questi tre approcci permette di ottenere una caratterizzazione della siccità che passa dalla semplice rilevazione del deficit idrico all'analisi della sua struttura temporale e della sua evoluzione nel contesto climatico attuale.

5.2 ANALISI DEI TREND TEMPORALI: TEST DI MANN-KENDALL

5.2.1 Fondamenti teorici del test classico

L'analisi dei trend temporali rappresenta uno strumento importante nella valutazione di una variabile climatica, come gli indici SPI e SPEI, per verificare se mostra un andamento sistematico di aumento o diminuzione nel periodo di osservazione. In ambito climatologico, i metodi non parametrici sono generalmente preferiti rispetto a quelli parametrici, poiché non richiedono assunzioni restrittive sulla distribuzione di probabilità dei dati e sono più robusti rispetto alla presenza di valori estremi o di missing data (Hensel & et al., 2002).

Il test di Mann-Kendall (Mann, 1945) (Kendall, 1975) costituisce lo standard di riferimento per l'individuazione di trend monotoni in serie temporali ambientali. Si tratta di un test di ipotesi non parametrico basato sul rango dei dati, che valuta la presenza di una tendenza significativa senza assumere linearità o normalità della serie.

Data una serie temporale $x_1, x_2, \dots, x_n$ la statistica S del test è definita nell'equazione (5.1) come:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (5.1)$$

dove la funzione $sgn(\cdot)$ restituisce:

- +1 se l'argomento è positivo;
- -1 se negativo;
- 0 se nullo.

Sotto l'ipotesi nulla H_0 di assenza di trend e di indipendenza delle osservazioni, S segue una distribuzione approssimativamente normale con media nulla e varianza calcolata nell'equazione (5.2) come:

$$Var(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (5.2)$$

La statistica standardizzata Z è quindi calcolata nelle seguenti equazioni come:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & se\ S > 0 \\ 0 & se\ S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} & se\ S \leq 0 \end{cases} \quad (5.3)$$

Il valore di Z viene confrontato con i quantili della distribuzione normale standard per determinare la significatività del trend ai livelli:

- $\alpha=0.05$, significativo
- $\alpha=0.01$, molto significativo

Per quantificare l'entità della tendenza, si utilizza comunemente lo stimatore di Sen (*Sen, 1968*), definito come la mediana di tutte le pendenze a coppie nell'equazione (5.4):

$$\beta = median\left(\frac{x_j - x_i}{j - i}\right) \quad (5.4)$$

dove:

- x_j e x_i sono i valori dell'indice agli anni j e i ,
- β è il coefficiente che esprime la variazione media dell'indice per unità di tempo (nel nostro caso, per anno). Ad esempio, un $\beta = -0.02$ per lo SPEI indica un inaridimento medio di 0.02 unità all'anno e un $\beta = +0.01$ per lo SPI suggerisce un leggero aumento dell'umidità media.

Questo estimatore è robusto rispetto a valori anomali e non richiede che il trend sia strettamente lineare.

5.2.2 Il problema dell'autocorrelazione nelle serie climatiche

L'applicazione del test di Mann-Kendall nella sua formulazione classica presuppone che le osservazioni della serie temporale siano indipendenti e identicamente distribuite. Tuttavia, questa assunzione è raramente soddisfatta nelle serie climatiche, e in particolare negli indici di siccità calcolati a scala temporale multipla come nel caso del presente lavoro.

L'autocorrelazione misura la dipendenza statistica tra un valore della serie e i suoi valori precedenti (Yue & et al., 2002). Ovvero, se un mese è caratterizzato da condizioni di siccità, è probabile che anche i mesi successivi presentino deficit idrici, non per caso ma per persistenza fisica del fenomeno.

Matematicamente, il coefficiente di autocorrelazione di lag 1 (ρ_1) è definito nell'equazione (5.5) come:

$$\rho_1 = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (x_t - \bar{x})(x_{t+1} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2} \quad (5.5)$$

dove:

- x_t è il valore della serie al tempo t ;
- $\bar{x}$ la media campionaria.

Nell'analisi delle serie temporali, il lag (o sfasamento temporale) indica di quanti passi temporali una serie viene confrontata con sé stessa. Il lag-1 misura la correlazione tra un valore e quello immediatamente precedente (es. mese corrente vs. mese precedente), il lag-2 con quello di due mesi prima, e così via. Nel calcolo dell'autocorrelazione, il lag definisce quindi la "memoria" del processo, valori elevati a lag-1 indicano che le condizioni idriche di un mese influenzano fortemente quelle del mese successivo, caratteristica tipica degli indici aggregati a finestra mobile.

Il motivo di tale dipendenza risiede nella natura stessa del calcolo a finestra mobile. Per calcolare il valore dell'indice al mese t , si sommano le precipitazioni (o il bilancio idrico) degli ultimi 6 mesi. Il valore del mese successivo, $t+1$, condivide 5 mesi su 6 con il calcolo precedente. Questa sovrapposizione crea una forte "memoria" nel sistema, o autocorrelazione seriale: il valore di un mese è matematicamente legato ai mesi adiacenti. Questo effetto di "sovrapposizione" genera una struttura di dipendenza seriale anche quando i dati originali fossero indipendenti (precipitazioni o bilancio climatico mensile).

La presenza di autocorrelazione positiva influenza direttamente la varianza della statistica S del test di Mann-Kendall. In particolare, la varianza teorica $Var(S)$, calcolata sotto l'ipotesi di indipendenza, sottostima la variabilità reale della statistica. Di conseguenza, il valore assoluto di Z risulta sovrastimato e il p-value associato appare quindi più piccolo del valore corretto, aumentando la probabilità di rifiutare erroneamente l'ipotesi nulla (errore di Tipo I, o "falso trend significativo"). In pratica, senza correzione, il test classico tende a identificare trend "significativi" che in realtà sono solo espressione della persistenza naturale della serie.

Se si applicasse il Mann-Kendall classico ignorando questa struttura, si otterrebbero risultati distorti:

- Sottostima della varianza: La formula standard della varianza ($Var(S)$) assume che ogni dato apporti informazione completamente nuova, mentre in una serie autocorrelata, l'informazione è ridondante.
- Falsi positivi (Errore di Tipo I): La sottostima della varianza porta a un valore di Z artificialmente alto (in valore assoluto). Ciò induce a rifiutare l'ipotesi nulla (assenza di trend) anche quando non c'è alcuna tendenza reale, ma solo la naturale persistenza del fenomeno.

Per ottenere una valutazione affidabile delle tendenze climatiche di lungo periodo, è dunque indispensabile utilizzare una versione del test capace di correggere la varianza della statistica tenendo conto della struttura di autocorrelazione presente nei dati.

5.2.3 Versione modificata (Hamed & Rao, 1998): Correzione della varianza

Per ovviare a questo problema è stata proposta una versione modificata del test di Mann-Kendall (Hamed & Rao, 1998) che corregge la varianza di S tenendo conto dell'autocorrelazione osservata nella serie. La varianza corretta è espressa nell'equazione (5.6) come:

$$Var(S)^* = Var(S) \cdot \frac{n}{n_s} \quad (5.6)$$

dove:

- $\frac{n}{n_s}$ è il fattore di correzione e dipende dalla somma dei coefficienti di autocorrelazione significativi a diversi lag:

$$\frac{n}{n_s} = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^{n-1} (n-i)(n-i-1)(n-i-2) \cdot \rho_s(i) \quad (5.7)$$

dove:

- n è il numero di osservazioni della serie;
- $\rho_s(i)$ è il coefficiente di autocorrelazione al *lag* i , calcolato sui ranghi della serie (non sui valori originali), e vengono inclusi solo i lag per cui $\rho_s(i)$ risulta statisticamente significativo.
- la sommatoria include solo i *lag* i per i quali l'autocorrelazione risulta statisticamente significativa.

Questa procedura consente di ottenere un valore di Z e un p-value robusti alla presenza di autocorrelazione, riducendo il rischio di identificare falsi trend nelle serie di SPI e SPEI.

La procedura è stata implementata in MATLAB seguendo questi passaggi operativi:

1. Calcolo dei ranghi: I dati vengono convertiti in ranghi per garantire robustezza alla non-normalità.
2. Stima di $\rho_s(i)$: vengono calcolati i coefficienti di autocorrelazione sui ranghi fino a un lag massimo predefinito.
3. Correzione: Si calcola il fattore $\frac{n}{n_s}$ e si aggiorna la varianza.
4. Nuovo Z-test: Viene calcolato il nuovo valore di Z utilizzando $Var(S)^*$ al denominatore, garantendo che la significatività del trend non sia influenzata dalla persistenza naturale della serie.

Questa modifica assicura che i trend identificati nelle serie di SPI e SPEI riflettano reali cambiamenti climatici e non artefatti statistici derivanti dal metodo di aggregazione a 6 mesi.

5.2.4 Implementazione computazionale

L'analisi dei trend è stata condotta mediante uno script MATLAB dedicato, progettato per applicare in modo adattivo il test di Mann-Kendall, selezionando automaticamente la versione più appropriata (classica o modificata) in base alla struttura di autocorrelazione osservata in ciascuna serie.

La procedura prevede due fasi:

1. Test preliminare di autocorrelazione: per ogni stazione e per ciascun indice, il codice calcola innanzitutto il coefficiente di autocorrelazione di primo ordine (ρ_1) sui ranghi dei dati. Questa stima viene sottoposta a un test di significatività (soglia $\alpha = 0.05$) per determinare se la serie presenti una dipendenza seriale reale o se i dati possano essere considerati indipendenti.
2. Selezione del metodo da utilizzare:
 - se l'autocorrelazione risulta non significativa, lo script applica il test di Mann-Kendall nella sua forma classica. Massimizzando la sensibilità del test nel rilevare variazioni di lungo periodo, sfruttando la maggiore efficienza del metodo parametrico standard in assenza di disturbo seriale.
 - se l'autocorrelazione risulta significativa, viene attivata automaticamente la procedura modificata di Hamed e Rao (1998). In questo caso, la varianza della statistica S viene corretta moltiplicandola per un fattore di scala che tiene conto della persistenza osservata, garantendo che il valore Z risultante non sia distorto dalla naturale "memoria" matematica degli indici aggregati venga scambiata per una tendenza climatica reale evitando di avere falsi positivi.

Al termine dell'elaborazione, per ogni stazione vengono registrati i seguenti output e per ognuno si riporta un esempio relativo alla stazione di Milano:

- una tabella di riepilogo che contiene sia l'esito del trend presenza/assenza, pendenza, significatività, sia il percorso logico seguito (Metodo Classico vs. Modificato) e il valore di ρ_1 per SPI e SPEI (esempio riportato solo per la stazione di Milano in *Tabella 5.1*);

Tabella 5.1 Esempio di struttura del file riassuntivo del test di Mann-Kendall con dati relativi alla sola stazione di Milano.

STAID	StationName	Latitude	StartYear	EndYear	nYears
173	MILAN,_ITALY	45.282	1858	2003	146

SPI_rho1	SPI_Autocorr_Significant	SPI_MK_Method	SPI_Tau	SPI_pValue	SPI_Slope	SPI_Trend
0.205	1	Modified	-0.053	0.344	-0.0012	Non significativo

SPEI_rho1	SPEI_Autocorr_Significant	SPEI_MK_Method	SPEI_Tau	SPEI_pValue	SPEI_Slope	SPEI_Trend
0.168	1	Modified	-0.068	0.224	-0.0009	Non significativo

- grafici di controllo stazione per stazione che mostrano la serie temporale dell'indice, la retta di regressione di Sen e le soglie di significatività (esempio in *Figura 5.1*)

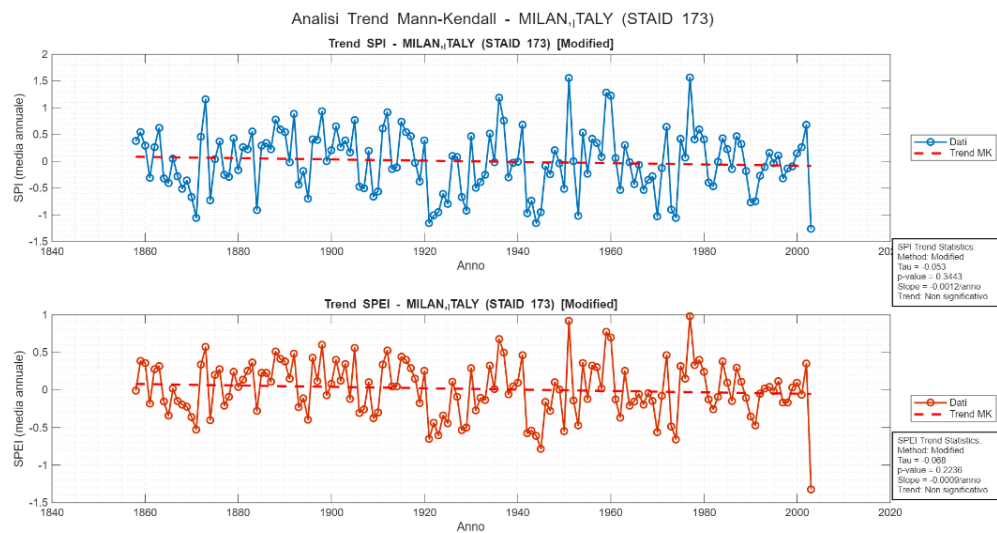
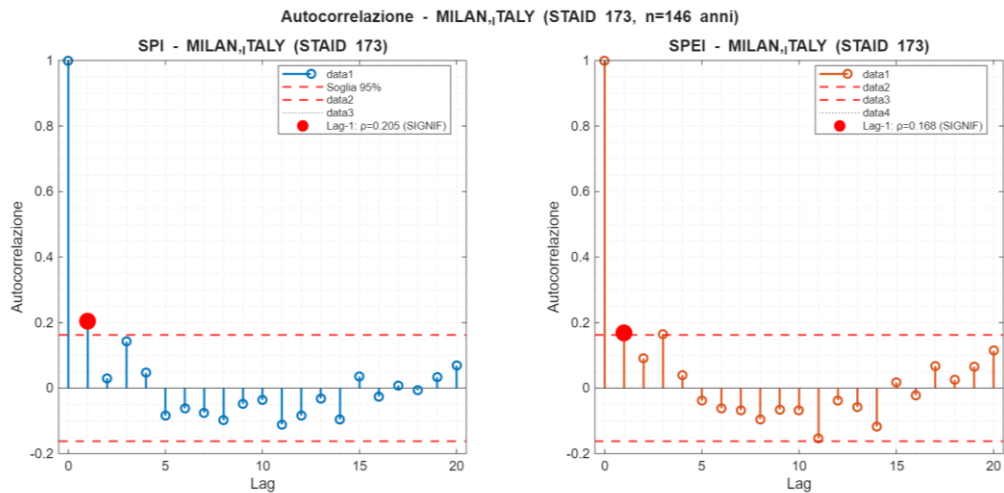
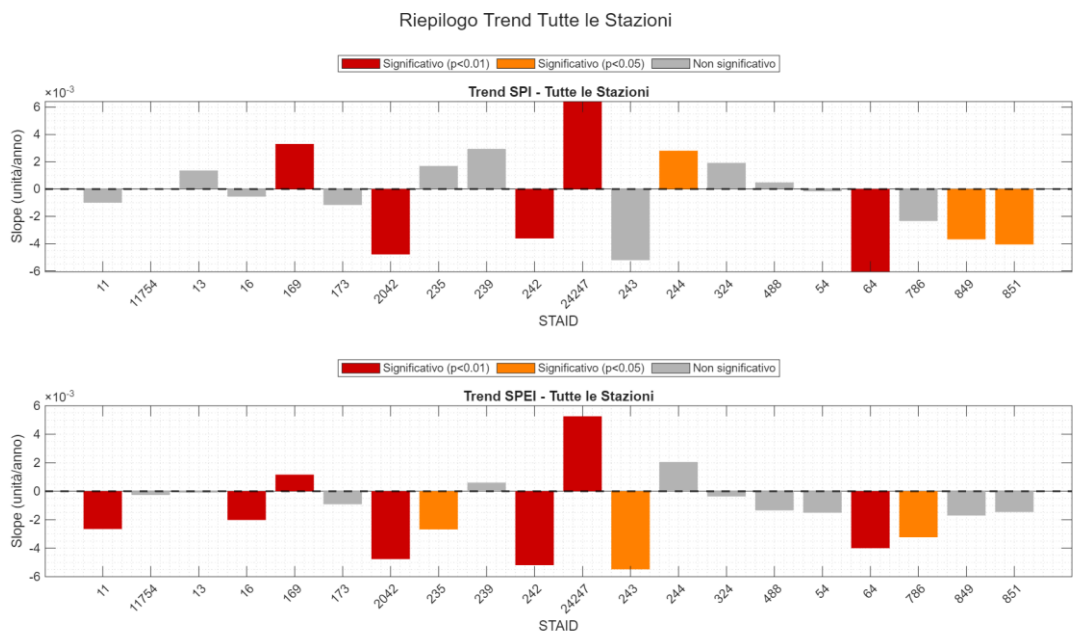


Figura 5.1 Esempio di output grafico del test di Mann-Kendall relativo alla stazione di Milano.

- grafici dell'autocorrelazione per documentare la struttura di dipendenza seriale e giustificare la scelta metodologica (esempio in *Figura 5.2*).



- Grafico globale che illustra i risultati di tutte e 20 le stazioni (esempio Figura 5.3).



Procedere in questo modo permette quindi di interpretare correttamente i risultati: distinguendo se un trend non significativo sia dovuto all'assenza di una variazione reale o alla necessità di una correzione della varianza che ha reso il criterio di

giudizio più severo, assicurando che le conclusioni tratte sui trend di siccità siano fondate su assunzioni statistiche valide e verificate caso per caso.

5.2.5 Interpretazione dei risultati

Il test di Mann-Kendall (Kendall, 1975) fornisce in output tre elementi fondamentali per l'interpretazione dei trend climatici seguendo l'evoluzione temporale degli indici SPI e SPEI: il p-value, la pendenza di Sen (β) e la statistica Z (o τ di Kendall).

Il p-value quantifica la probabilità di osservare un valore della statistica Z almeno estremo quanto quello calcolato, nell'ipotesi nulla di assenza di trend. Nel presente lavoro, si adotta la convenzione standard:

- $p < 0.01$: trend altamente significativo (livello di confidenza 99%)
- $0.01 \leq p < 0.05$: trend significativo (livello di confidenza 95%)
- $p \geq 0.05$: trend non significativo

Un p-value basso indica che è improbabile che la tendenza osservata sia dovuta al caso, e quindi suggerisce un cambiamento reale nel regime di siccità e viceversa.

La pendenza di Sen (β) che identifica la magnitudo del cambiamento, si usa per quantificare l'entità effettiva della tendenza. È definito nell'equazione (5.4) che viene richiamata di seguito come la mediana di tutte le pendenze calcolate tra coppie di punti nella serie temporale:

$$\beta = \text{median} \left(\frac{x_j - x_i}{j - i} \right) \quad \forall j > i$$

A differenza del p-value, β fornisce una misura direttamente interpretabile in termini fisici: ad esempio, consente di stimare quanto potrebbe cambiare l'indice in un orizzonte di 30 o 50 anni, assumendo che la tendenza osservata si mantenga costante.

Per sintetizzare i risultati in modo chiaro e confrontabile tra le 20 stazioni, i trend sono stati classificati combinando significatività statistica e direzione della pendenza. Questa classificazione è stata applicata automaticamente dallo script e riportata nei file di output e nei grafici di riepilogo. Nei Capitoli 6 e 7, tale schema permetterà di confrontare in modo immediato il comportamento delle diverse stazioni e di identificare eventuali pattern spaziali o differenze tra SPI e SPEI.

L'assenza di un trend significativo ($\alpha \geq 0.05$) non implica necessariamente stazionarietà climatica, ma può derivare da:

- serie temporali troppo brevi per rilevare cambiamenti gradualmente;
- elevata variabilità interannuale che maschera una tendenza sottostante;
- presenza di break point (cambiamenti bruschi) che il test di Mann-Kendall, sensibile a trend monotoni, non è in grado di catturare.

5.3 ANALISI CON IL METODO DI BREAK POINT

Mentre il test di Mann-Kendall è progettato per rilevare tendenze gradualmente e costanti nel tempo, i sistemi climatici sono spesso soggetti a cambiamenti bruschi o improvvisi, detti break point o punti di rottura. Un break point indica un istante preciso nel tempo in cui la media o la varianza dell'indice di siccità cambia in modo significativo, segnando una transizione verso un nuovo regime climatico o una modifica nei meccanismi di generazione della siccità. Nel presente lavoro è stato utilizzato il test di Pettitt, ma esistono anche altre tipologie di analisi di questo tipo, ad esempio il test di Bai-Perron e il test di PELT, che non sono stati utilizzati nelle analisi qui svolte.

5.3.1 Il test di Pettitt

Il test di Pettitt (1979) (Pettitt, 1979), un'estensione non parametrica del test di Mann-Whitney applicata alle serie temporali, è un metodo ampiamente utilizzato in idrologia e climatologia per la rilevazione dei singoli punti di cambiamento. A differenza del Mann-Kendall, che valuta la correlazione tra rango e tempo, il test

di Pettitt, data una serie di n osservazioni $x_1, x_2, \dots, x_n$, calcola il punto t in cui la differenza tra la somma dei ranghi precedenti e quelli successivi è massimizzata, ovvero calcola per ogni istante t una statistica cumulata U_t (equazione (5.8)) che misura la differenza tra il numero di coppie in cui un valore successivo è maggiore e quello in cui è minore rispetto a un valore precedente:

$$U_t = U_{t-1} + \sum_{j=1}^N \text{sgn}(x_t - x_j) \quad (5.8)$$

Il valore massimo assoluto di $|U_t|$ individua il possibile break point:

$$K = \max_{1 \leq t \leq n} |U_t| \quad (5.9)$$

La significatività di K è valutata mediante un'approssimazione asintotica della distribuzione nulla, che fornisce un p-value associato alla probabilità di osservare un cambiamento di tale entità per caso (Kendall, 1975). Se il p-value associato è inferiore alla soglia di significatività $\alpha = 0.05$, esiste un cambiamento significativo nella media della serie in quell'anno. Nel presente lavoro, il test è stato implementato tramite script e function MATLAB e applicato alle serie annuali di SPI e SPEI per ciascuna della 20 stazioni. Oltre all'identificazione dell'anno in cui si riscontra il break point, lo script integra una fase di caratterizzazione del cambiamento: per ogni break point significativo, vengono calcolate separatamente le rette di regressione lineare sui segmenti pre e post break point, permettendo così di confrontare non solo il livello medio dell'indice prima e dopo la transizione, ma anche l'eventuale modifica della pendenza (trend locale), fornendo una descrizione più precisa della dinamica della siccità.

Il test di Pettitt presenta il vantaggio di non richiedere assunzioni sulla distribuzione di probabilità dei dati ed è particolarmente sensibile a cambiamenti bruschi di media. Tuttavia, poiché è ottimizzato per rilevare un singolo break point, potrebbe non catturare strutture più complesse caratterizzate da molteplici

transizioni. Per questo motivo, i risultati di Pettitt possono essere affiancati a quelli degli algoritmi Bai-Perron e PELT, che individuano invece break point multipli sulle serie di dati evidenziando più di un cambiamento significativo.

5.3.2 Output ottenuti

Al termine dei calcoli, lo script costruito genera una serie di file strutturati che documentano in modo completo i risultati dell'analisi.

Per ciascuna stazione e per entrambi gli indici (SPI e SPEI), vengono salvate le informazioni che riguardano: l'anno candidato come break point, il valore della statistica K, il p-value associato, un flag di significatività (basato su $\alpha=0.05$) e, nel caso di break point significativo, le statistiche descrittive (media, deviazione standard, numero di osservazioni) calcolate separatamente per i segmenti pre e post rottura. Questi dati permettono di quantificare non solo se e quando è avvenuto un cambiamento, ma anche di quale entità è stata la variazione del regime di siccità. Tutti i risultati individuali vengono raggruppati in una tabella di sintesi globale, che riporta in formato compatto le informazioni chiave per tutte le 20 stazioni (esempio riportato in *Tabella 5.2*).

Tabella 5.2 Esempio che riporta la struttura della tabella di sintesi globale dei dati della stazione di Milano ottenuti con il test di Pettitt.

STaID	StationName	Latitude	StartYear	EndYear	nYears
173	MILAN, ITALY	45.28	1858	2003	146

SPI_Pettitt_K	SPI_Pettitt_pValue	SPI_Pettitt_Significant	SPI_Pettitt_BP_Year	SPI_Slope_PreBP	SPI_Slope_PostBP
1126	0.176	0	1917	NaN	NaN

SPEI_Pettitt_K	SPEI_Pettitt_pValue	SPEI_Pettitt_Significant	SPEI_Pettitt_BP_Year	SPEI_Slope_PreBP	SPEI_Slope_PostBP
1269	0.092	0	1918	NaN	NaN

Contemporaneamente, viene generato un grafico per ogni stazione che mostra la serie temporale annuale dell'indice, evidenziando l'eventuale break point con una linea verticale tratteggiata e sovrapponendo le rette di regressione lineare (o le medie) dei due segmenti. Questa rappresentazione grafica consente una valutazione immediata della coerenza visiva del risultato statistico e facilita il

confronto tra SPI e SPEI per la stessa località di cui viene riportato un esempio di seguito in *Figura 5.4*.

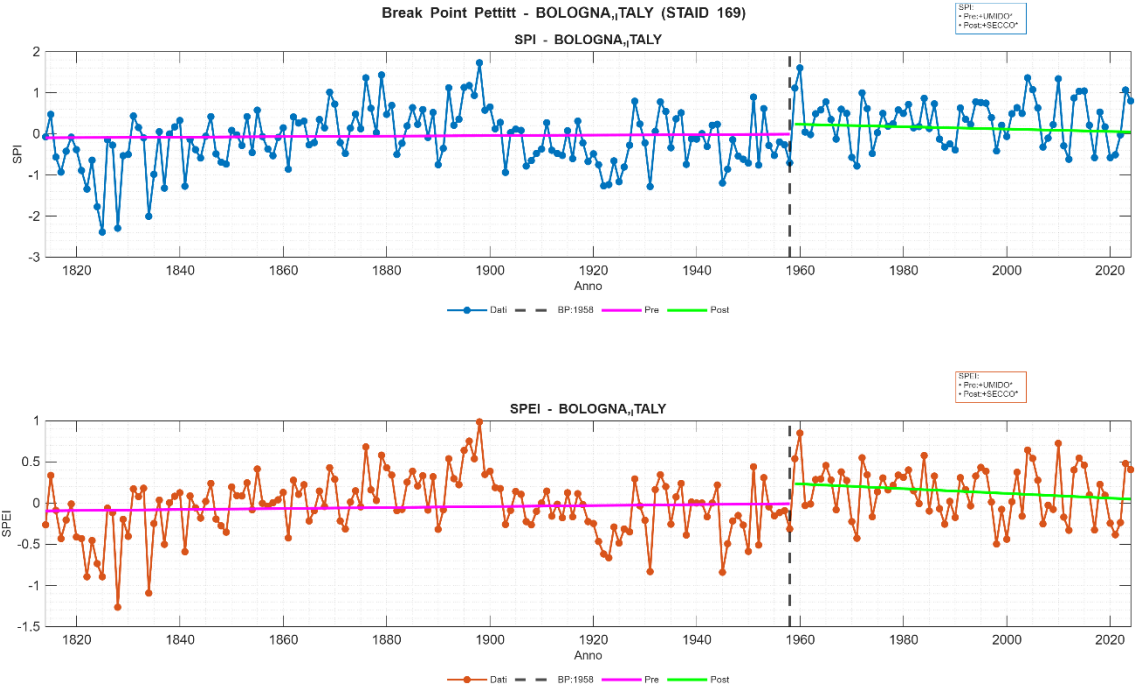


Figura 5.4 Esempio dei grafici che si ottengono in output dal test di Pettitt sia per SPI che per SPEI riferiti alla stazione di Milano

Viene infine generato un grafico globale che riporta tutte e 20 le stazioni in modo da poter avere un riscontro visivo globale (esempio *Figura 5.5*).

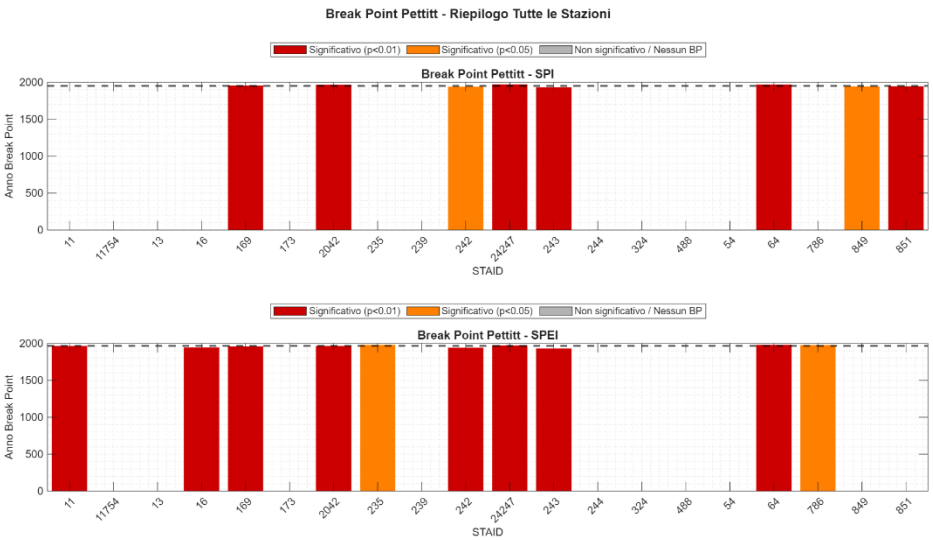


Figura 5.5 Grafico riassuntivo dei risultati del test di Pettitt di tutte le stazioni

5.4 ANALISI DI PERSISTENZA DELLA SICCIÀ: CATENE DI MARKOV

Oltre alla direzione del trend e alla presenza di break point, un aspetto importante da valutare è la "persistenza" della siccità, ovvero la probabilità che una condizione di siccità persista nel tempo una volta instaurata. Per quantificare questa proprietà, è stata adottata la teoria delle catene di Markov a due stati.

5.4.1 Fondamenti teorici e definizione degli stati

Una catena di Markov (Markov, 1906) (Wilks, 2011) è un processo stocastico, ovvero un modello matematico che descrive l'evoluzione nel tempo di un fenomeno casuale, molto utilizzato nella modellistica della siccità, in cui lo stato futuro del sistema studiato dipende solo dallo stato presente e non dalla sua storia passata (proprietà di Markov). Nel contesto studiato nel presente lavoro ovvero di siccità, la serie temporale dell'indice (SPI o SPEI) viene discretizzata in due stati basati su una soglia:

- Stato Secco (D - Dry): valore dell'indice inferiore alla soglia scelta;
- Stato Non-Secco (N - Non-Dry): valore dell'indice superiore o uguale alla soglia scelta.

Questa discretizzazione trasforma la serie continua in una sequenza di eventi discreti, permettendo di costruire una matrice di transizione 2×2 che descrive le probabilità di passaggio da uno stato all'altro, dove l'elemento P_{ij} (equazione (5.10)) rappresenta la probabilità condizionata di passare dallo stato i allo stato j nel mese successivo:

$$P_{ij} = P(S_{t+1} = j | S_t = i) \quad i, j \in \{D, N\} \quad (5.10)$$

5.4.2 Indicatori di persistenza: P_{DD} e L_D

Dalla matrice di transizione, sono stati estratti due parametri fondamentali per caratterizzare il comportamento della siccità in ciascuna stazione:

- Probabilità di persistenza della siccità (P_{DD}): è la probabilità condizionata che, dato un mese secco (dry), anche il mese successivo risulti secco (dry).

$$P_{DD} = P(S_{t+1} = D | S_t = D) \quad (5.11)$$

Un valore di P_{DD} elevato indica un sistema climatico con memoria idrica più marcata e maggiore vulnerabilità ad eventi prolungati e viceversa (Gabriel & Neumann, 1962).

- Durata media degli episodi (L_D): è derivata direttamente da P_{DD} , stima il numero medio di mesi consecutivi in cui la siccità persiste una volta iniziata, che può essere espressa come nella seguente equazione (5.12):

$$L_D = \frac{1}{1 - P_{DD}} \quad (5.12)$$

5.4.3 Implementazione e sensibilità alle soglie

L'analisi è stata condotta utilizzando script MATLAB dedicati a SPI e SPEI (Vincente - Serrano & et al., 2010). Nell'uso delle catene di Markov è importante la scelta della soglia per definire lo stato "secco" o "dry". Valori troppo bassi (es. -2.0) catturano solo eventi estremi ma rari, riducendo la significatività delle stime; valori troppo alti (es. 0) includono periodi quasi normali, sovrastimando la frequenza.

Per questo motivo, nel presente lavoro è stata condotta un'analisi di sensibilità testando diverse soglie:

- soglia -1: per valutare le siccità moderate, che ha portato ha pochi riscontri nelle stazioni che sono state prese in considerazione;
- soglia 0: è stata abbassata la soglia con lo scopo di valutare, anche se in modo più generale, tutti gli stati che portano a delle possibili condizioni di siccità e avere maggiore riscontro;

- soglie -1.5 e -2: sono state considerate, anche se non in modo approfondito e solo su alcune stazioni, per avere un metro di paragone anche su soglie di siccità più estreme, anche se con pochi riscontri.

In un contesto di cambiamento climatico, è possibile che la persistenza della siccità non sia stazionaria. Per valutare questa ipotesi, è stata implementata una procedura a finestra mobile di 10 e 20 anni, scorrevolmente spostata di un mese alla volta lungo l'intera serie temporale. Per ogni posizione della finestra, sono stati ricalcolati P_{DD} e L_D , verificando così se la persistenza della siccità è stazionaria o se sta cambiando (ad esempio, se le siccità stanno diventando più lunghe negli ultimi decenni).

Le serie di $P_{DD}(t)$ e $L_D(t)$ sono state successivamente sottoposte al test di Mann-Kendall modificato per rilevare eventuali trend significativi nella persistenza stessa. Un trend positivo indicherebbe un progressivo "allungamento" degli episodi secchi, indipendentemente dalla frequenza o intensità media della siccità.

5.4.4 Implementazione computazionale

L'intera analisi di valutazione della persistenza della siccità è stata automatizzata attraverso script MATLAB, che seguono il seguente flusso operativo:

1. Discretizzazione degli stati

Conversione delle serie mensili SPI/SPEI in sequenze binarie secondo la soglia selezionata. Ogni valore viene confrontato con una soglia critica predefinita: se l'indice è inferiore alla soglia, il mese è classificato come "secco" (stato D, Dry); se è superiore o uguale, come "non-secco" (stato N, Non-Dry). Sebbene la letteratura operativa indichi comunemente -1.0 come limite per l'inizio della siccità moderata, gli script sono configurati per testare diverse soglie (0, -1.0, -1.5, -2.0).

2. Applicazione della finestra mobile scorrevole

Poiché le proprietà di persistenza di un sistema climatico non sono necessariamente stazionarie, l'analisi non viene condotta sull'intera serie

storica in un unico blocco. Viene invece applicata una finestra mobile di ampiezza fissa (configurata a 20 anni e 10 anni), che scorre lungo la serie con passo unitario (1 anno).

3. Stima parametri

Calcolo di P_{DD} e L_D con gestione automatica di valori NaN e finestre con dati insufficienti.

- a) Stima delle probabilità di transizione: all'interno di ciascuna finestra, lo script scandisce sequenzialmente la sequenza binaria degli stati e conteggia le quattro transizioni possibili: secco-secco (n_{DD}), secco-non-secco (n_{DN}), non-secco-secco (n_{ND}) e non-secco-non-secco (n_{NN}). A partire da questi conteggi, viene calcolata la probabilità condizionata di persistenza della siccità (P_{DD}) come rapporto tra il numero di transizioni da secco a secco e il totale delle transizioni partite da uno stato secco (equazione(5.13)):

$$P_{DD} = \frac{n_{DD}}{(n_{DD} + n_{DN})} \quad (5.13)$$

Questo parametro, che è compreso tra 0 e 1, quantifica direttamente la tendenza del sistema a rimanere in condizioni di deficit idrico una volta che queste si sono instaurate.

- b) Calcolo della durata media attesa (L_D): dalla probabilità di persistenza viene derivata analiticamente la durata media attesa di un episodio di siccità. Per una catena di Markov omogenea a due stati, la distribuzione della lunghezza degli episodi secchi segue una legge geometrica (equazione (5.14)), la cui media è data da:

$$L_D = \frac{1}{(1 - P_{DD})} \quad (5.14)$$

Questa relazione trasforma la probabilità astratta in un indicatore fisico immediatamente interpretabile. Il calcolo viene ripetuto per ogni posizione della finestra mobile, generando una serie temporale derivata di L_D che ne descrive l'andamento nel tempo.

4. Analisi dei trend

Le serie temporali generate allo step precedente (P_{DD} e L_D) vengono sottoposte al test di Mann-Kendall modificato permettendo di valutare se la persistenza della siccità stia aumentando, diminuendo o rimanendo stazionaria nel periodo analizzato. Un trend positivo su L_D , ad esempio, indicherebbe un progressivo allungamento degli episodi secchi, con implicazioni dirette per la pianificazione delle riserve idriche e la gestione del rischio agricolo.

5. Output e visualizzazione

- I risultati vengono salvati sia per lo SPI che per lo SPEI in file strutturato che riporta globalmente le informazioni, per ogni stazione, che riguardano P_{DD} e L_D : media, deviazione standard, estremi, nonché i parametri del trend e il flag di significatività, di cui di seguito se ne riporta un esempio Tabella 5.3:

Tabella 5.3 Esempio della struttura del grafico riassuntivo globale dell'analisi di Markov (SPEI) con riportata solo la stazione di Milano

STAIID	StationName	Latitude	StartYear	EndYear	nYears
173	MILAN,_ITALY	45.2818	1858	2003	146
PDD_Mean	PDD_Std	PDD_Trend_Tau	PDD_Trend_pValue	PDD_Trend_Slope	PDD_Trend_Significant
0.560	0.136	0.299	6.02E-07	0.0016	1
LD_Mean	LD_Std	LD_Trend_Tau	LD_Trend_pValue	LD_Trend_Slope	LD_Trend_Significant
2.513	0.842	0.299	6.02E-07	0.0088	1

- Vengono inoltre generati grafici che visualizzano, in sequenza: la serie originale con gli stati discreti colorati, l'andamento temporale di P_{DD} con la relativa retta di tendenza, e l'evoluzione di L_D (se ne riporta un esempio in Figura 5.6).

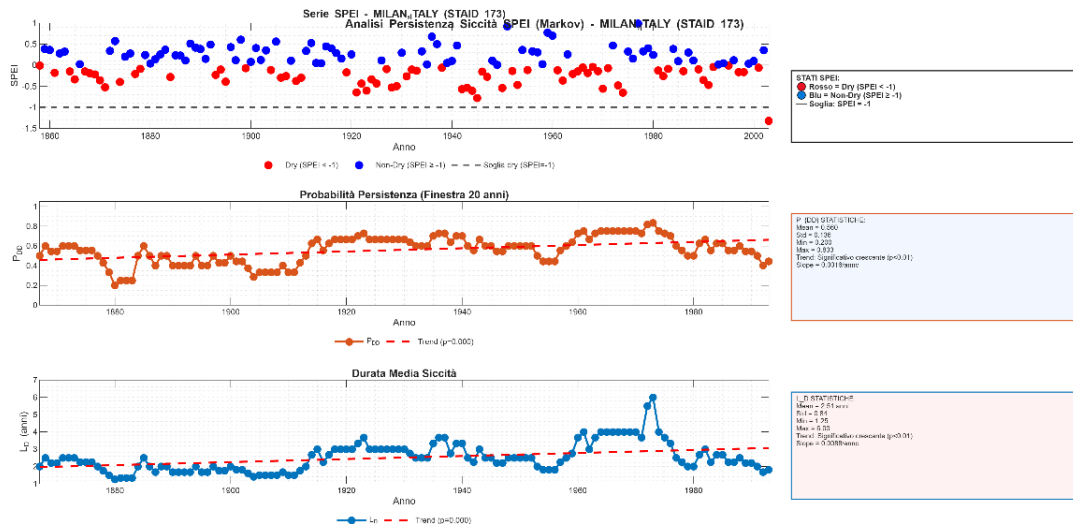


Figura 5.6 Esempio di output grafico (SPEI) per la stazione di Milano con l'analisi di Markov.

- Un grafico di sintesi finale aggrega le pendenze dei trend di tutte le 20 stazioni, mostrando in modo totale significatività e direzione del cambiamento, fornendo una mappa immediata della vulnerabilità climatica dell'area di studio (esempio in Figura 5.7).



Figura 5.7 Esempio di grafico riassuntivo globale per l'analisi di Markov (SPEI)

Gli esempi riportati in questo paragrafo riguardano tutti l'analisi SPEI, ma hanno il solo scopo esemplificativo e gli output SPI hanno la stessa struttura.

L'insieme delle metodologie presentate in questo capitolo (analisi di trend, identificazione di break point e valutazione della persistenza) fornisce un quadro statistico che permette di caratterizzare la dinamica della siccità. Nel capitolo successivo, i risultati prodotti da ciascun approccio verranno illustrati per offrire un'interpretazione climatica chiara e comparabile tra le 20 stazioni europee selezionate.

6 RISULTATI OTTENUTI DALL'ANALISI SULLA SICCITÀ

6.1 INTRODUZIONE

In questo capitolo ci si pone l'obiettivo di presentare, interpretare e discutere i risultati ottenuti dall'applicazione della metodologia statistica, descritta nel capitolo precedente, delle serie storiche degli indici SPI e SPEI, calcolate per le 20 stazioni europee selezionate. Un elemento ricorrente nell'intera trattazione sarà il confronto tra SPI e SPEI. Questo confronto permetterà di valutare in quali contesti climatici l'inclusione della componente termica (PET) modifichi la variabilità e la tendenza della siccità.

6.2 RISULTATI DELL'ANALISI DI MANN-KENDALL

6.2.1 Risultati dell'autocorrelazione e selezione del metodo

Una prima analisi dell'autocorrelazione mostra una struttura di dipendenza seriale significativa in una porzione sostanziale delle serie temporali analizzate. Come riportato nella Tabella 6.1, 9 stazioni su 20 (45%) per lo SPI e 8 stazioni su 20 (40%) per lo SPEI hanno presentato valori di ρ_1 statisticamente significativi ($\alpha \leq 0.05$), rendendo necessaria l'applicazione del test di Mann-Kendall nella versione modificata di Hamed e Rao (1998).

Tabella 6.1 - Riepilogo autocorrelazione e metodo applicato.

STAIID	StationName	SPI ρ_1	SPI metodo	SPEI ρ_1	SPEI metodo
54	POTSDAM,_GERMANY	-0.014	Classic	0.025	Classic
13	INNSBRUCK-UNIV,_AUSTRIA	0.024	Classic	0.012	Classic
849	POGANY,_HUNGARY	0.026	Classic	0.051	Classic
786	MONTELMAR,_FRANCE	0.036	Classic	0.076	Classic
851	SZEGED_KULTERULET,_HUNGARY	0.049	Classic	0.053	Classic
244	ZUERICHFLUNTERN,_SWITZERLAND	0.060	Classic	0.054	Classic
11	KREMSMUNSTER	0.063	Classic	0.084	Classic
239	BASEL_BINNINGEN,_SWITZERLAND	0.131	Classic	0.064	Classic
324	LINDENBERG,_GERMANY	0.133	Classic	0.082	Classic
242	LUGANO,_SWITZERLAND	0.158	Classic	0.148	Classic
11754	HALLE	0.167	Classic	0.127	Classic
488	FICHTELBERG,_GERMANY	0.200	Modified	0.167	Classic
173	MILAN,_ITALY	0.205	Modified	0.168	Modified
64	BUDAPEST_BELTERULET,_HUNGARY	0.213	Modified	0.259	Modified
2042	SZOMBATHELY,_HUNGARY	0.224	Modified	0.187	Modified
16	WIEN-HOHE_WARTE,_AUSTRIA	0.232	Modified	0.223	Modified
235	TORREVIEJA_SPAIN	0.294	Modified	0.373	Modified
169	BOLOGNA,_ITALY	0.398	Modified	0.325	Modified
243	SAENTIS,_SWITZERLAND	0.410	Modified	0.414	Modified
24247	SONNBlick,_AUSTRIA	0.690	Modified	0.644	Modified

I valori di autocorrelazione osservati nelle stazioni significative hanno mostrato un'ampia variabilità per entrambi gli indici. Per lo SPI ρ_1 è compreso tra 0.2 (Fichtelberg, Germania) e 0.69 (Sonnblick, Austria) mentre per lo SPEI l'intervallo è stato da 0.167 (Fichtelberg, Germania) a 0.644 (Sonnblick, Austria). La stazione di Sonnblick è situata ad alta quota nelle Alpi austriache e ha presentato l'autocorrelazione più elevata dell'intero dataset per entrambi gli indici, riflettendo probabilmente la forte persistenza climatica tipica degli ambienti montani.

Al contrario, le stazioni con autocorrelazione non significativa hanno mostrato valori di ρ_1 generalmente inferiori a 0.17, con casi come Potsdam (SPI: $\rho_1 = -0.014$; SPEI: $\rho_1 = 0.025$) che hanno evidenziato una quasi totale indipendenza seriale.

Di seguito si riportano in Figura 6.1 i grafici di autocorrelazione relativi alle due stazioni italiane presenti e nella Figura 6.2 quelli relativi ad alcune delle altre 18 stazioni europee in modo da rappresentare il omogeneamente possibile gli andamenti.

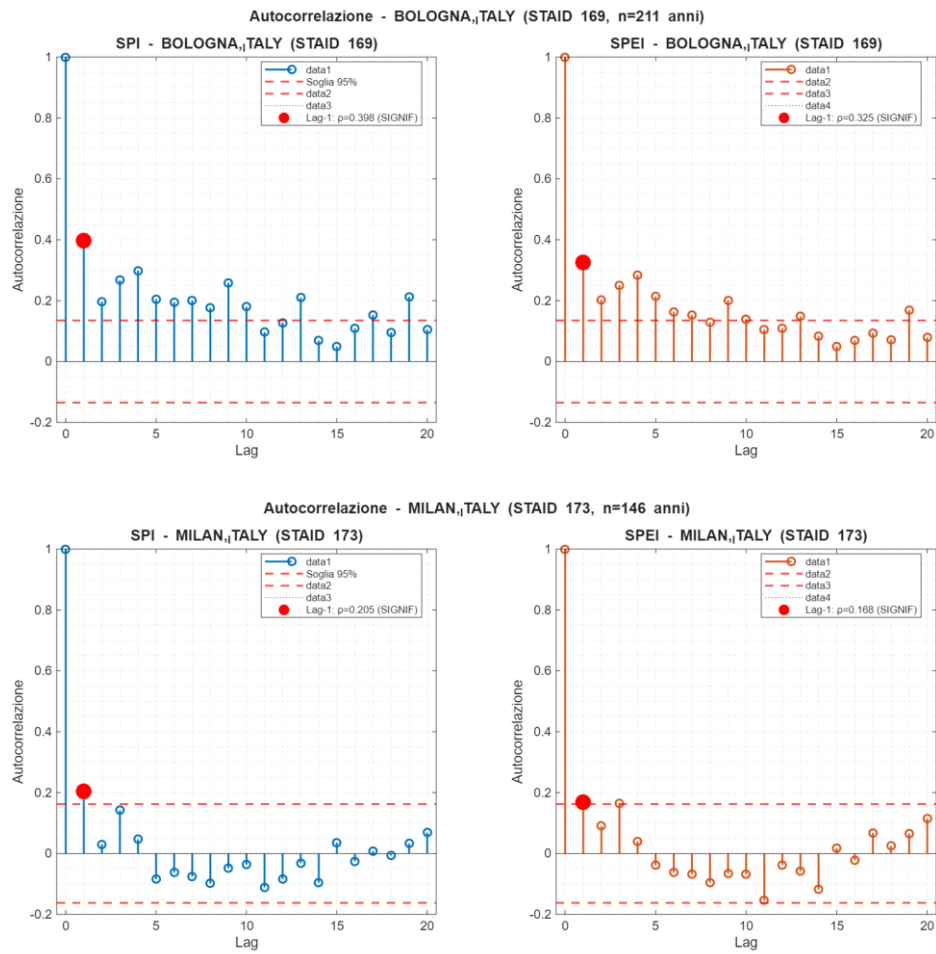
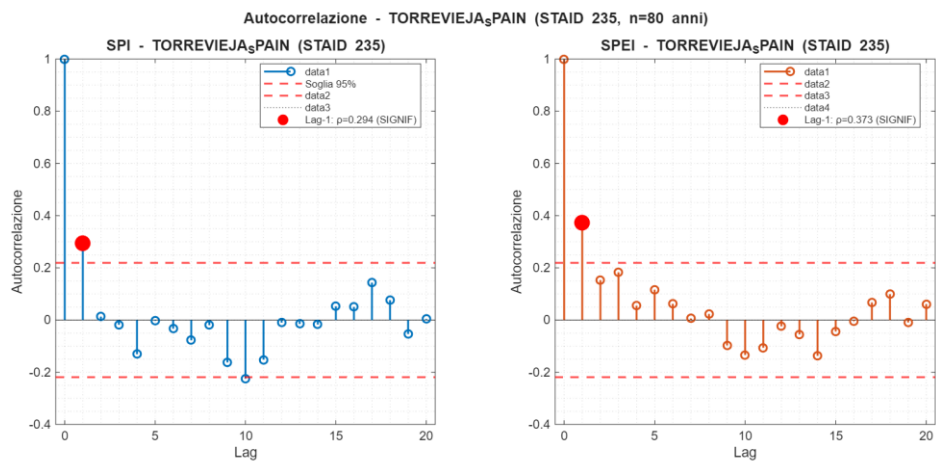


Figura 6.1 - Grafici comparativi di autocorrelazione relativi alle stazioni italiane di: Bologna e Milano.



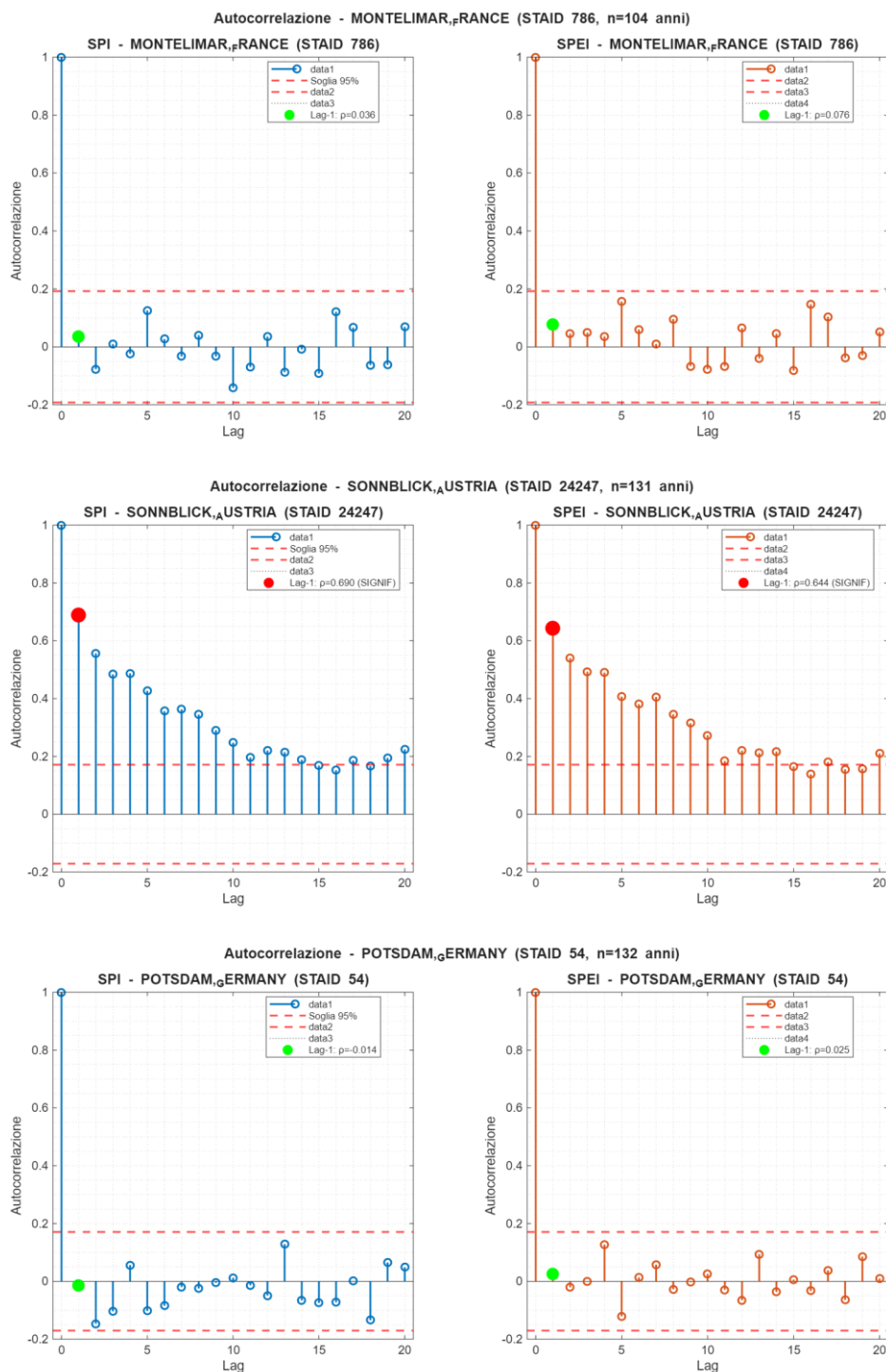


Figura 6.2 - Grafici comparativi di autocorrelazione relativi alle stazioni europee di: Torrevieja, Montelimar, Sonnblick e Postdam.

La distribuzione geografica delle stazioni con autocorrelazione significativa non ha mostrato un pattern regionale omogeneo: stazioni con memoria idrica elevata sono state identificate sia in area mediterranea (Torrevieja, Bologna), sia in area alpina (Sonnblick, Saentis), sia in Europa centrale (Budapest, Wien). Questo risultato giustifica pienamente l'adozione dell'approccio adattivo utilizzato, che ha permesso di applicare la correzione per autocorrelazione solo dove strettamente necessario, massimizzando la potenza statistica del test nelle serie indipendenti.

6.2.2 Trend dello SPI

L'analisi dei trend applicata all'indice SPI (McKee & et al., 1993) ha identificato tendenze statisticamente significative ($\alpha < 0.05$) in 8 stazioni su 20 (40%), mentre le restanti 12 stazioni non hanno mostrato variazioni significative nel periodo osservato. I risultati completi per ciascuna stazione vengono riportati in Tabella 6.2.

Tabella 6.2 – Risultati completi trend SPI.

STAIID	StationName	StartYear	EndYear	nYears	SPI_MK_Method	SPI_τ	SPI_pValue	SPI_Slope	SPI_Trend
11	KREMSMUNSTER	1876	2021	146	Classic	-0.059	0.291	-1.0E-03	Non significativo
11754	HALLE	1900	2014	115	Classic	-0.0005	0.996	-1.1E-05	Non significativo
13	INNSBRUCK-UNIV_AUSTRIA	1908	2024	117	Classic	0.069	0.271	1.4E-03	Non significativo
16	WIEN-HOHE_WARTE_AUSTRIA	1863	2024	162	Modified	-0.039	0.465	-5.5E-04	Non significativo
169	BOLOGNA_ITALY	1814	2024	211	Modified	0.200	0.00002	3.3E-03	Significativo crescente ($\alpha < 0.01$)
173	MILAN_ITALY	1858	2003	146	Modified	-0.053	0.344	-1.2E-03	Non significativo
2042	SZOMBATHELY_HUNGARY	1901	2023	123	Modified	-0.212	0.0005	-4.8E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.01$)
235	TORREVIEJA_SPAIN	1927	2006	80	Modified	0.045	0.557	1.7E-03	Non significativo
239	BASEL_BINNINGEN_SWITZERLAND	1901	2016	116	Classic	0.115	0.068	2.9E-03	Non significativo
242	LUGANO_SWITZERLAND	1901	2015	115	Classic	-0.165	0.009	-3.6E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.01$)
24247	SONNBLICK_AUSTRIA	1891	2021	131	Modified	0.216	0.0002	6.4E-03	Significativo crescente ($\alpha < 0.01$)
243	SAENTIS_SWITZERLAND	1901	2004	104	Modified	-0.128	0.054	-5.2E-03	Non significativo
244	ZUERICHFLUNTERN_SWITZERLAND	1901	2016	116	Classic	0.130	0.039	2.8E-03	Significativo crescente ($\alpha < 0.05$)
324	LINDENBERG_GERMANY	1906	2024	119	Classic	0.073	0.238	1.9E-03	Non significativo
488	FICHTELBERG_GERMANY	1916	2018	103	Modified	0.014	0.837	4.8E-04	Non significativo
54	POTSDAM_GERMANY	1893	2024	132	Classic	-0.008	0.895	-1.6E-04	Non significativo
64	BUDAPEST_BELTERULET_HUNGARY	1901	2023	123	Modified	-0.218	0.0003	-6.1E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.01$)
786	MONTELMAR_FRANCE	1921	2024	104	Classic	-0.088	0.186	-2.3E-03	Non significativo
849	POGANY_HUNGARY	1901	2023	123	Classic	-0.141	0.021	-3.7E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.05$)
851	SZEGED_KULTERULET_HUNGARY	1901	2023	123	Classic	-0.154	0.012	-4.1E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.05$)

Tra le stazioni evidenziate con trend significativo, si osserva un'equipartizione tra direzioni opposte: 3 stazioni hanno mostrato un trend crescente (umidificazione) e 5 stazioni hanno evidenziato un trend decrescente (inacidimento).

- Casi di umidificazione significativa:

La stazione di Bologna (Italia, 1814-2024, 211 anni) ha presentato il trend crescente più marcato e robusto dell'intero dataset, con $\tau = 0.2$, $p - value <$

0.0001 e una pendenza di Sen pari a $\beta = +0.0033 \text{ unità/anno}$. Questo risultato indica un progressivo aumento delle precipitazioni semestrali rispetto alla norma climatologica, con un incremento cumulativo stimato di circa 0.7 unità sull'intero periodo di osservazione, ovvero 211 anni. In Figura 6.3 viene riportato il trend studiato.

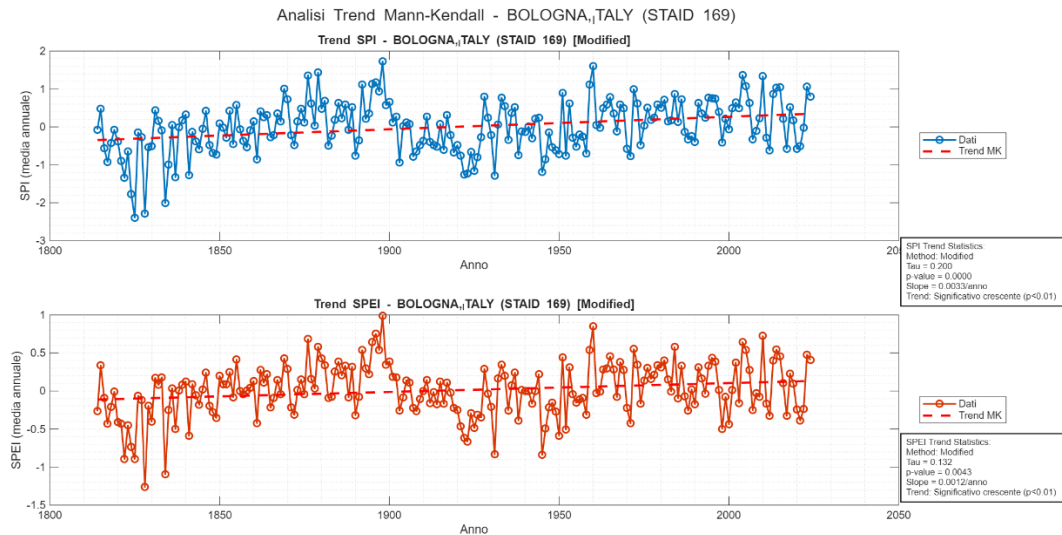


Figura 6.3 - Grafico trend Bologna (SPI e SPEI)

Anche la stazione alpina di Sonnblick (Austria, 1891-2021, 131 anni, quota elevata) ha mostrato un trend crescente altamente significativo ($\tau = 0.216$, $p = 0.0002$, $\beta = +0.0064 \text{ unità/anno}$), con una magnitudo superiore a quella di Bologna. Questo risultato è particolarmente rilevante considerando l'elevata autocorrelazione della serie ($\rho_1 = 0.690$), che ha richiesto l'applicazione del test Mann-Kendall modificato e rende il risultato ancora più robusto (Figura 6.4).

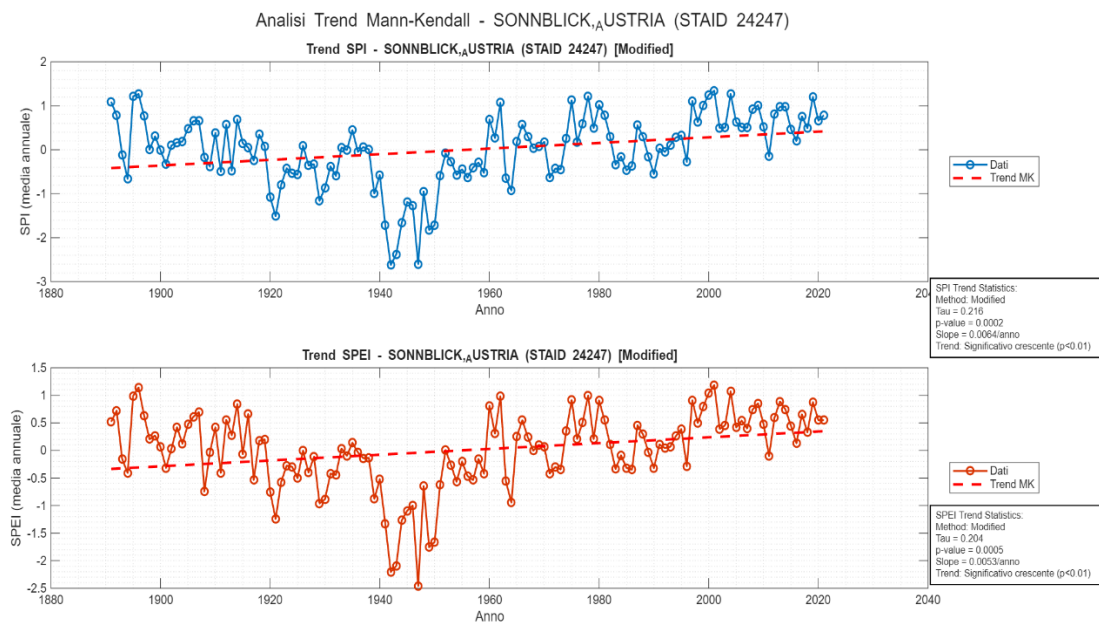


Figura 6.4 - Grafico trend Sonnblick (SPI e SPEI)

La stazione di Zurigo Fluntern (Svizzera, 1901-2016) ha evidenziato un trend crescente significativo a livello $\alpha < 0.05$ ($\tau = 0.130$, $\beta = +0.0028$ unità/anno), sebbene con una significatività statistica meno marcata rispetto alle due stazioni precedenti (Figura 6.5).

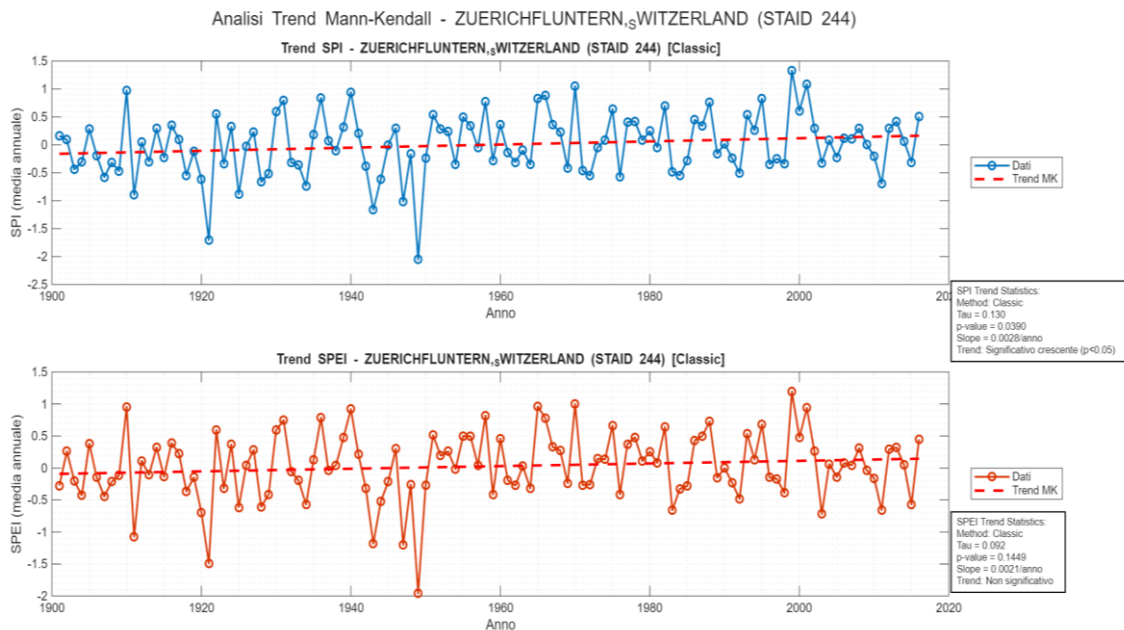


Figura 6.5 - Grafico trend Zurigo (SPI e SPEI)

- Casi di inaridimento significativo:

Le stazioni con trend decrescente sono concentrate prevalentemente nell'area centro-europea. Budapest (Ungheria, 1901-2023) e Szombathely (Ungheria, 1901-2023) hanno mostrato i trend negativi più intensi, con τ rispettivamente di -0.218 e -0.212 , $p - value < 0.001$ e pendenze di Sen pari a $\beta = -0.0061$ e -0.0048 unità/anno. Questi valori indicano una riduzione delle precipitazioni semestrali, con implicazioni significative per la disponibilità idrica nella regione del bacino pannonico (Figura 6.6).

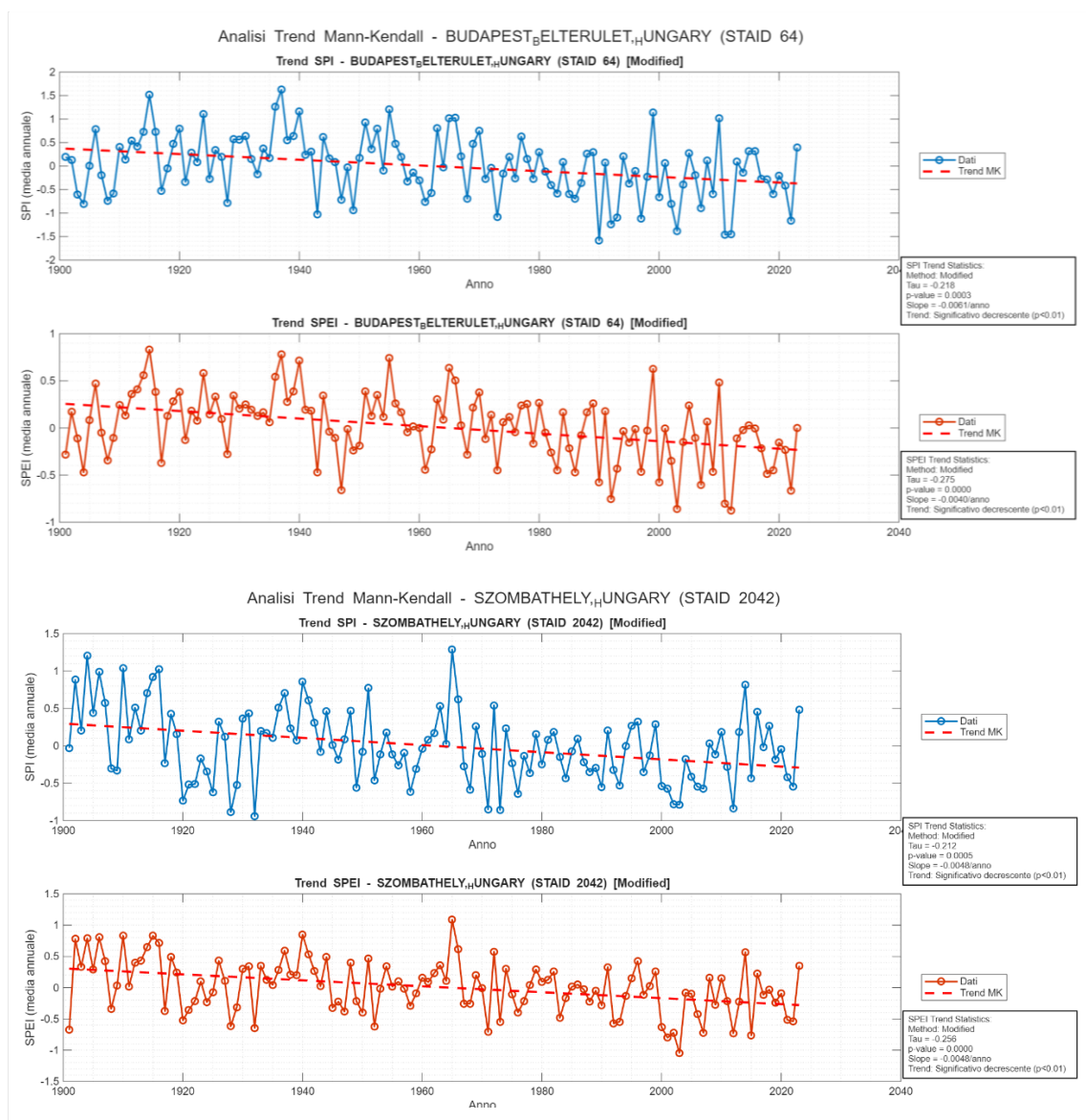


Figura 6.6 - Grafici trend Budapest e Szombathely (SPI e SPEI)

Anche Lugano (Svizzera, 1901-2015) ha evidenziato un trend decrescente significativo ($\tau = -0.165$, $p = 0.009$, $\beta = -0.0036$ unità/anno), nonostante la sua collocazione alpina. Questo risultato suggerisce una possibile differenziazione climatica all'interno dell'arco alpino, con alcune aree che mostrano tendenze opposte rispetto alle stazioni di alta quota come Sonnblick (Figura 6.7).

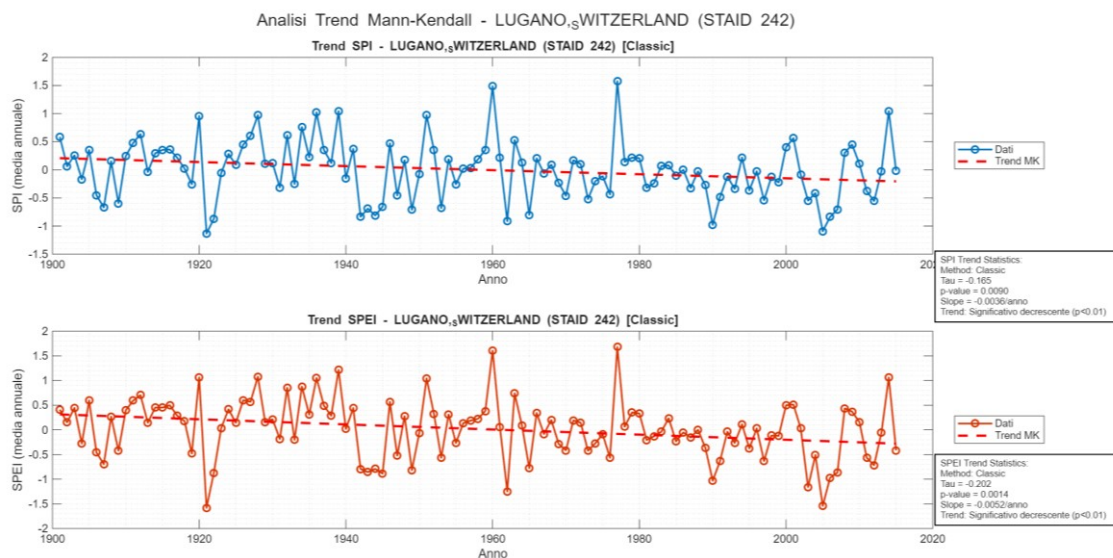


Figura 6.7 - Grafici trend Lugano (SPI e SPEI)

Le stazioni di Pogany e Szeged (entrambe in Ungheria) hanno mostrato trend decrescenti significativi a livello $\alpha < 0.05$, con pendenze rispettivamente di $\beta = -0.0037$ e -0.0041 unità/anno, confermando il pattern regionale di inaridimento nell'Europa centro-orientale (Figura 6.8).

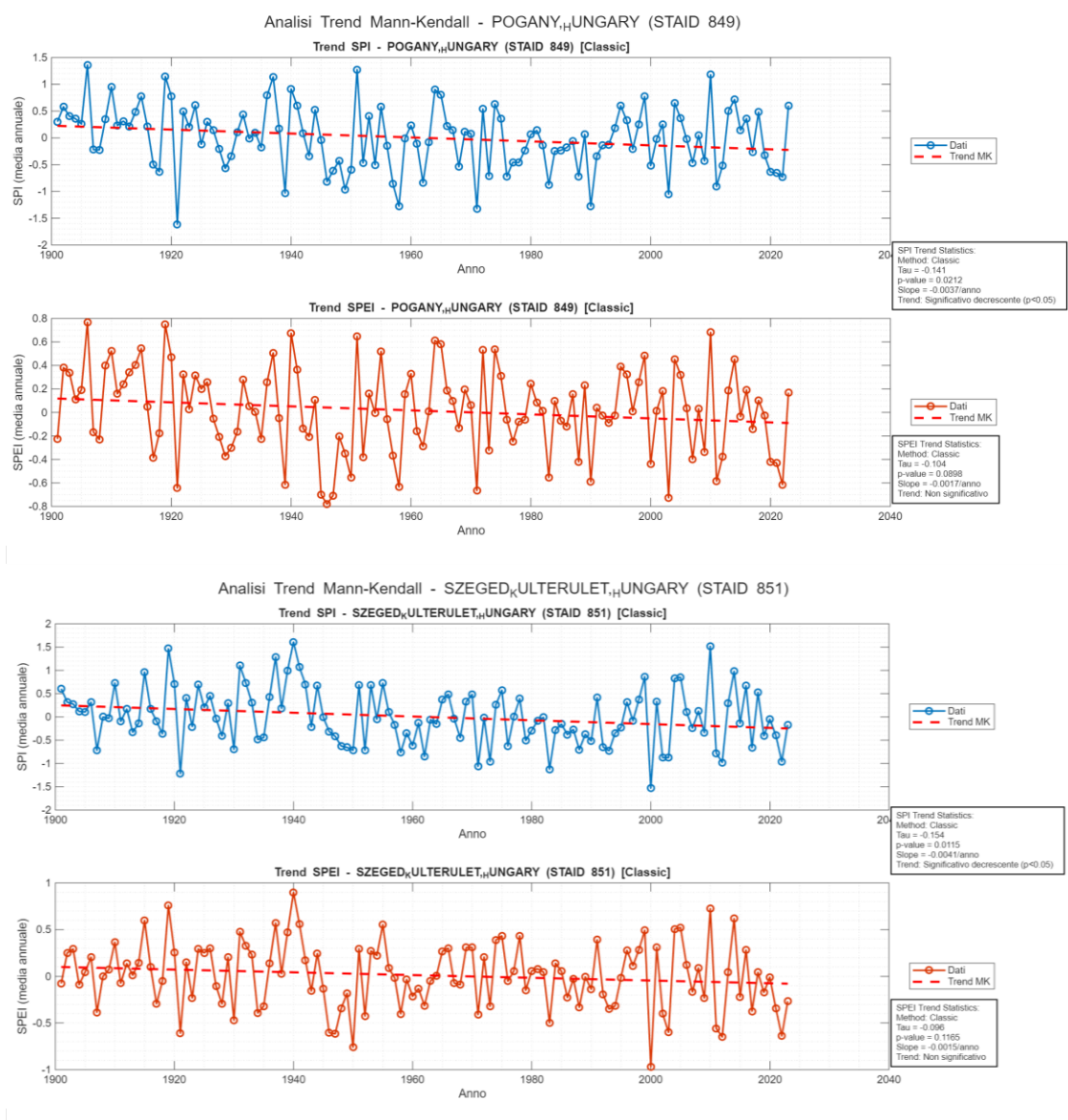


Figura 6.8 - Grafici trend Pogany e Szeged (SPI e SPEI)

6.2.3 Trend dello SPEI

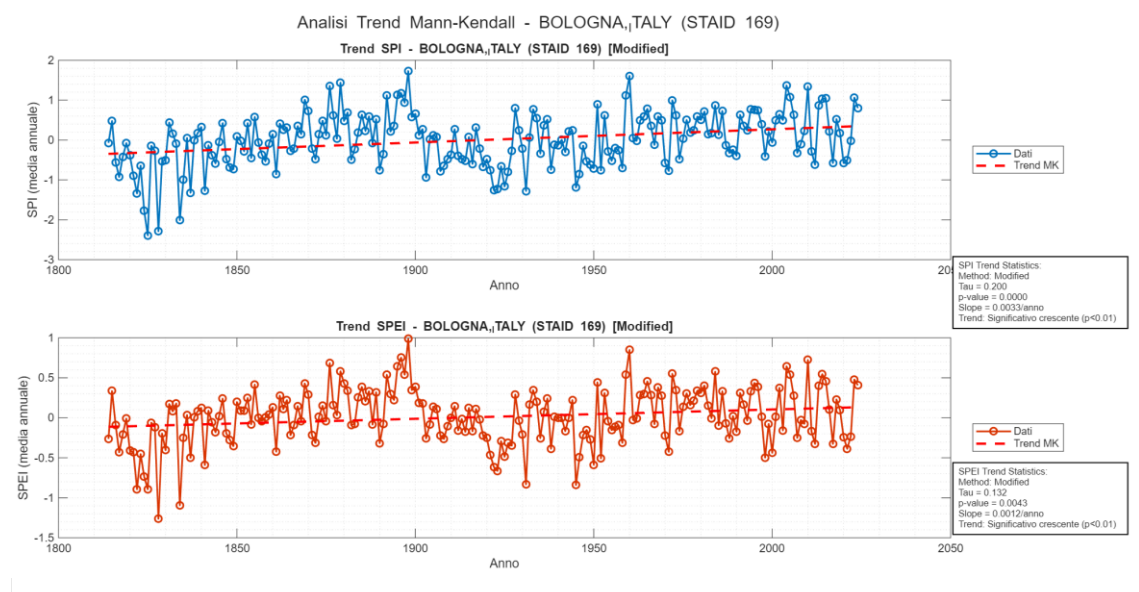
L'analisi dei trend applicata all'indice SPEI (Vincente - Serrano & et al., 2010) ha rivelato un quadro parzialmente differente rispetto all'SPI, con 10 stazioni su 20 (50%) che hanno mostrato tendenze statisticamente significative. Questo aumento percentuale rispetto all'SPI (8/20 stazioni) suggerisce che l'inclusione della componente termica tramite la PET abbia amplificato o rivelato segnali di cambiamento non completamente catturati dalle sole precipitazioni. I risultati dettagliati sono sintetizzati in Tabella 6.3.

Tabella 6.3 - - Risultati completi trend SPEI

STAIID	StationName	StartYear	EndYear	nYears	SPEI_MK	Method	SPEI τ	SPEI pValue	SPEI Slope	SPEI Trend
11	KREMSMUNSTER	1876	2021	146	Classic	Classic	-0.157	0.005	-2.7E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.01$)
11754	HALLE	1900	2014	115	Classic	Classic	-0.018	0.779	-2.7E-04	Non significativo
13	INNSBRUCK-UNIV_AUSTRIA	1908	2024	117	Classic	Classic	-0.007	0.912	-9.5E-05	Non significativo
16	WIEN-HOHE_WARTE_AUSTRIA	1863	2024	162	Modified	Modified	-0.170	0.001	-2.0E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.01$)
169	BOLOGNA_ITALY	1814	2024	211	Modified	Modified	0.132	0.004	1.2E-03	Significativo crescente ($\alpha < 0.01$)
173	MILAN_ITALY	1858	2003	146	Modified	Modified	-0.068	0.224	-9.1E-04	Non significativo
2042	SZOMBATHELY_HUNGARY	1901	2023	123	Modified	Modified	-0.256	0.00003	-4.8E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.01$)
235	TORREVIEJA_SPAIN	1927	2006	80	Modified	Modified	-0.170	0.025	-2.7E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.05$)
239	BASEL_BINNINGEN_SWITZERLAND	1901	2016	116	Classic	Classic	0.034	0.591	6.0E-04	Non significativo
242	LUGANO_SWITZERLAND	1901	2015	115	Classic	Classic	-0.202	0.001	-5.2E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.01$)
24247	SONNBLICK_AUSTRIA	1891	2021	131	Modified	Modified	0.204	0.001	5.3E-03	Significativo crescente ($\alpha < 0.01$)
243	SAENTIS_SWITZERLAND	1901	2004	104	Modified	Modified	-0.134	0.044	-5.5E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.05$)
244	ZUERICHFLUNTERN_SWITZERLAND	1901	2016	116	Classic	Classic	0.092	0.145	2.1E-03	Non significativo
324	LINDENBERG_GERMANY	1906	2024	119	Classic	Classic	-0.027	0.659	-3.7E-04	Non significativo
488	FICHTELBERG_GERMANY	1916	2018	103	Classic	Classic	-0.057	0.396	-1.3E-03	Non significativo
54	POTSDAM_GERMANY	1893	2024	132	Classic	Classic	-0.113	0.056	-1.5E-03	Non significativo
64	BUDAPEST_BELTERULET_HUNGARY	1901	2023	123	Modified	Modified	-0.275	0.000	-4.0E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.01$)
786	MONTELMAR_FRANCE	1921	2024	104	Classic	Classic	-0.161	0.015	-3.2E-03	Significativo decrescente ($\alpha < 0.05$)
849	POGANY_HUNGARY	1901	2023	123	Classic	Classic	-0.104	0.090	-1.7E-03	Non significativo
851	SZEGED_KULTERULET_HUNGARY	1901	2023	123	Classic	Classic	-0.096	0.117	-1.5E-03	Non significativo

- Casi di umidificazione significativa:

Le stazioni con trend crescente nello SPEI sono le stesse identificate per l'SPI: Bologna ($\tau = 0.132$, $p = 0.004$, $\beta = +0.0012$ unità/anno) e Sonnblick ($\tau = 0.204$, $p = 0.001$, $\beta = +0.0053$ unità/anno). Si nota che, in entrambi i casi, la magnitudo del trend (pendenza di Sen) risulta inferiore nello SPEI rispetto all'SPI. Questo suggerisce che l'aumento della temperatura e della domanda evaporativa ha parzialmente contrastato l'effetto dell'aumento delle precipitazioni, attenuando il trend positivo del bilancio idrico complessivo (Figura 6.9).



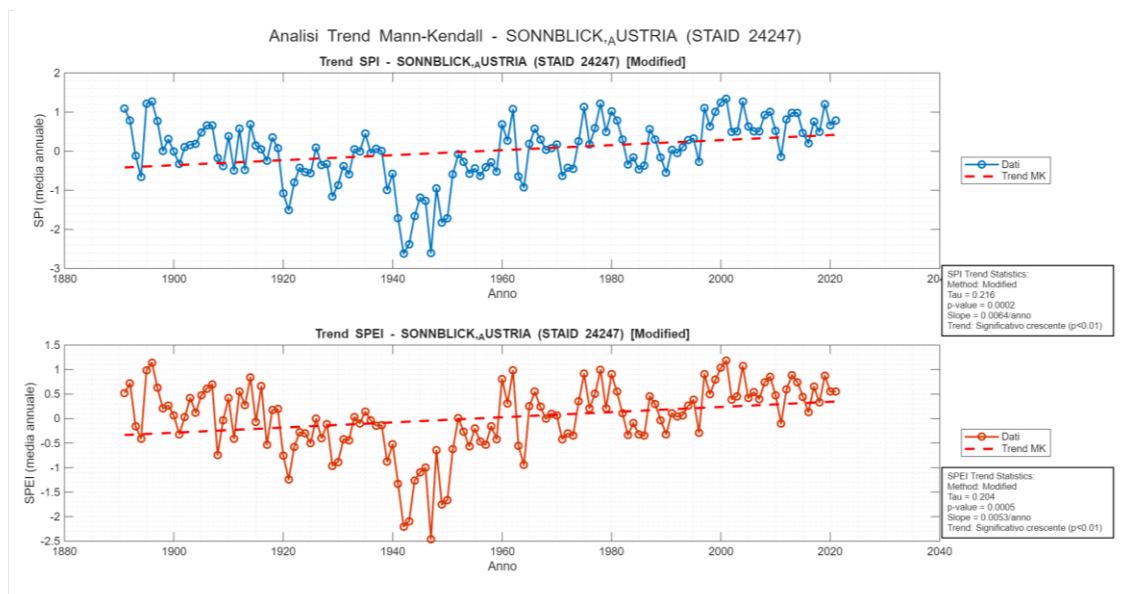


Figura 6.9 – Grafici trend Bologna e Sonnblick (SPI e SPEI)

- Casi di inaridimento significativo:

Le stazioni con trend decrescente nello SPEI sono 8, contro le 5 dell'SPI. Oltre alle stazioni già identificate dall'SPI (Budapest, Szombathely, Lugano), si aggiungono tre casi particolarmente rilevanti:

Kremsmuenster (Austria, 1876-2021, 146 anni) ha mostrato un trend decrescente altamente significativo nello SPEI ($\tau = -0.157$, $p = 0.005$, $\beta = -0.0027$ unità/anno), nonostante l'SPI risultasse non significativo ($p = 0.291$). Questa divergenza indica che, nonostante le precipitazioni non abbiano mostrato variazioni significative, l'aumento della temperatura e della PET ha determinato un progressivo inaridimento del bilancio idrico complessivo (Figura 6.10).

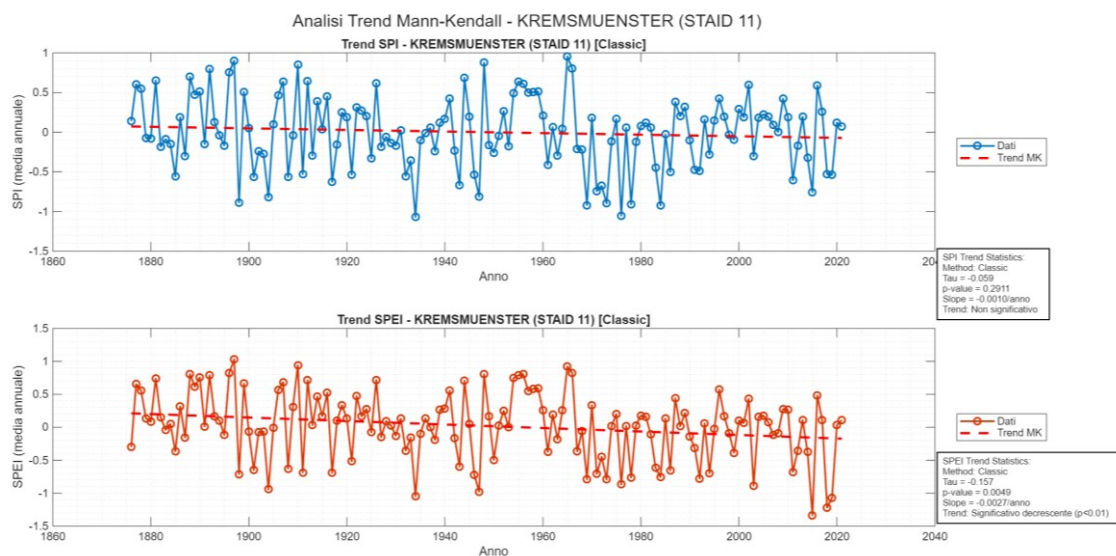


Figura 6.10 - Grafico trend Kremsmuenster (SPI e SPEI)

Un pattern analogo è stato osservato a Wien-Hohe Warte (Austria, 1863-2024, 162 anni), dove lo SPEI ha mostrato un trend decrescente significativo ($\tau = -0.170$, $p = 0.001$, $\beta = -0.0020$ unità/anno) a fronte di un SPI non significativo. Anche in questo caso, il segnale termico ha rivelato una tendenza all'inaridimento non evidente dalle sole precipitazioni ().

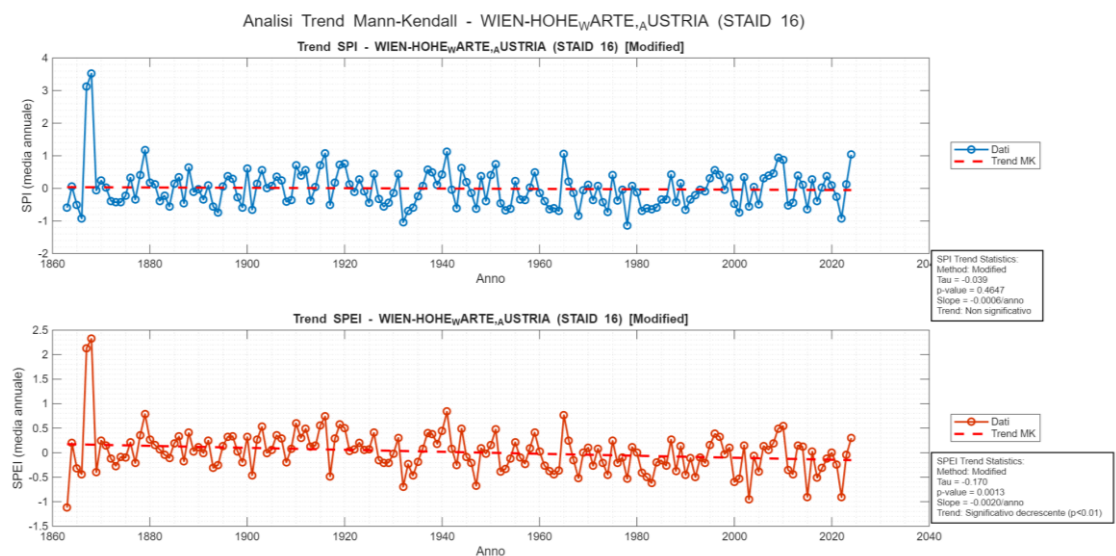


Figura 6.11 - Grafico trend Wien-Hohe Warte (SPI e SPEI)

La stazione mediterranea di Torre Vieja (Spagna, 1927-2006, 80 anni) ha confermato il pattern di inaridimento con lo SPEI ($\tau = -0.170$, $p = 0.025$, $\beta =$

$-0.0027 \text{ unità/anno}$), mentre l'SPI è risultato non significativo. Questo risultato è coerente con le attese per un'area mediterranea soggetta a riscaldamento climatico, dove l'aumento dell'evapotraspirazione gioca un ruolo cruciale nel bilancio idrico (Figura 6.12).

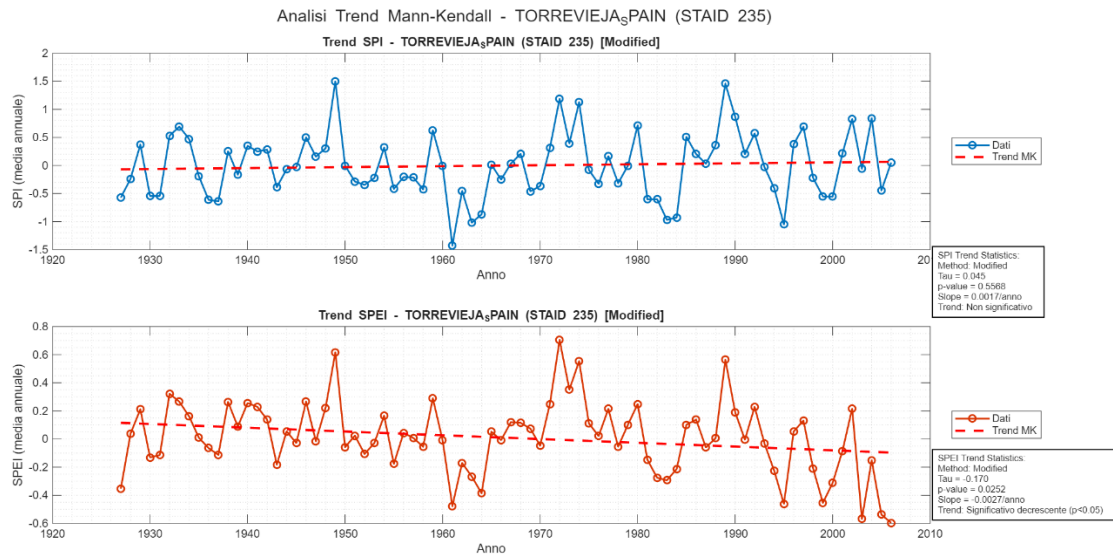


Figura 6.12 – Grafico trend Torre Vieja (SPI e SPEI)

Saentis (Svizzera, 1901-2004) e Montelimar (Francia, 1921-2024) hanno mostrato trend decrescenti significativi nello SPEI a livello $\alpha < 0.05$, con pendenze rispettivamente di $\beta = -0.0055$ e $-0.0032 \text{ unità/anno}$, mentre i corrispondenti SPI non hanno raggiunto la significatività statistica (Figura 6.13).

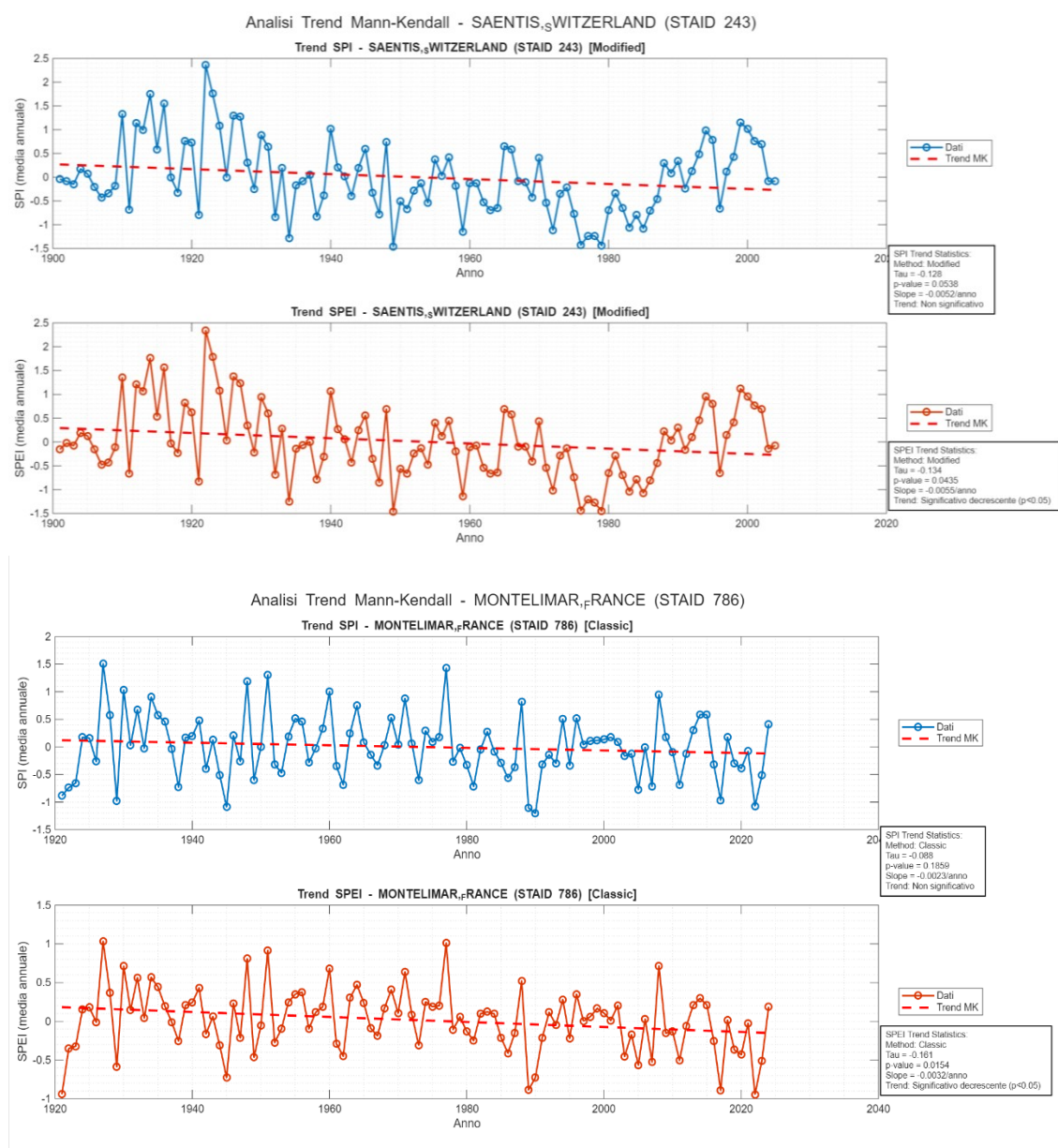


Figura 6.13 – Grafici trend Saentis e Montelimar (SPI e SPEI)

6.2.4 Confronto diretto SPI vs SPEI: divergenze e convergenze

L'analisi comparativa dei trend di SPI e SPEI ha permesso di identificare tre categorie principali di comportamento, ciascuna con implicazioni climatiche specifiche. La Figura 6.14 fornisce una rappresentazione grafica sintetica delle pendenze di Sen (slope) per tutte le 20 stazioni, evidenziando visivamente le convergenze e le divergenze tra i due indici.

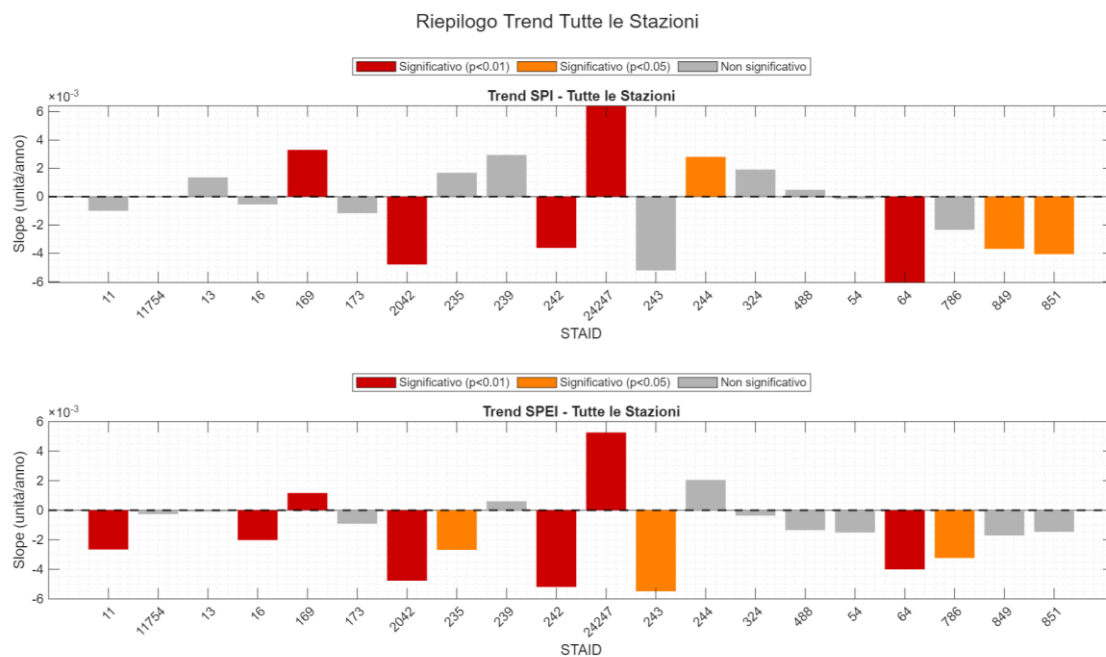


Figura 6.14 - Grafico a barre comparativo delle slope

- Convergenza (SPI significativo, SPEI significativo)

Cinque stazioni hanno mostrato trend significativi nella stessa direzione per entrambi gli indici: Bologna e Sonnblick (crescenti), Budapest, Szombathely e Lugano (decrementi). In questi casi, il segnale climatico è robusto e indipendente dall'inclusione della componente termica. Per le stazioni di inaridimento (Budapest, Szombathely, Lugano), la concordanza suggerisce che il deficit di precipitazioni sia il driver principale del trend, con la temperatura che gioca un ruolo secondario. Per le stazioni di umidificazione (Bologna, Sonnblick), l'aumento delle precipitazioni è sufficientemente intenso da compensare l'aumento della domanda evaporativa.

- Divergenza "termica" (SPI non significativo, SPEI significativo)

Cinque stazioni hanno mostrato trend significativi solo nello SPEI, tutti nella direzione dell'inaridimento: Kremsmuenster, Wien-Hohe Warte, Torrevieja, Saentis e Montelimar. Questo pattern è particolarmente rilevante, poiché evidenzia situazioni in cui le precipitazioni sono rimaste stabili, ma l'aumento della temperatura ha determinato un peggioramento del bilancio idrico complessivo. Queste stazioni rappresentano casi emblematici dell'impatto del

riscaldamento globale sulla siccità: anche in assenza di cambiamenti nelle precipitazioni, l'aumento della PET può innescare trend di inaridimento significativi.

- **Divergenza "precipitativa" (SPI significativo, SPEI non significativo)**
Tre stazioni hanno mostrato trend significativi solo nello SPI: Zurigo Fluntern (crescente), Pogany e Szeged (decrescenti). In questi casi, le variazioni delle precipitazioni sono state parzialmente compensate o mascherate dalle variazioni della PET. Ad esempio, a Zurigo Fluntern l'aumento delle precipitazioni (SPI crescente) non si è tradotto in un miglioramento del bilancio idrico complessivo (SPEI non significativo), probabilmente a causa di un concomitante aumento della temperatura.
- **Assenza di trend**
Sette stazioni non hanno mostrato trend significativi in nessuno dei due indici: Halle, Innsbruck, Milan, Basel-Binningen, Lindenberg, Fichtelberg e Potsdam. Queste stazioni sono caratterizzate da una sostanziale stazionarietà del regime di siccità nel periodo di osservazione, nonostante la variabilità interannuale.

Tabella 6.4 – Sintesi numerica dei risultati.

Categoria	Numero stazioni	Percentuale	Trend dominante
Convergenza	5	25%	Segnale robusto
Divergenza termica	5	25%	Inaridimento nascosto
Divergenza precipitativa	3	15%	Compensazione PET
Assenza di trend	7	35%	Stabilità

6.2.5 Pattern geografici e implicazioni climatiche

L'analisi spaziale dei risultati ha rivelato pattern geografici distinti che vengono illustrati nella Figura 6.15e nella Figura 6.16.

- Area mediterranea e sud-europea

Le stazioni situate in aree a clima mediterraneo o sub-mediterraneo (Torrevieja, Montelimar, Bologna) hanno mostrato comportamenti eterogenei. Mentre Bologna ha evidenziato un trend di umidificazione (probabilmente legato a un aumento delle precipitazioni intense), Torrevieja e Montelimar hanno mostrato trend di inaridimento guidati dalla componente termica. Questo suggerisce che l'impatto del cambiamento climatico nella regione mediterranea non è uniforme, ma dipende da fattori locali e dalla posizione geografica specifica.

- Area alpina e centro-europea

Le stazioni alpine hanno mostrato un'imponente differenza in base all'altitudine. Le stazioni di alta quota (Sonnblick, Saentis) hanno mostrato comportamenti opposti: Sonnblick ha mostrato un forte trend di umidificazione, mentre Saentis ha evidenziato un trend di inaridimento. Questa divergenza potrebbe riflettere differenze all'esposizione agli agenti atmosferici, all'evoluzione del manto nevoso o alla sensibilità della PET a diverse quote. Le stazioni a quota intermedia e in pianura (Kremsmuenster, Wien, Zurigo) hanno mostrato prevalentemente trend di inaridimento o stazionarietà, suggerendo che l'aumento della temperatura giochi un ruolo dominante nel bilancio idrico a queste altitudini.

- Area pannonica (Ungheria)

Le quattro stazioni ungheresi (Budapest, Szombathely, Pogany, Szeged) hanno mostrato condizioni di inaridimento, con trend significativi sia nello SPI che nello SPEI per le stazioni principali. Questo indica che il bacino pannonico sta sperimentando una riduzione sistematica della disponibilità idrica, guidata sia da una diminuzione delle precipitazioni sia da un aumento della domanda evaporativa.

- Europa nord-occidentale

Le stazioni situate in Germania settentrionale (Potsdam, Lindenberg, Fichtelberg) e in Svizzera nord-occidentale (Basel-Binningen) non hanno

mostrato trend significativi, suggerendo una maggiore stabilità del regime di siccità in queste aree. Questo risultato è coerente con le proiezioni climatiche che indicano un impatto minore del cambiamento climatico sulle precipitazioni alle latitudini più settentrionali dell'Europa centro-occidentale.

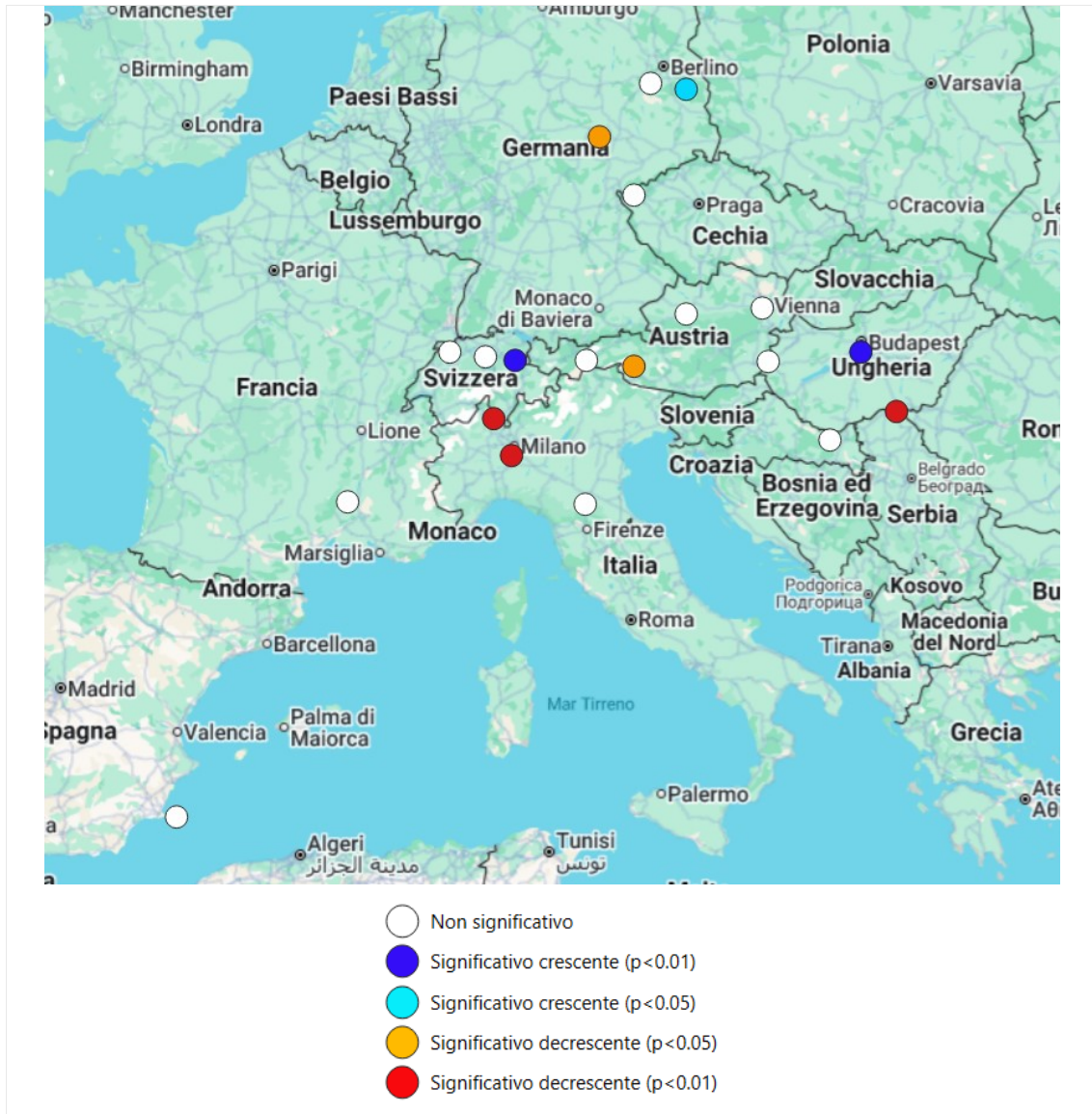


Figura 6.15 - Mappa tematica dell'Europa con le stazioni colorate per tipo di trend SPI

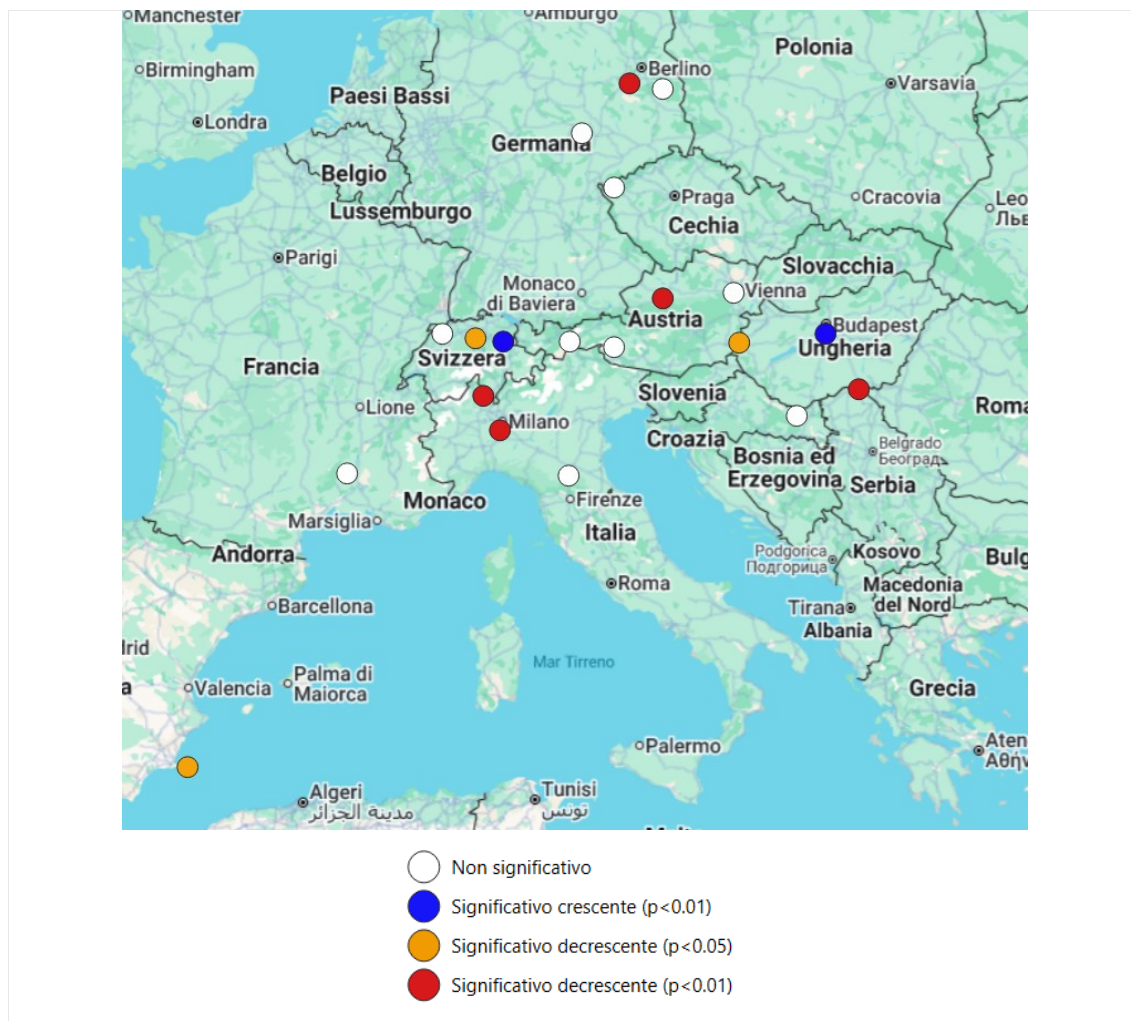


Figura 6.16 - Mappa tematica dell'Europa con le stazioni colorate per tipo di trend SPEI

In sintesi, l'analisi dei trend ha rivelato che l'inclusione della componente termica con l'indice SPEI ha permesso di identificare segnali di inaridimento non evidenti dalle sole precipitazioni in 5 stazioni su 20 (25%), prevalentemente situate in area centro-europea e mediterranea. Questo risultato sottolinea l'importanza di utilizzare indici multipli per il monitoraggio della siccità in un contesto di cambiamento climatico, poiché la sola analisi delle precipitazioni potrebbe sottostimare il rischio di inaridimento legato all'aumento della temperatura e dell'evapotraspirazione.

6.3 RISULTATI DELL'ANALISI BREAK POINT CON IL TEST DI PETTITT

Mentre l'analisi di Mann-Kendall (Sezione 6.2) ha permesso di identificare trend di lungo periodo, il test di Pettitt (Pettitt, 1979) è stato utilizzato per rilevare

cambiamenti bruschi o salti nella media della serie temporale. L'analisi è stata condotta sulle serie annuali di SPI e SPEI per le 20 stazioni selezionate.

6.3.1 Distribuzione temporale e significatività dei break point

I risultati del test di Pettitt sono sintetizzati nella Tabella 6.5 e visualizzati nel grafico riepilogativo della Figura 6.17.

Tabella 6.5 - Riepilogo risultati Test di Pettitt

STaID	StationName	SPI_pValue	SPI_BP_Year	SPEI_pValue	SPEI_BP_Year
11	KREMSMUENSTER	0.346	1966	0.005	1966
13	INNSBRUCK-UNIV,_AUSTRIA	0.341	1949	0.784	1949
16	WIEN-HOHE_WARTE,_AUSTRIA	0.232	1951	0.001	1944
54	POTSDAM,_GERMANY	1.000	1995	0.190	1981
64	BUDAPEST_BELTERULET,_HUNGARY	0.0002	1970	0.00003	1980
169	BOLOGNA,_ITALY	0.00006	1958	0.007	1958
173	MILAN,_ITALY	0.176	1917	0.092	1918
235	TORREVIEJA_SPAIN	0.576	1984	0.049	1980
239	BASEL_BINNINGEN,_SWITZERLAND	0.126	1976	1.000	1992
242	LUGANO,_SWITZERLAND	0.016	1941	0.003	1941
243	SAENTIS,_SWITZERLAND	0.005	1931	0.006	1931
244	ZUERICHFLUNTERN,_SWITZERLAND	0.055	1950	0.109	1950
324	LINDENBERG,_GERMANY	0.656	1977	0.960	1988
488	FICHTELBERG,_GERMANY	0.377	2001	0.595	1946
786	MONTELIMAR,_FRANCE	0.216	1977	0.022	1977
849	POGANY,_HUNGARY	0.021	1944	0.121	1926
851	SZEGED_KULTERULET,_HUNGARY	0.006	1945	0.176	1944
2042	SZOMBATHELY,_HUNGARY	0.003	1966	0.001	1966
11754	HALLE	0.314	1958	0.445	1958
24247	SONNBLICK,_AUSTRIA	0.0000003	1973	0.000001	1973

Il test ha identificato break point statisticamente significativi ($\alpha = 0.05$) in 8 stazioni su 20 (40%) per lo SPI e in 9 stazioni su 20 (45%) per lo SPEI. La maggior parte dei punti di break point identificate presenta un livello di significatività molto elevato ($p < 0.01$), indicando che si tratta di cambiamenti strutturali robusti e non attribuibili alla variabilità casuale.

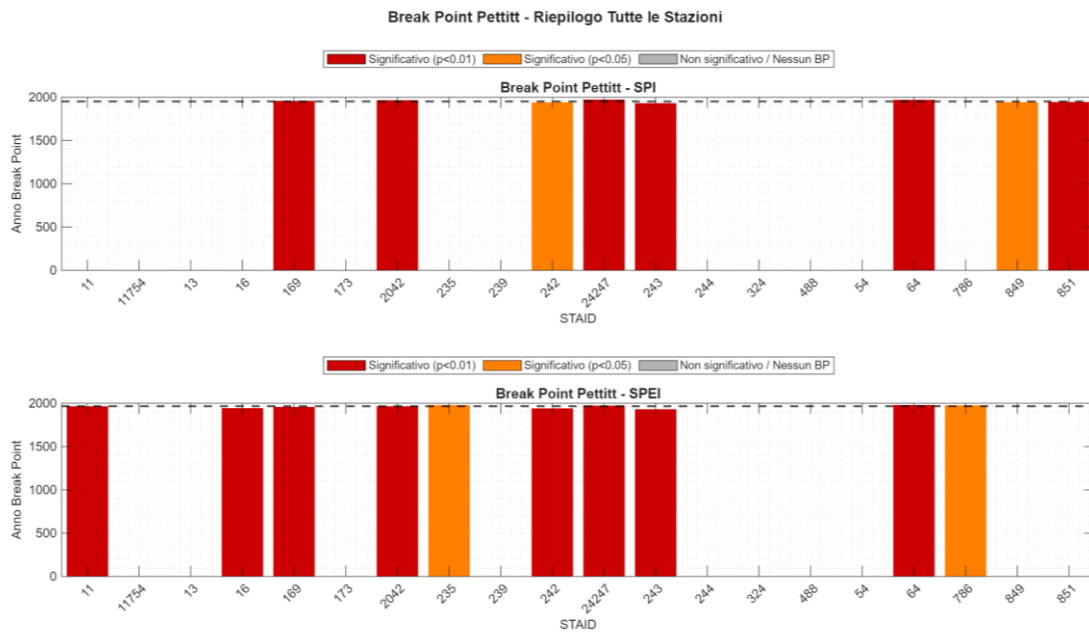


Figura 6.17 - Grafico a barre di riepilogo di tutte le stazioni per il test di Pettitt

Una prima osservazione generale riguarda la distribuzione temporale di questi eventi. Non si osserva un singolo anno di rottura comune a tutte le stazioni, ma piuttosto un raggruppamento di break point in specifici periodi storici (in particolare tra gli anni '30 e '80 del XX secolo), suggerendo che i passaggi da un regime all'altro possano essere legate a fasi climatiche regionali distinte.

6.3.2 Confronto SPI vs SPEI: concordanza e divergenza

Il confronto tra i break point identificati dai due indici rivela tre risultati principali:

- **Concordanza Temporale (SPI e SPEI):** in 5 stazioni, il break point è stato identificato nello stesso anno (o in anni adiacenti) per entrambi gli indici, con alta significatività. Queste stazioni sono:
 - Szombathely (1966)
 - Budapest (SPI: 1970, SPEI: 1980)
 - Sonnblick (1973),
 - Bologna (1958)
 - Lugano (1941)
 - Saentis (1931).

In questi casi, il cambiamento strutturale è stato così marcato da essere rilevato sia dalla componente pluviometrica (SPI) sia da quella del bilancio idrico complessivo (SPEI).

- Divergenza termica (Solo SPEI): in 4 stazioni, il break point significativo è stato rilevato esclusivamente dallo SPEI, mentre l'SPI non ha mostrato cambiamenti rilevanti. Queste stazioni sono:
 - Wien-Hohe Warte (1944)
 - Kremsmuenster (1966)
 - Montelimar (1977)
 - Torrevieja (1980)

Questo risultato è coerente con quanto osservato nell'analisi dei trend (Sezione 6.2.4): in queste località, le precipitazioni sono rimaste stazionarie, ma l'aumento della temperatura (e quindi della PET) ha causato un cambiamento nel bilancio idrico, rendendo il regime post-break point significativamente più secco.

- Assenza di Break Point: le restanti stazioni (Innsbruck, Halle, Milan, Basel, Zurigo, Lindenberg, Fichtelberg, Potsdam) non hanno mostrato break point significativi in nessuno dei due indici, confermando una sostanziale stabilità del regime medio nel periodo osservato.

6.3.3 Organizzazione geografica e caratterizzazione dei break point

L'analisi spaziale dei risultati permette di identificare caratterizzazioni regionali distinte riguardo alla natura del cambiamento (inaridimento e umidificazione) avvenuto dopo il break point.

- Area Mediterranea e Centrale

Stazioni come Torrevieja e Montelimar mostrano break point significativi solo nello SPEI (rispettivamente 1980 e 1977). I grafici in Figura 6.18 evidenziano che, mentre la serie SPI rimane oscillante attorno a zero senza salti evidenti, la serie SPEI subisce un calo della media in corrispondenza dell'anno del break

point, confermando l'impatto della variabile termica nel determinare nuovi regimi di siccità.

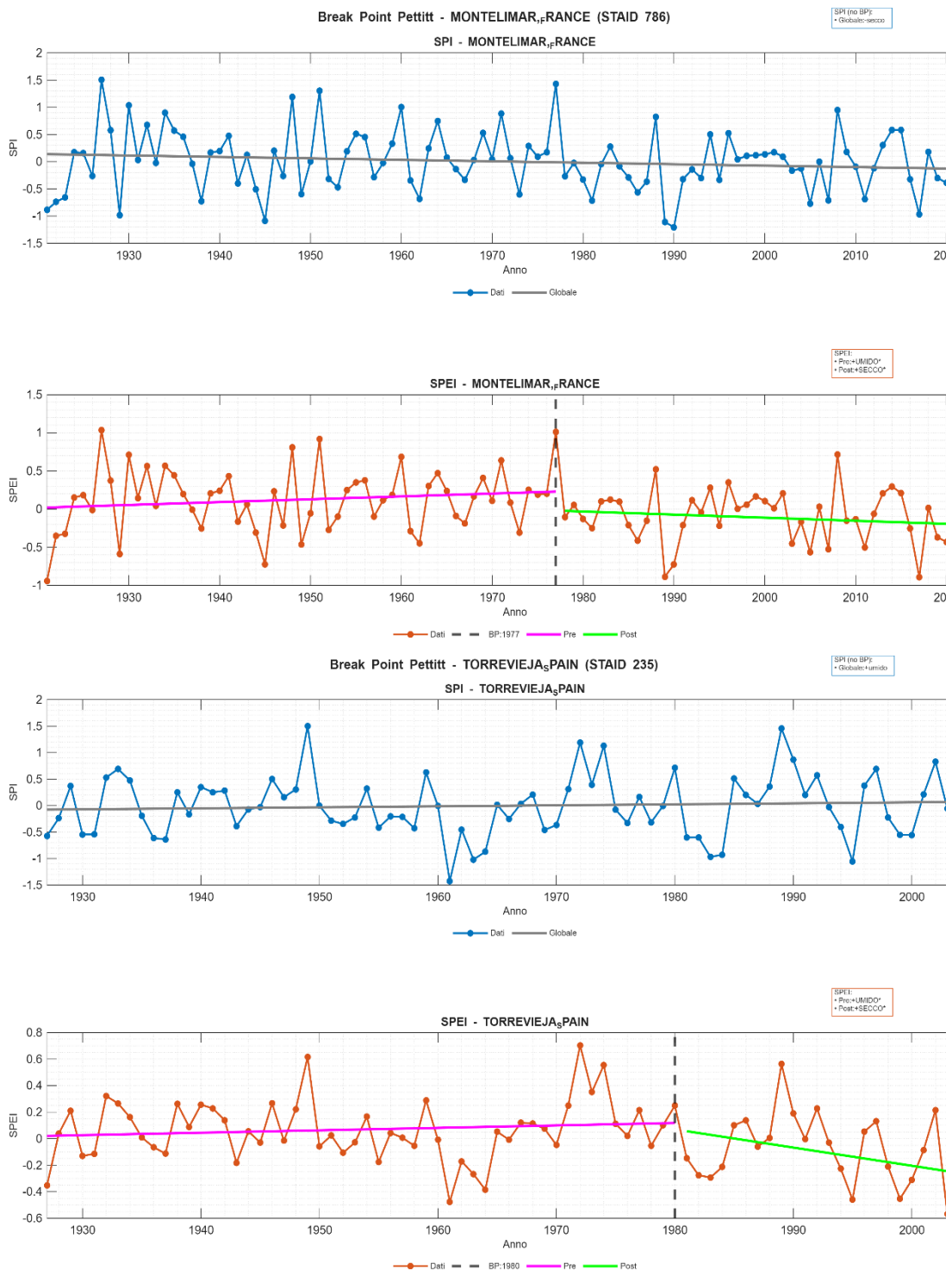


Figura 6.18 Grafici break point con test di Pettitt stazioni di Torrevieja e Montelimar (SPI e SPEI)

Mentre stazioni come Bologna mostrano come i break point sia per le serie SPI (anno 1958) sia per le serie SPEI (anno 1958), riportati nella seguente Figura 6.19, abbiano entrambi un andamento coerente tra loro portando entrambi ad un umidificazione nel corso del tempo, anche se la variabile termica nell'indice SPEI lo rende più marcato.

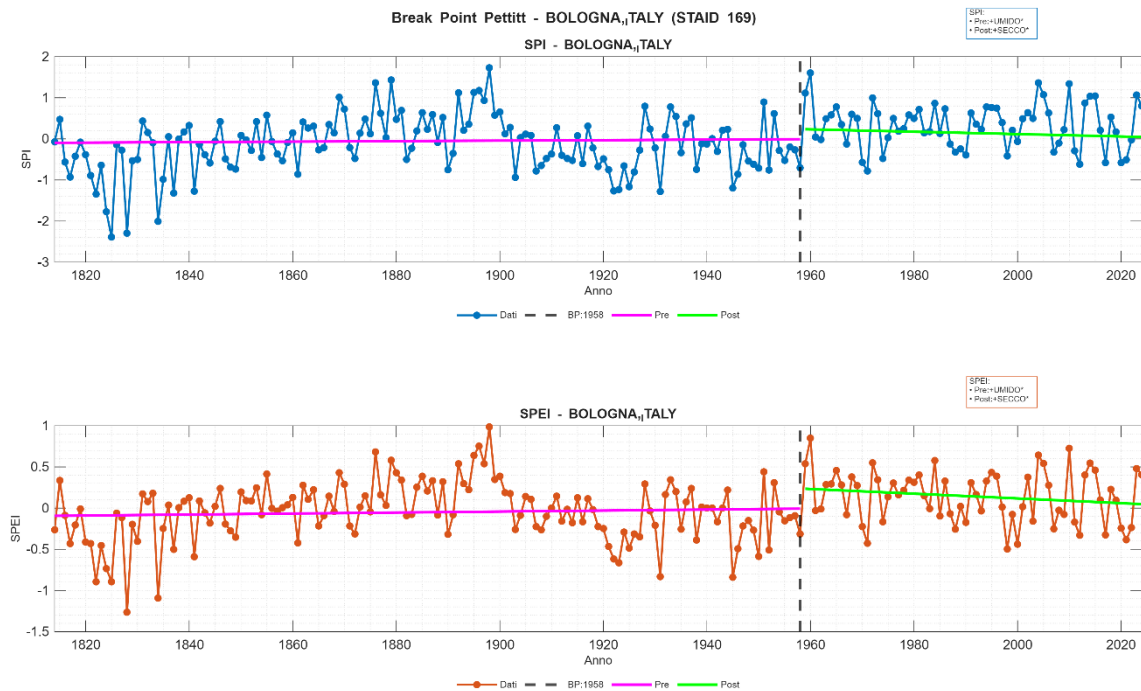


Figura 6.19 – Grafici break point con test Pettitt stazione di Bologna (SPI e SPEI)

- Area Alpina

Le stazioni alpine in Figura 6.20 evidenziano comportamenti opposti, sottolineando l'eterogeneità climatica di questa regione. Sonnblick (che si trova ad alte quote) mostra un break point nel 1973 ($\alpha < 0.01$), evidenziando una transizione verso condizioni più umide. La serie storica mostra un salto netto verso l'alto: il periodo 1891-1973 è caratterizzato da valori medi negativi, mentre il periodo 1973-2021 presenta valori medi positivi. Saentis mostra un break point precoce nel 1931 ($\alpha < 0.01$), segnando il passaggio da un regime relativamente umido a uno più secco/stazionario.

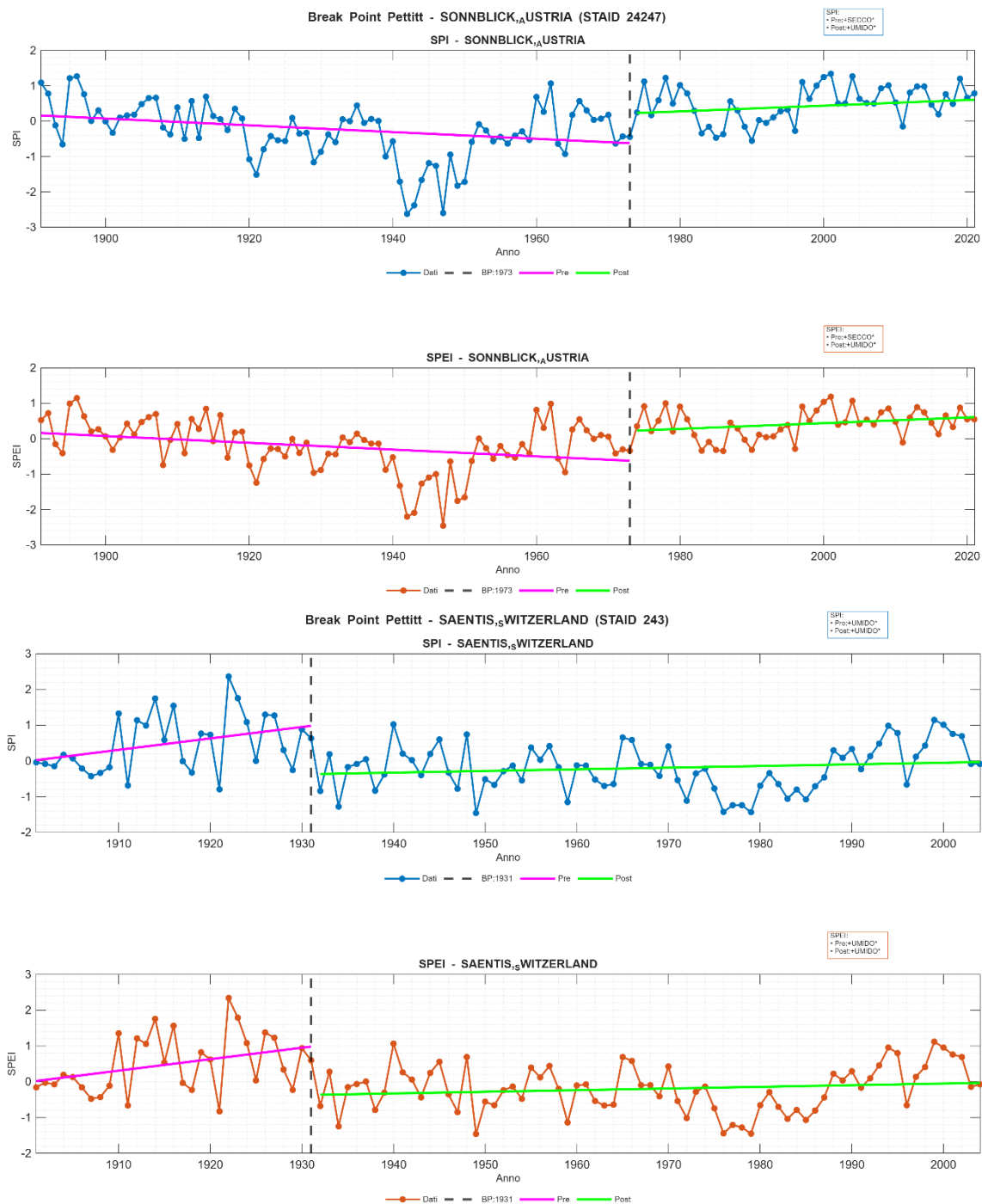


Figura 6.20 - Grafici Break Point Sonnblick e Saentis (SPI e SPEI)

- Area Pannonica (Ungheria)

Le stazioni ungheresi in Figura 6.21 mostrano un andamento di transizione verso condizioni più secche. Szombathely presenta un break point nel 1966 per entrambi gli indici ($\alpha < 0.01$). Come mostrato nella Figura 6.8, la serie temporale evidenzia un netto calo della media annuale dopo il 1966, passando

da valori medi positivi a valori medi negativi. Budapest mostra rotture nel 1970 (SPI) e 1980 (SPEI). Anche in questo caso, il periodo successivo al break point è caratterizzato da valori inferiori rispetto al periodo precedente.



Figura 6.21 - Grafici Break Point Szombathely e Budapest (SPI e SPEI)

6.3.4 Sintesi dei break point significativi

La Tabella 6.6 riassume le caratteristiche principali dei break point significativi, indicando la direzione del cambiamento (da umido a secco o viceversa) dedotta dal confronto delle medie pre e post break point. L'analisi rivela che la maggior parte di questi eventi (10 su 13) corrisponde a una transizione verso condizioni mediamente più secche, confermando il trend di inaridimento osservato nell'analisi di Mann-Kendall. Fanno eccezione le stazioni di Bologna e Sonnblick, che hanno registrato un salto positivo verso regimi più umidi, e Kremsmuenster, dove lo SPEI evidenzia un deterioramento del bilancio idrico non rilevato dall'SPI.

Tabella 6.6 - Sintesi Break Point Significativi

Stazione	Anno BP	Indice	Direzione Cambiamento	Significatività (p-value)
Bologna	1958	SPI / SPEI	Secco → Umido	$p < 0.01$ (***)
Budapest	1970	SPI	Umido → Secco	$p < 0.001$ (***)
Torrevieja	1980	SPEI	Umido → Secco	$p < 0.001$ (***)
Kremsmuenster	1966	SPEI	Umido → Secco	$p < 0.01$ (**)
Lugano	1941	SPI / SPEI	Umido → Secco	$p < 0.05$ (*)
Montelimar	1977	SPEI	Umido → Secco	$p < 0.05$ (*)
Pogany	1944	SPI	Umido → Secco	$p < 0.05$ (*)
Saentis	1931	SPI / SPEI	Umido → Secco	$p < 0.01$ (**)
Sonnblick	1973	SPI / SPEI	Secco → Umido	$p < 0.001$ (***)
Szeged	1945	SPI	Umido → Secco	$p < 0.01$ (**)
Szombathely	1966	SPI / SPEI	Umido → Secco	$p < 0.01$ (**)
Torrevieja	1980	SPEI	Umido → Secco	$p < 0.05$ (*)
Wien-Hohe Warte	1944	SPEI	Umido → Secco	$p < 0.001$ (***)

Legenda:

- Direzione: indica se la media dell'indice è aumentata (Secco → Umido) o diminuita (Umido → Secco) dopo l'anno del break point.
- Significatività:
 - *** = $p < 0.001$ (Altamente significativo);
 - ** = $p < 0.01$;
 - * = $p < 0.05$.
- Le stazioni non presenti in tabella non hanno mostrato break point statisticamente significativi per nessuno dei due indici

6.4 RISULTATI DELL'ANALISI DI PERSISTENZA CON LE CATENE DI MARKOV

L'analisi della persistenza temporale è stata condotta applicando il modello delle catene di Markov (Markov, 1906) (Wilks, 2011) alle serie annuali degli indici SPI e SPEI. In linea con l'approccio metodologico descritto nella Sezione 5.4, l'analisi è stata inizialmente impostata con una soglia di severità fissa ($SPI/SPEI < -1$), corrispondente alla definizione classica di siccità moderata.

6.4.1 Risultati con soglia -1

L'applicazione del modello di Markov con soglia fissata a -1 ha restituito un quadro caratterizzato da una marcata scarsità di transizioni significative, rendendo difficile l'identificazione di trend robusti sulla persistenza degli eventi estremi.

Per quanto riguarda i risultati relativi allo SPI e come viene riportato in Tabella 6.7 e in Figura 6.22, su 20 stazioni analizzate:

- 1 sola stazione (Budapest) ha mostrato un trend significativo crescente nella probabilità di persistenza (P_{DD}) e nella durata media (L_D), con $p < 0.001$.
- 12 stazioni (60%) hanno presentato risultati non significativi ($p \geq 0.05$).
- 1 stazione (Szombathely) non ha prodotto dati validi a causa dell'insufficienza di eventi con $SPI < -1$ nelle finestre mobili analizzate.

Tabella 6.7 – Riepilogo trend di persistenza SPI con soglia -1

STAIID	StationName	P _{DD} _Mean	P _{DD} _pValue	P _{DD} _Slope	L _D _Mean	L _D _pValue	L _D _Slope
11	KREMSMUNSTER	0	1	0	1	1	0
13	INNSBRUCK-UNIV, AUSTRIA	0	1	0	1	1	0
16	WIEN-HOHE WARTE, AUSTRIA	0	1	0	1	1	0
54	POTSDAM, GERMANY	0	1	0	1	1	0
64	BUDAPEST BELTERULET, HUNGARY	0.125	0.00000000032	0.005	1.179	0.00000000032	0.007
169	BOLOGNA, ITALY	0.110	0.010	0	1.159	0.010	0
173	MILAN, ITALY	0.110	0.009	0	1.220	0.009	0
235	TORREVIEJA, SPAIN	0	1	0	1	1	0
239	BASEL BINNINGEN, SWITZERLAND	0	1	0	1	1	0
242	LUGANO, SWITZERLAND	0	1	0	1	1	0
243	SAENTIS, SWITZERLAND	0.146	0.001	0	1.314	0.001	0
244	ZUERICHFLUNTERN, SWITZERLAND	0	1	0	1	1	0
324	LINDENBERG, GERMANY	0.126	0.000	0	1.250	0.000	0
488	FICHELBERG, GERMANY	0.109	0.002	0	1.194	0.002	0
786	MONTEIMAR, FRANCE	0.225	0.001	0	1.450	0.001	0
849	POGANY, HUNGARY	0	1	0	1	1	0
851	SZEGED KULTERULET, HUNGARY	0	1	0	1	1	0
2042	SZOMBATHELY, HUNGARY	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN
11754	HALLE	0	1	0	1	1	0
24247	SONNBLICK, AUSTRIA	0.553	0.102	0.002	3.031	0.102	0.013

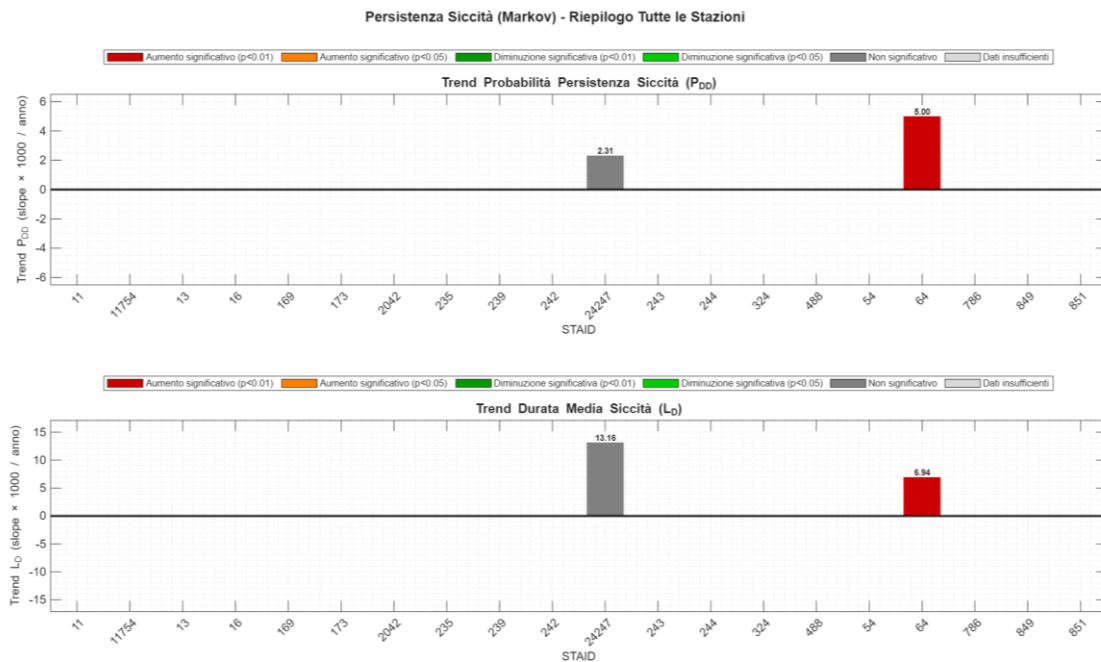


Figura 6.22 – Riepilogo dei trend di perdistenza SPI per tutte le stazioni

Il quadro per lo SPEI è risultato ancora più limitato. Come evidenziato nel file nella Tabella 6.8:

- 2 stazioni (Sonnblick e Saentis, entrambe di alta quota) hanno mostrato trend significativi crescenti ($p < 0.01$), indicando un aumento della persistenza degli episodi di deficit idrico severo.
- 14 stazioni (70%) hanno restituito risultati non significativi.
- 4 stazioni (Torrevieja, Milan, Lindenberg, Pogany, Szeged) non hanno prodotto dati validi a causa della scarsità di eventi con $SPEI < -1$.

Tabella 6.8 – Riepilogo trend di persistenza SPEI con soglia -1

STAIID	StationName	PDD_Mean	PDD_Trend_pValue	PDD_Trend_Slope	LD_Mean	LD_Trend_pValue	LD_Trend_Slope
11	KREMSMUNSTER	0.033	0.184	0	1.057	0.184	0
13	INNSBRUCK-UNIV, AUSTRIA	0	1	0	1	1	0
16	WIEN-HOHE WART, AUSTRIA	0	NaN	NaN	1	NaN	NaN
54	POTSDAM, GERMANY	0	NaN	NaN	1	NaN	NaN
64	BUDAPEST BELTERULET, HUNGARY	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN
169	BOLOGNA, ITALY	0	1	0	1	1	0
173	MILAN, ITALY	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN
235	TORREVIEJA, SPAIN	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN
239	BASEL BINNINGEN, SWITZERLAND	0	1	0	1	1	0
242	LUGANO, SWITZERLAND	0	1	0	1	1	0
243	SAENTIS, SWITZERLAND	0.176	0.0000000007	0.007	1.322	0.0000000007	0.013
244	ZUERICHFLUNTERN, SWITZERLAND	0	1	0	1	1	0
324	LINDENBERG, GERMANY	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN
488	FICHTELBERG, GERMANY	0	1	0	1	1	0
786	MONTELMAR, FRANCE	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN
849	POGANY, HUNGARY	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN
851	SZEGED KULTERULET, HUNGARY	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN
2042	SZOMBATHELY, HUNGARY	0	1	0	1	1	0
11754	HALLE	0	1	0	1	1	0
24247	SONNBLICK, AUSTRIA	0.462	0.0004	0.003	2.948	0.0004	0.021



Figura 6.23 – Riepilogo dei trend di persistenza SPEI per tutte le stazioni

La scarsità di risultati significativi con soglia -1 non indica assenza di cambiamenti nella persistenza, ma riflette la natura stessa degli eventi estremi: essendo rari per definizione, generano un numero limitato di variazioni nelle finestre mobili, riducendo la potenza statistica del test. Per valutare la memoria del sistema climatico anche per anomalie di entità moderata, l'analisi è stata ripetuta impostando la soglia a 0. In questo caso, lo stato secco corrisponde a un anno con

indice negativo, permettendo di valutare la tendenza del sistema a persistere in condizioni di deficit rispetto alla norma.

6.4.2 Confronto diretto SPI vs SPEI (Soglia -1)

Il confronto tra le matrici di transizione per SPI e SPEI con soglia -1 (siccità moderata/severa) caratterizzato da una marcata scarsità di trend significativi. I risultati sono sintetizzati nella Tabella 6.9 e nel grafico comparativo della Figura 6.24.

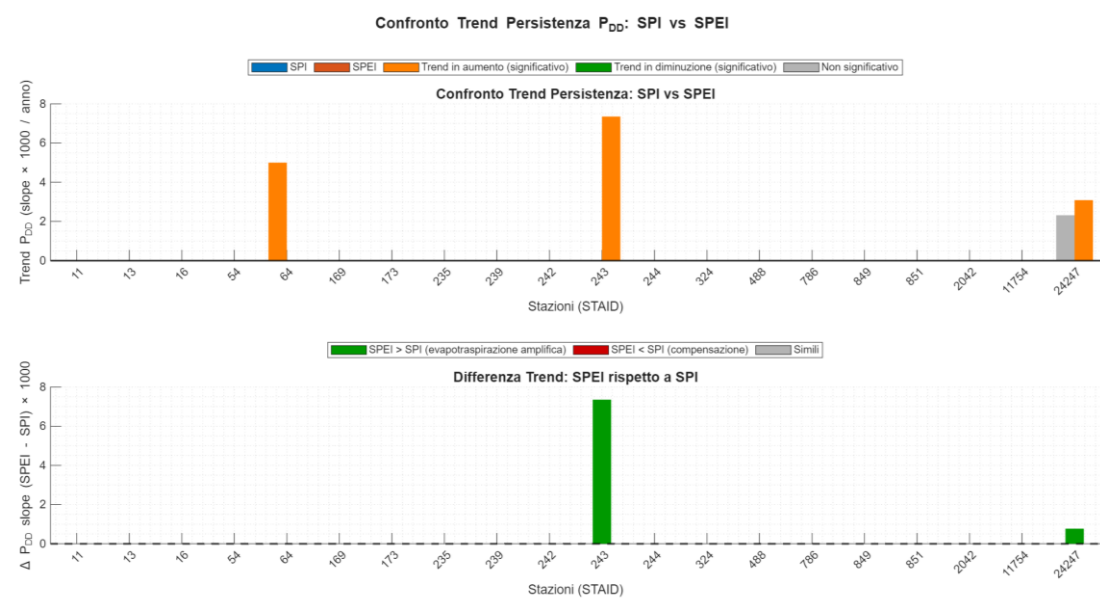


Figura 6.24 – Grafico di confronto del trend di persistenza SPI e SPEI

Tabella 6.9 - Classificazione delle stazioni per categoria di concordanza

STAIID	StationName	SPI_Slope_x1000	SPI_pValue	SPEI_Slope_x1000	SPEI_pValue	Categoria
11	KREMSMUNSTER	0	1	0	0.183562466	Nessuno sig.
13	INNSBRUCK-UNIV, AUSTRIA	0	1	0	1	Nessuno sig.
16	WIEN-HOHE_WARTE, AUSTRIA	0	1	NaN	NaN	Nessuno sig.
54	POTSDAM, GERMANY	0	1	NaN	NaN	Nessuno sig.
64	BUDAPEST BELTERULET, HUNGARY	5	3.18E-10	NaN	NaN	Solo SPI sig.
169	BOLOGNA, ITALY	0	0.009783321	0	1	Solo SPI sig.
173	MILAN, ITALY	0	0.00935847	NaN	NaN	Solo SPI sig.
235	TORREVIEJA SPAIN	0	1	NaN	NaN	Nessuno sig.
239	BASEL_BINNEN, SWITZERLAND	0	1	0	1	Nessuno sig.
242	LUGANO, SWITZERLAND	0	1	0	1	Nessuno sig.
243	SAENTIS, SWITZERLAND	0	0.000757409	7.352941176	7.00E-10	DISCORDI (opposti)
244	ZUERICHFLUNTERN, SWITZERLAND	0	1	0	1	Nessuno sig.
324	LINDENBERG, GERMANY	0	4.10E-05	NaN	NaN	Solo SPI sig.
488	FICHELBERG, GERMANY	0	0.002050562	0	1	Solo SPI sig.
786	MONTELMAR, FRANCE	0	0.000767765	NaN	NaN	Solo SPI sig.
849	POGANY, HUNGARY	0	1	NaN	NaN	Nessuno sig.
851	SZEGED_KULTERULET, HUNGARY	0	1	NaN	NaN	Nessuno sig.
2042	SZOMBATHELY, HUNGARY	NaN	NaN	0	1	Solo SPI sig.
11754	HALLE	0	1	0	1	Nessuno sig.
24247	SONNBlick, AUSTRIA	2.314814815	0.10209407	3.086419753	0.00042652	Solo SPEI sig.

La Tabella 6.10 classifica le 20 stazioni in base alla significatività e alla direzione dei trend di persistenza (P_{DD}) per i due indici ed evidenzia che, con soglia -1, il 65% delle stazioni (13/20) non mostra trend significativi in nessuno dei due indici, contro solo il 25% (5/20) con soglia 0. Le poche eccezioni significative (7 stazioni) riguardano quasi esclusivamente lo SPI, suggerendo che gli eventi estremi di precipitazione possono mostrare dinamiche di persistenza indipendenti dal bilancio idrico complessivo. L'unico caso di trend significativo per SPEI (Sonnblick) e l'unico caso di discordanza opposta (Saentis) confermano che, per gli eventi severi, la componente termica gioca un ruolo rilevante solo in contesti specifici (alta quota).

6.4.3 Risultati SPI con soglia 0

L'analisi applicata all'indice SPI con soglia 0 ha rivelato un quadro dinamico, con una tendenza all'aumento della persistenza nelle condizioni di deficit. Come mostrato nel grafico riepilogativo della Figura 6.25 e in Tabella 6.10, 16 stazioni su 20 (80%) hanno presentato un trend statisticamente significativo nella probabilità di persistenza (P_{DD}) e della durata media degli episodi (L_D).

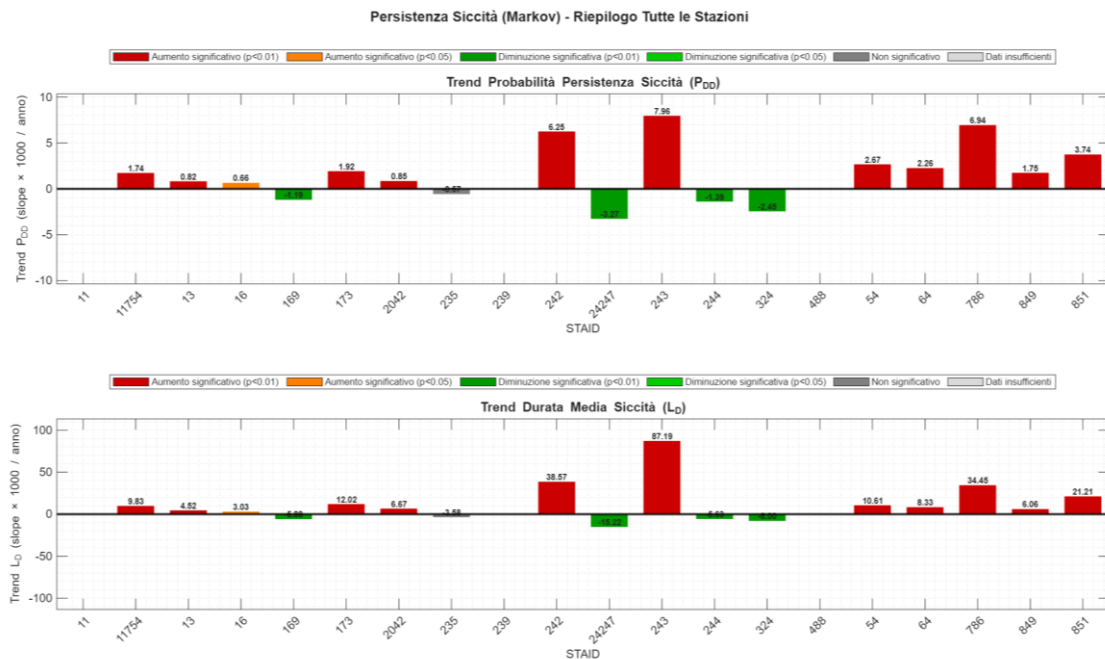


Figura 6.25 – Grafico riepilogativo trend probabilità di persistenza della siccità, SPI

Tabella 6.10 – Tabella riassuntiva della probabilità e durata di persistenza della siccità, SPI

STAD	StationName	P_{00_Mean}	P_{00_pValue}	P_{00_Slope}	L_0_Mean	L_0_pValue	L_0_Slope	Direzione
11	KREMSMUNSTER	0.495	0.695	0.000	2.078	0.695	0.000	
11754	HALLE	0.539	0.004	0.002	2.436	0.004	0.010	Crescente
13	INNSBRUCK-UNIV_AUSTRIA	0.545	0.010	0.001	2.315	0.010	0.005	Crescente
16	WIEN-HOHE WART_ AUSTRIA	0.518	0.042	0.001	2.303	0.042	0.003	
169	BOLOGNA_ ITALY	0.556	0.0000004	-0.001	2.807	3.83E-07	-0.006	Decrescente
173	MILAN_ ITALY	0.573	6.46E-14	0.002	2.547	6.46E-14	0.012	Crescente
2042	SZOMBATHELY_ HUNGARY	0.581	0.003	0.001	2.650	0.003	0.007	
235	TORREVIEJA SPAIN	0.637	0.297	-0.001	2.901	0.297	-0.004	
239	BASEL BINNINGEN, SWITZERLAND	0.609	1.000	0.000	2.886	1.000	0.000	
242	LUGANO_ SWITZERLAND	0.490	1.11E-15	0.006	2.848	1.11E-15	0.039	Crescente
24247	SONNBLICK_ AUSTRIA	0.558	0.001	-0.003	3.879	0.001	-0.015	Decrescente
243	SAENTIS_ SWITZERLAND	0.627	1.27E-14	0.008	4.832	1.27E-14	0.087	Crescente
244	ZUERICHFLUNTERN_ SWITZERLAND	0.494	0.000004	-0.001	2.046	4.43E-06	-0.006	Decrescente
324	LINDENBERG_ GERMANY	0.466	0.00004	-0.002	2.014	3.55E-05	-0.008	Decrescente
488	FICHTELBERG_ GERMANY	0.612	0.892	0.000	3.458	0.892	0.000	
54	POTSDAM_ GERMANY	0.515	0.00E+00	0.003	2.183	0.00E+00	0.011	Crescente
64	BUDAPEST BELTERULET_ HUNGARY	0.437	0.000002	0.002	1.947	2.41E-06	0.008	Crescente
786	MONTELMAR_ FRANCE	0.542	0.00E+00	0.007	2.637	0.00E+00	0.034	Crescente
849	POGANY_ HUNGARY	0.498	0.001	0.002	2.269	0.001	0.006	
851	SZEGED_KULTERULET_ HUNGARY	0.544	0.000024	0.004	2.907	2.44E-05	0.021	

Il segnale di aumento della persistenza è diffuso in 12 stazioni:

- Area Pannonica: stazioni come Budapest (Figura 6.26), Szombathely, Szeged e Pogany mostrano trend significativi crescenti ($p < 0.01$), indicando che le anomalie negative di precipitazione tendono ad autoalimentarsi o a persistere più a lungo rispetto al passato.

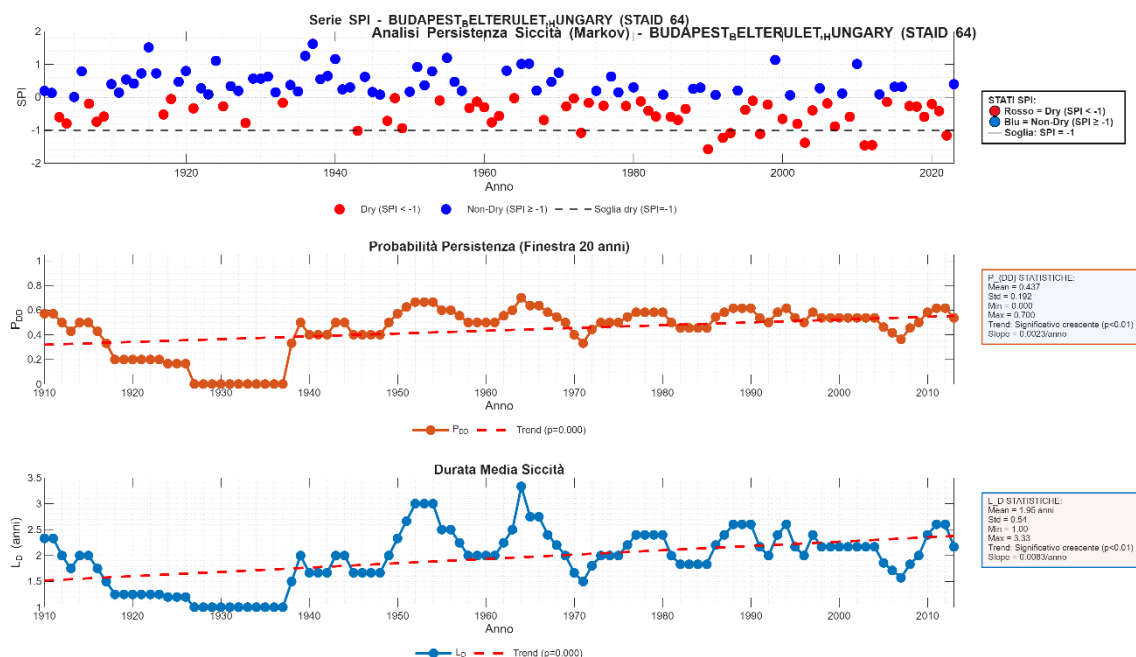
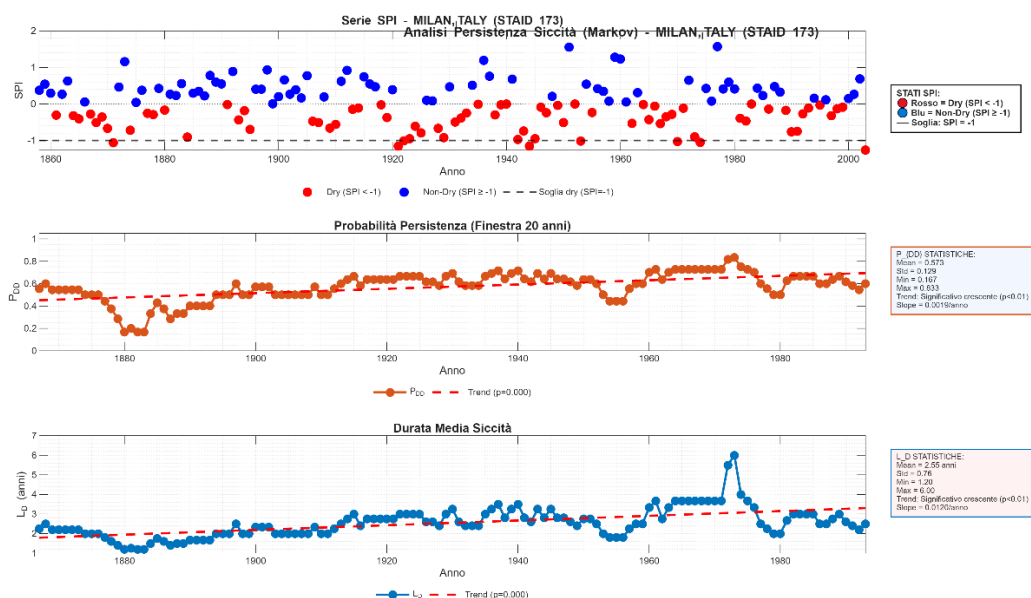


Figura 6.26 – Grafico del trend SPI di persistenza e durata della stazione di Budapest

- Area Mediterranea e Alpina Meridionale: Lugano, Milano, Montelimar e Torrevieja (sebbene per Torrevieja il trend SPI sia solo indicativo nei grafici, i dati tabellari indicano una certa significatività locale) evidenziano un incremento della probabilità che un anno secco sia seguito da un altro anno secco. Di seguito in Figura 6.27 si riportano alcuni grafici.



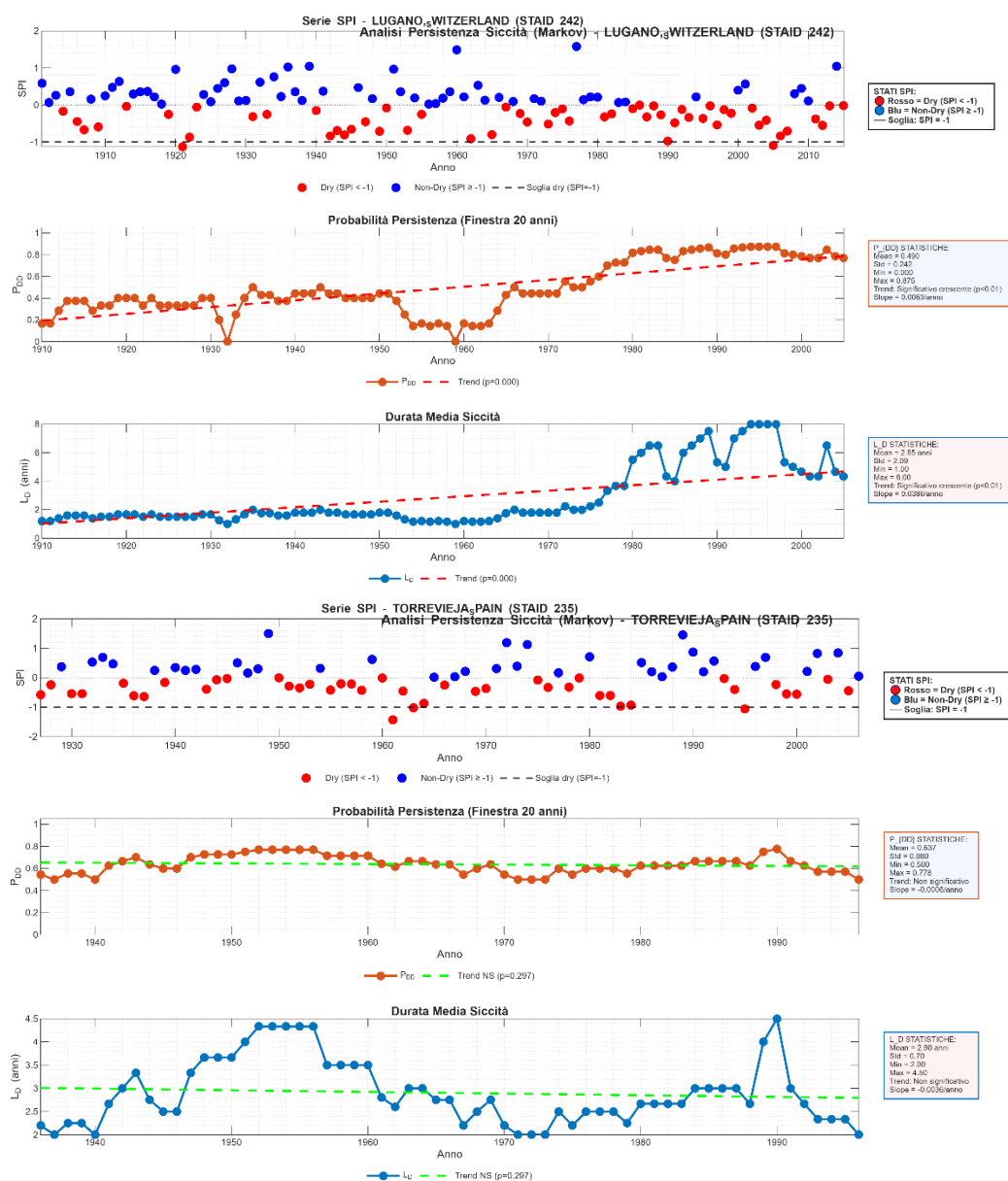


Figura 6.27 - Grafico del trend SPI di persistenza e durata della stazione di Milano, Lugano e Torrevieja

- Germania Settentrionale: anche stazioni come Potsdam e Halle (Figura 6.28) mostrano un trend significativo crescente, suggerendo un cambiamento strutturale nella persistenza pluviometrica anche al di fuori delle aree classiche di siccità mediterranea.

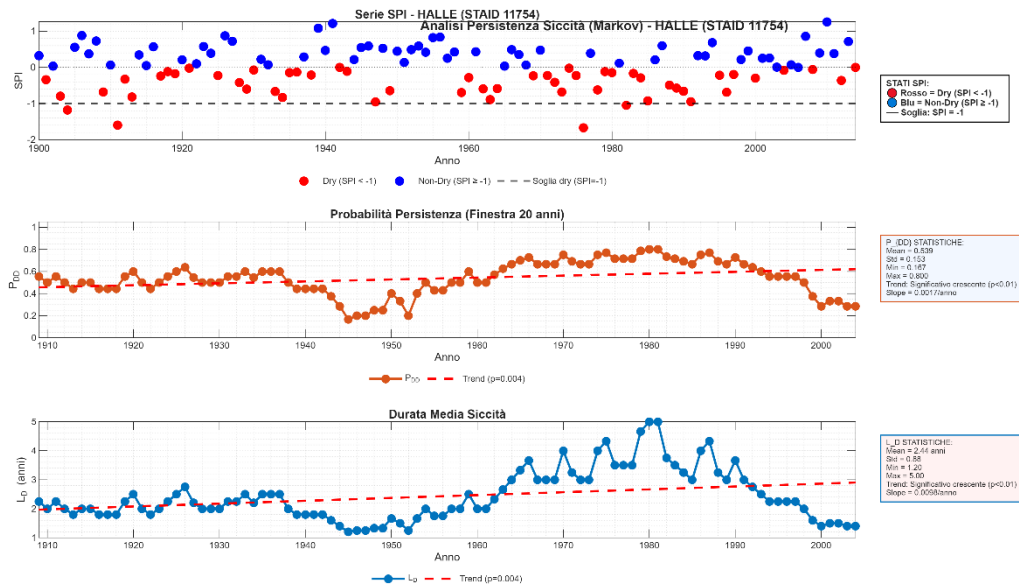
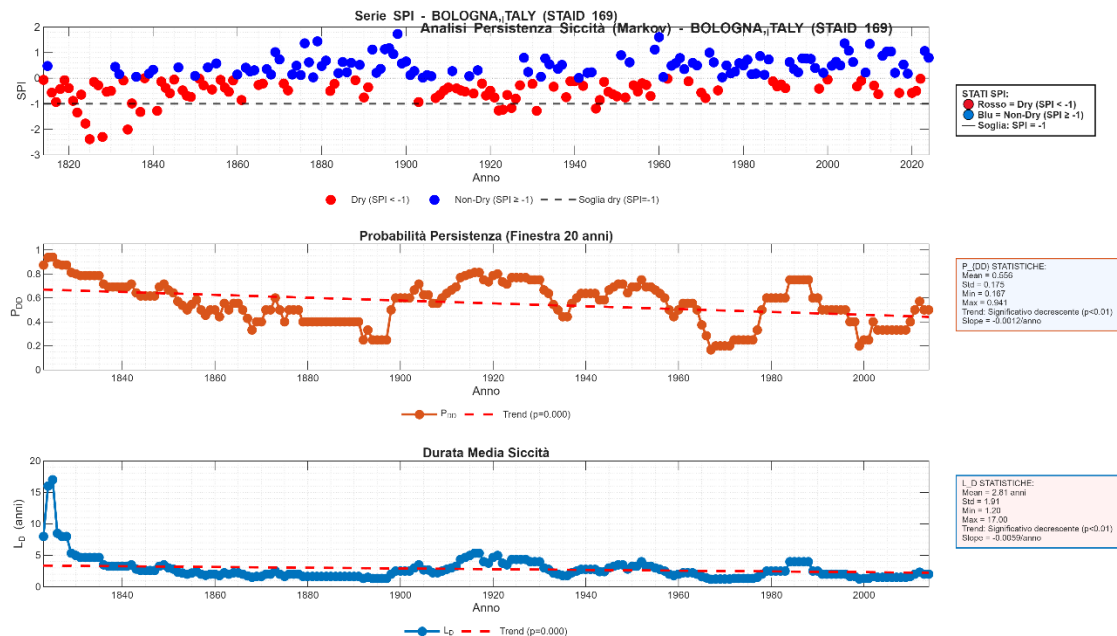


Figura 6.28 - Grafico del trend SPI di persistenza e durata della stazione di Halle

Un pattern opposto è stato osservato in 4 stazioni (Bologna, Sonnblick, Zuerichfluntern, Lindenberg), che mostrano un trend significativo decrescente. In questi casi, il sistema tende a "resettare" più rapidamente, interrompendo le sequenze di anomalie negative.



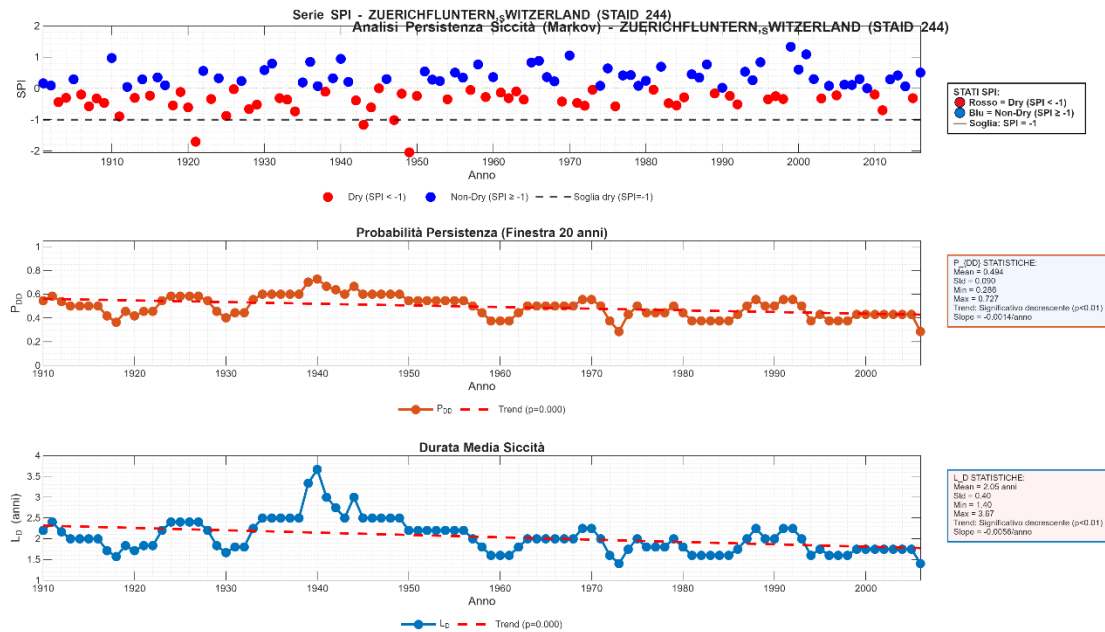


Figura 6.29 - Grafico del trend SPI di persistenza e durata della stazione di Bologna e Zurigo

6.4.4 Risultati SPEI con soglia 0

L'analisi ripetuta con l'indice SPEI con soglia 0 ha amplificato il segnale di aumento della persistenza. Come visibile nella Figura 6.11 e Tabella 6.11, 16 stazioni su 20 mostrano un trend significativo della persistenza, spesso con pendenze superiori rispetto allo SPI.



Figura 6.30 - Grafico riepilogativo trend di persistenza e durata della siccità, SPEI

Tabella 6.11 – Tabella riassuntiva trend di persistenza e durata della siccità, SPEI

STAD	StationName	P_{DD_Mean}	P_{DD_pValue}	P_{DD_Slope}	L_D_Mean	L_D_pValue	L_D_Slope	Direzione
11	KREMSMUNSTER	0.392525082	0.023	0.001	1.769	0.023	0.002	Crescente
13	INNSBRUCK-UNIV, AUSTRIA	0.496762195	1.78E-15	0.003	2.097	1.78E-15	0.012	Crescente
16	WIEN-HOHE_WARTE, AUSTRIA	0.485758589	0.000001	0.002	2.305	0.000001	0.008	Crescente
54	POTSDAM, GERMANY	0.439352756	0.00E+00	0.003	1.863	0.00E+00	0.010	Crescente
64	BUDAPEST BELTERULET, HUNGARY	0.457082421	0.00000002	0.004	2.400	0.00000002	0.017	Crescente
169	BOLOGNA, ITALY	0.49459983	0.074	-0.0004	2.478	0.074	-0.001	
173	MILAN, ITALY	0.56047085	0.000001	0.002	2.513	0.000001	0.009	Crescente
235	TORREVIEJA, SPAIN	0.411557614	2.03E-11	0.006	1.802	2.03E-11	0.019	Crescente
239	BASEL, BINNINGEN, SWITZERLAND	0.567972005	0.827	0.00E+00	2.668	0.827	0.00E+00	
242	LUGANO, SWITZERLAND	0.446291527	1.61E-13	0.005	2.123	1.61E-13	0.023	Crescente
243	SAENTIS, SWITZERLAND	0.637018115	2.93E-14	0.008	4.855	2.93E-14	0.085	Crescente
244	ZUERICHFLUNTERN, SWITZERLAND	0.492561162	0.269	0.0005	2.166	0.269	0.002	
324	LINDENBERG, GERMANY	0.448625902	0.004	0.001	1.972	0.004	0.005	Crescente
488	FICHELBERG, GERMANY	0.609529442	0.175	-0.001	2.790	0.175	-0.004	
786	MONTELMAR, FRANCE	0.434507682	1.35E-14	0.004	1.852	1.35E-14	0.012	Crescente
849	POGANY, HUNGARY	0.44943969	5.33E-15	-0.004	1.957	5.33E-15	-0.014	Decrescente
851	SZEGED KULTERULET, HUNGARY	0.46222789	0.044	0.001	2.204	0.044	0.003	Crescente
2042	SZOMBATHELY, HUNGARY	0.561158366	0.00E+00	0.003	2.463	0.00E+00	0.016	Crescente
11754	HALLE	0.425949224	0.053	0.001	1.843	0.053	0.003	Crescente
24247	SONNBLICK, AUSTRIA	0.575644238	0.00002	-0.004	4.441	0.00002	-0.030	Decrescente

La Tabella 6.11 evidenzia una netta asimmetria: il 70% delle stazioni (14/20) mostra un aumento significativo della persistenza delle anomalie negative di SPEI, contro solo il 10% (2/20) con diminuzione. Questo pattern conferma che l'evapotraspirazione sta amplificando la durata degli episodi di deficit idrico in gran parte dell'area di studio

Per quanto riguarda i trend crescenti, i casi più rilevanti includono:

- Saentis (Svizzera): questa stazione in alta quota mostra l'aumento più marcato in assoluto, con una pendenza della durata media (L_D) di $+0.085$ anni/anno. Ciò indica che gli episodi di deficit di bilancio idrico stanno diventando più lunghi, un risultato che lo SPI non catturava con la stessa intensità.

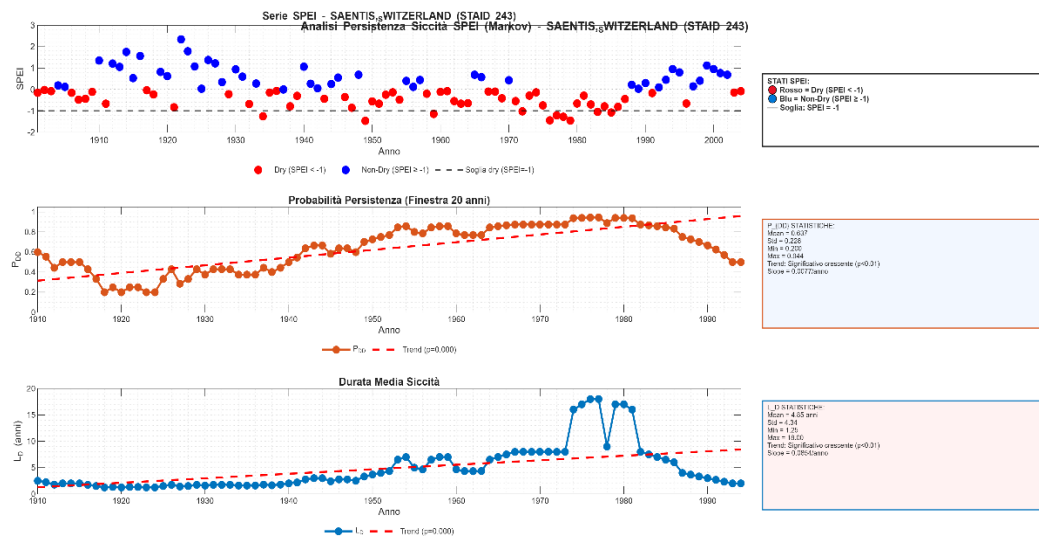


Figura 6.31 - Grafico del trend SPEI di persistenza e durata della stazione di Saentis

- Torrevieja (Spagna): mentre lo SPI per Torrevieja mostrava un trend meno netto, lo SPEI (Figura 6.32) evidenzia un trend di aumento della persistenza molto forte e altamente significativo ($p < 0.001$), confermando che in area mediterranea è la componente termica a guidare la persistenza della siccità.

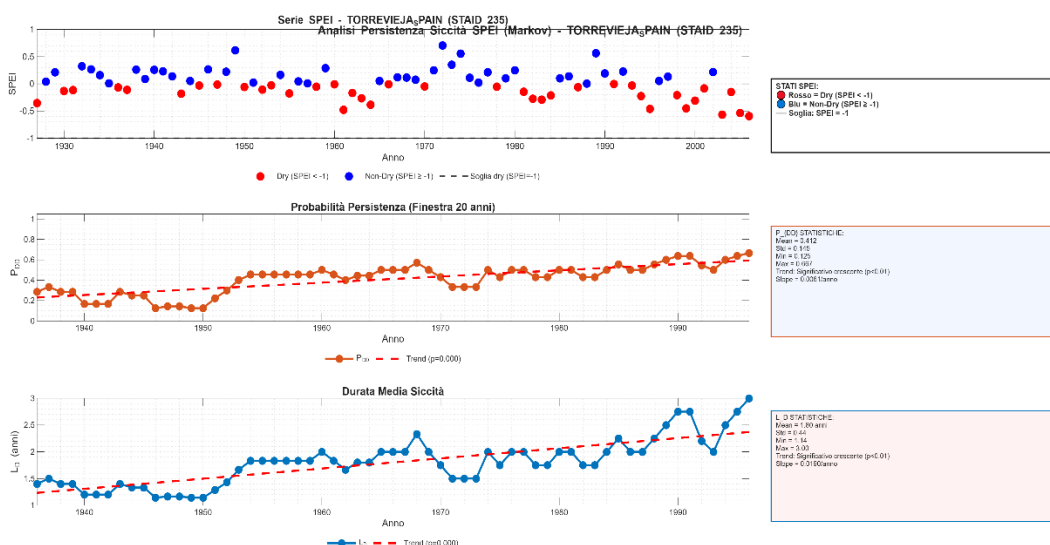


Figura 6.32 - Grafico del trend SPEI di persistenza e durata della stazione di Torrevieja

Altri esempi che presentano trend crescenti marcati sono quelli che riguardano le stazioni di Lugano e Budapest riportate nella Figura 6.33:

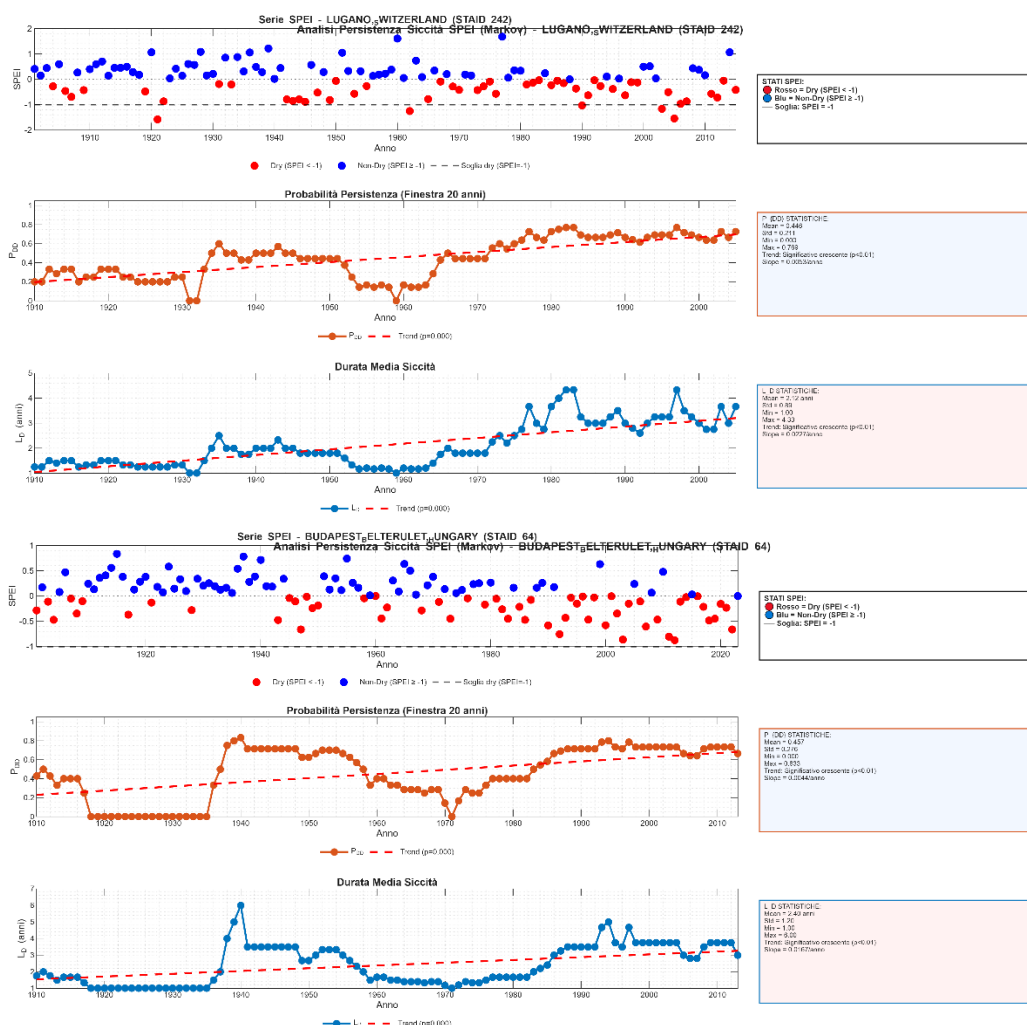


Figura 6.33 - Grafico del trend SPEI di persistenza e durata della stazione di Lugano e Budapest

Un pattern opposto è stato osservato in 2 stazioni che mostrano trend significativi decrescenti:

- **Sonnblick:** Questa stazione di alta quota mostra il trend decrescente più marcato. Come mostrato in Figura 6.34 risultato è coerente con l'analisi dei trend (Mann-Kendall), dove Sonnblick aveva mostrato un trend crescente per SPI e SPEI (umidificazione). La diminuzione della persistenza delle anomalie negative suggerisce che, quando si verificano episodi di deficit, questi tendono a risolversi più rapidamente, probabilmente per l'effetto di "reset" legato alla variabilità climatica di alta quota.

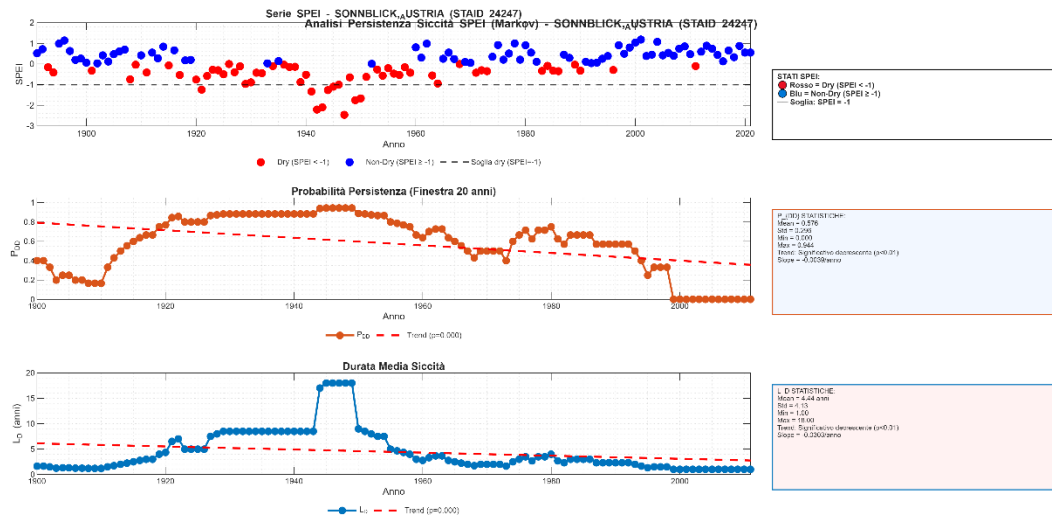


Figura 6.34 - Grafico del trend SPEI di persistenza e durata della stazione di Sonnblick

- Pogany: è un caso di discordanza con lo SPI, mentre quest ultimo mostra un trend crescente significativo, lo SPEI mostra un trend decrescente. Questo suggerisce che l'aumento della PET agisce come un freno dalla persistenza del deficit idrico: anche quando le precipitazioni tendono a persistere in anomalia negativa, l'evapotraspirazione accelera il recupero del bilancio idrico, riducendo la durata effettiva degli episodi di siccità.

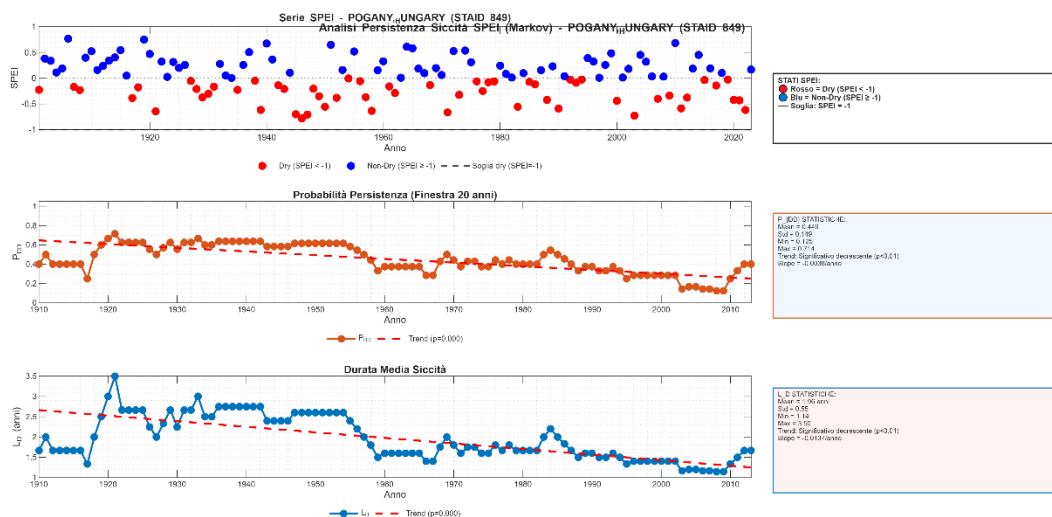


Figura 6.35 - Grafico del trend SPEI di persistenza e durata della stazione di Pogany

Le restanti 4 stazioni (Halle, Bologna, Basel-Binningen, Zurigo Fluntern) non hanno mostrato trend significativi in nessuno dei due parametri (P_{DD} e L_D), indicando una stabilità nella struttura temporale delle anomalie di bilancio idrico

nel periodo di osservazione. Si riporta come esempio la stazione di Bologna in Figura 6.36.

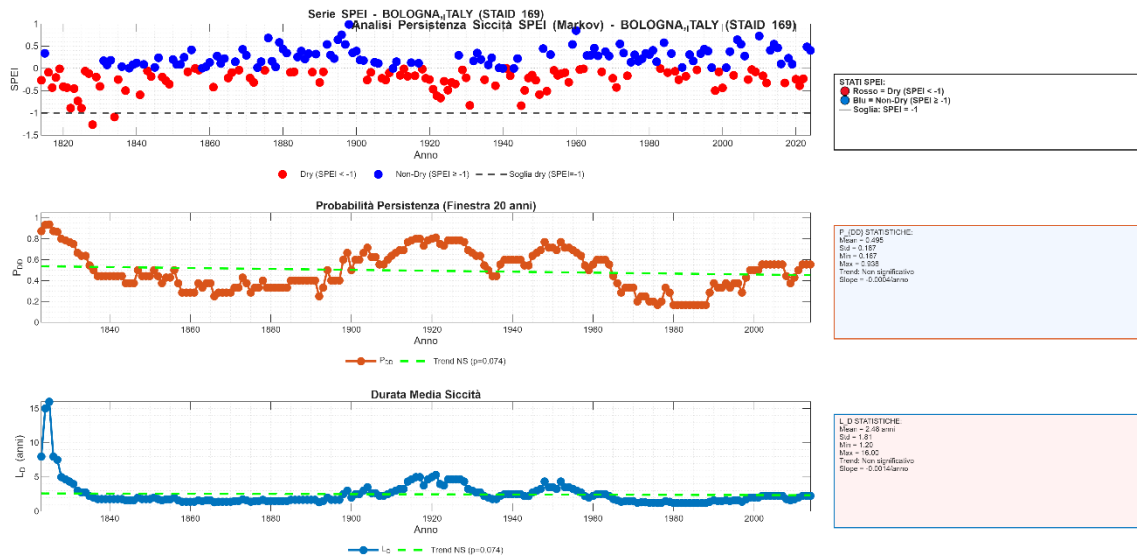


Figura 6.36 - Grafico del trend SPEI di persistenza e durata della stazione di Bologna

6.4.5 Confronto diretto SPI vs SPEI

Il confronto tra le due matrici di transizione (SPI e SPEI) ha permesso di classificare le stazioni in base alla risposta del sistema alla componente termica. I risultati sono sintetizzati nel grafico comparativo della Figura 6.12 e nella .

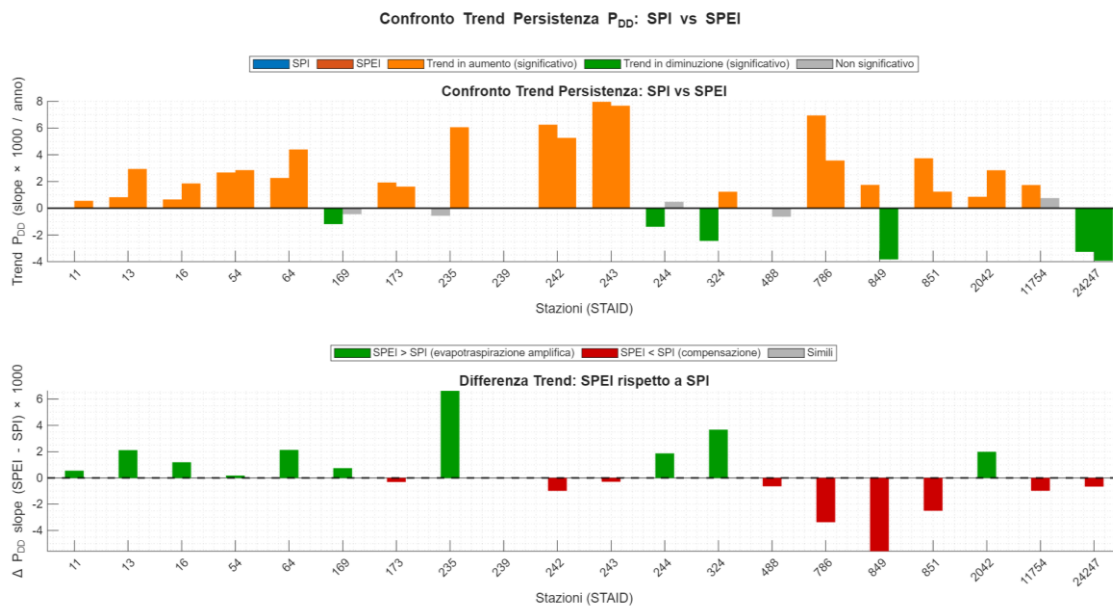


Figura 6.37 - - Grafico confronto trend persistenza: SPI vs SPEI

La maggior parte delle stazioni con trend crescente (es. Lugano, Milano, Potsdam, Budapest, Szombathely) mostra concordanza tra SPI e SPEI. Tuttavia, lo SPEI presenta spesso magnitudo di trend superiori (pendenze più ripide), suggerendo che la PET conferma il trend pluviometrico.

Il caso più emblematico è Torrevieja. Mentre lo SPI mostra un trend di persistenza non significativo (o debole), lo SPEI mostra un trend di aumento forte. Ciò dimostra che in questa area mediterranea è l'aumento della domanda evaporativa a guidare la persistenza della siccità, rendendo gli episodi più lunghi indipendentemente dalla pioggia. Un risultato simile si osserva a Lindenberg (Germania).

La stazione di Pogany (Ungheria) mostra un'inversione: lo SPI evidenzia un trend significativo crescente (persistenza delle anomalie di pioggia che aumenta), mentre lo SPEI mostra un trend decrescente. Questo suggerisce che, sebbene le anomalie pluviometriche tendano a persistere, l'aumento della temperatura (PET) agisce come un freno, riducendo la durata effettiva del deficit di bilancio idrico o accelerando il recupero, creando un effetto di compensazione complessa.

A Bologna, lo SPI mostra un trend significativo decrescente (le anomalie di pioggia negative durano meno), ma lo SPEI è non significativo. Questo indica che l'aumento della temperatura ha neutralizzato il miglioramento pluviometrico, mantenendo la persistenza del bilancio idrico stazionaria.

La classifica le 20 stazioni in 5 categorie, dimostrando che in il 55% dei casi la componente termica amplifica il segnale pluviometrico, mentre nel 10% lo maschera o lo inverte, sottolineando la non sostituibilità dell'approccio multi-indice

Tabella 6.12 – Classificazione stazioni per categoria di concordanza SPI/SPEI

STAIID	StationName	SPI_Slope_x1000	SPI_pValue	SPEI_Slope_x1000	SPEI_pValue	Categoria
11	KREMSMUENSTER	0.000	0.695	0.554	0.023	Solo SPEI sig.
13	INNSBRUCK-UNIV, AUSTRIA	0.824	0.010	2.941	0.000	CONCORDI
16	WIEN-HOHE_WARTE, AUSTRIA	0.657	0.042	1.852	0.000	CONCORDI
54	POTSDAM, GERMANY	2.672	0.000	2.851	0.000	CONCORDI
64	BUDAPEST_BELTERULET, HUNGARY	2.262	0.000	4.396	0.000	CONCORDI
169	BOLOGNA, ITALY	-1.190	0.000	-0.445	0.074	Solo SPI sig.
173	MILAN, ITALY	1.924	0.000	1.615	0.000	CONCORDI
235	TORREVIEJA, SPAIN	-0.569	0.297	6.061	0.000	Solo SPEI sig.
239	BASEL_BINNINGEN, SWITZERLAND	0.000	1.000	0.000	0.827	Nessuno sig.
242	LUGANO, SWITZERLAND	6.250	0.000	5.264	0.000	CONCORDI
243	SAENTIS, SWITZERLAND	7.960	0.000	7.669	0.000	CONCORDI
244	ZUERICHFLUNTERN, SWITZERLAND	-1.389	0.000	0.479	0.269	Solo SPI sig.
324	LINDENBERG, GERMANY	-2.445	0.000	1.232	0.004	DISCORDI (opposti)
488	FICHTELBERG, GERMANY	0.000	0.892	-0.638	0.175	Nessuno sig.
786	MONTELMAR, FRANCE	6.944	0.000	3.571	0.000	CONCORDI
849	POGANY, HUNGARY	1.747	0.001	-3.832	0.000	DISCORDI (opposti)
851	SZEGED_KULTERULET, HUNGARY	3.739	0.000	1.237	0.044	CONCORDI
2042	SZOMBATHELY, HUNGARY	0.855	0.003	2.843	0.000	CONCORDI
11754	HALLE	1.736	0.004	0.759	0.053	Solo SPI sig.
24247	SONNBLICK, AUSTRIA	-3.268	0.001	-3.930	0.000	CONCORDI

6.4.5.1 Sintesi sulla durata media degli episodi (L_D)

L'analisi della durata media (L_D) conferma i trend osservati per la probabilità di persistenza (P_{DD}). Come mostrato nella Figura 6.13, esiste una forte correlazione tra le due metriche: dove P_{DD} aumenta, aumenta anche L_D .

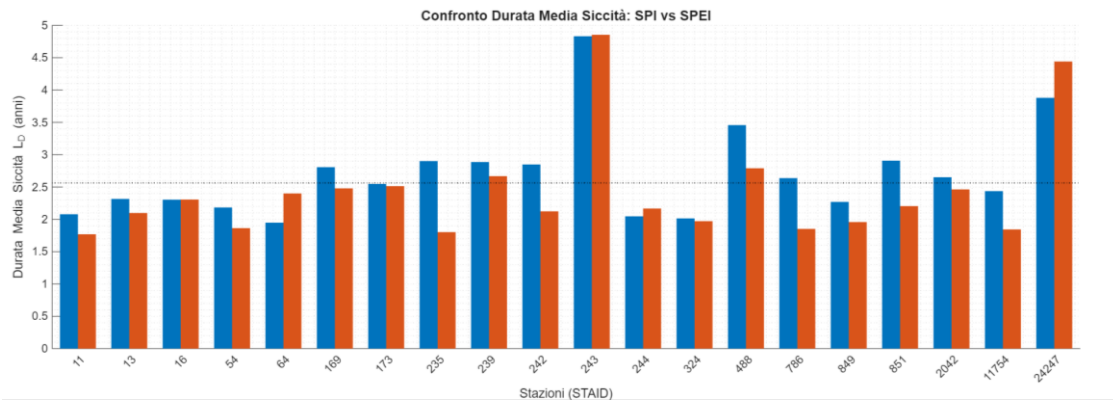


Figura 6.38 - Grafico confronto durata media siccità: SPI vs SPEI

In sintesi, l'analisi di persistenza con soglia 0 rivela che il regime di "anomalie negative" in Europa è diventato strutturalmente più persistente. Il sistema climatico tende a rimanere in stati di deficit per periodi più lunghi rispetto al passato. L'analisi comparativa dimostra che, mentre in molte aree questo fenomeno è guidato dalle precipitazioni (SPI), in contesti specifici (come il Mediterraneo e l'alta quota) la componente termica (SPEI) agisce come un moltiplicatore di

rischio, prolungando significativamente la durata degli episodi siccitosi anche in assenza di cambiamenti drastici nelle piogge.

6.5 CONFRONTO QUANTITATIVO: SIGNIFICATIVITÀ E MAGNITUDINE DEI TREND

La Tabella 6.13 sintetizza il numero di stazioni con trend significativi ($p < 0.05$) per probabilità di persistenza (P_{DD}) e durata media (L_D), confrontando le due soglie per SPI e SPEI.

Tabella 6.13 - Confronto trend significativi: Soglia -1 vs Soglia 0

Indice	Soglia	Trend $\uparrow P_{DD}$	Trend $\downarrow P_{DD}$	Trend $\uparrow L_D$	Trend $\downarrow L_D$	Dati insufficienti
SPI	-1	1 (5%)	0 (0%)	1 (5%)	0 (0%)	1 (5%)
SPI	0	12 (60%)	4 (20%)	12 (60%)	4 (20%)	0 (0%)
SPEI	-1	2 (10%)	0 (0%)	2 (10%)	0 (0%)	4 (20%)
SPEI	0	14 (70%)	2 (10%)	14 (70%)	2 (10%)	0 (0%)

La Tabella 6.14 riassume le differenze principali tra le due soglie, evidenziando il valore aggiunto dell'approccio multi-soglia.

Tabella 6.14 - Confronto sintetico risultati Markov: Soglia -1 vs Soglia 0

	Soglia -1	Soglia 0	Differenza chiave
Trend sig. SPI	6/20 (30%)	16/20 (80%)	+50% di segnali con soglia 0
Trend sig. SPEI	2/20 (10%)	16/20 (80%)	+70% di segnali con soglia 0
Categoria dominante	NESSUNO SIG. (65%)	CONCORDI $\uparrow$ (55%)	Soglia 0 rivela pattern sistemici
Ruolo della PET	Marginale (solo alta quota)	Amplificazione diffusa	PET influisce più sulle anomalie moderate
Dati insufficienti	7 stazioni (35%)	0 stazioni (0%)	Soglia 0 garantisce robustezza statistica

7 CONCLUSIONI E PROSPETTIVE FUTURE

7.1 SINTESI DELL'ANALISI CONDOTTA

Il presente lavoro di tesi ha analizzato la dinamica spaziale e temporale del rischio di siccità in un'area strategica dell'Europa centro-orientale, caratterizzata dalla compresenza di contesti alpini e mediterranei, di un gruppo selezionato di 20 stazioni meteorologiche. Queste stazioni sono state scelte in base a delle caratteristiche ricercate appositamente per questo lavoro di tesi, ovvero che avessero a disposizione una quantità di dati da coprire almeno cento anni di analisi, in modo da ottenere delle analisi robuste e con delle solide basi storiche. Caratteristica, questa, che si è rivelata restrittiva in quanto la quantità di stazioni è stata minima rispetto a quella iniziale, che vede un dataset iniziale molto vasto. L'approccio metodologico combina tre tecniche statistiche complementari:

- Il test di Mann-Kendall (versione Classic e Modified) per l'identificazione di trend monotoni di lungo periodo.
- Il test di Pettitt per la rilevazione di cambiamenti strutturali (break point) nella serie temporale.
- L'analisi di persistenza tramite Catene di Markov, condotta con due diverse soglie (-1 e 0) per valutare la probabilità di transizione e la durata media degli episodi siccitosi.

7.2 RISULTATI PRINCIPALI

Dall'analisi integrata è emerso un quadro climatico in rapida evoluzione, caratterizzato da tre risultati principali:

1. Il ruolo determinante dell'evapotraspirazione

Uno dei risultati più significativi dello studio è la marcata divergenza tra i risultati ottenuti con SPI e SPEI (Vincente - Serrano & et al., 2010). Mentre l'analisi delle precipitazioni (SPI) ha mostrato trend statisticamente significativi (di inaridimento o umidificazione) solo in una parte limitata delle

stazioni, l'inclusione della temperatura (SPEI) ha amplificato il segnale di inaridimento in diverse aree.

- Alcune stazioni non mostrano trend significativi nelle precipitazioni, ma evidenziano un trend di inaridimento significativo nello SPEI.
- Questo conferma che, in diverse regioni europee, il riscaldamento globale sta aggravando il deficit idrico principalmente attraverso l'aumento della domanda evaporativa, evidenziando i limiti degli indici basati esclusivamente sulle precipitazioni (come lo SPI) nel rappresentare la reale intensità dello stress idrico.

2. Cambiamenti strutturali nel regime climatico

Il test di Pettitt ha permesso di identificare che i cambiamenti climatici in atto non sono sempre variazioni graduali, ma spesso si manifestano come “salti” bruschi nel regime climatico. La maggior parte delle stazioni ha mostrato break point significativi concentrati tra gli anni '70 e '80 del XX secolo. Inoltre, il passaggio post-break point è stato caratterizzato quasi ovunque da una media degli indici inferiore (regime più secco) rispetto al periodo precedente, confermando l'ipotesi di un cambio di fase climatica avvenuto alla fine del XX secolo.

3. Aumento della persistenza e durata della siccità

L'analisi di persistenza ha evidenziato un significativo aumento della durata degli episodi siccitosi. L'uso della soglia severa (-1) ha restituito pochi risultati a causa della rarità degli eventi estremi. Al contrario, l'analisi con soglia 0 (anomalie negative) ha mostrato che in molte stazioni (es. Budapest, Milano, Lugano, Sonnblick) la probabilità di persistenza (P_{DD}) è in aumento significativo. Questo indica che il sistema climatico mostra una maggiore persistenza: una volta instaurata una condizione di deficit (anche moderata), questa tende a persistere più a lungo rispetto al passato, riducendo i tempi di recupero del suolo e delle falde.

7.3 IMPLICAZIONI PER LA GESTIONE DELLE RISORSE IDRICHE

I risultati di questa tesi suggeriscono la necessità di aggiornare le strategie di monitoraggio e gestione:

1. Adozione di un approccio multi-indice: i sistemi di allerta precoce (Early Warning Systems) non possono basarsi esclusivamente sulla pluviometria. Lo SPEI deve essere integrato per monitorare le siccità "termiche" che colpiscono l'agricoltura e gli ecosistemi anche in assenza di deficit di pioggia.
2. Attenzione sulla persistenza: La pianificazione idrica deve tenere conto non solo della frequenza della siccità, ma della sua durata. L'aumento della persistenza evidenziato dall'analisi Markov (Wilks, 2011) implica che le riserve idriche devono essere dimensionate per resistere a periodi di stress più lunghi e continui.
3. Attenzione alle differenze regionali:
 - a. L'area Pannonica (Ungheria) mostra il segnale di rischio più coerente e marcato (inaridimento sia SPI che SPEI + alta persistenza).
 - b. L'area Alpina mostra una complessità notevole, con segnali di umidificazione in alta quota (es. Sonnblick) ma di forte aumento della persistenza del deficit in altre aree.
 - c. L'area Mediterranea evidenzia un rischio dominato dalla temperatura, richiedendo misure di adattamento specifiche per lo stress termico delle colture.

7.4 LIMITI DELLO STUDIO

Nonostante la solidità dell'impostazione metodologica, lo studio presenta alcune limitazioni:

- L'analisi si basa su 20 stazioni puntuali. Sebbene distribuite strategicamente, non catturano l'intera variabilità microclimatica del territorio, specialmente in zone montuose complesse.

- Sebbene sia stato testato l'approccio multi-soglia, l'analisi Markov con soglia -1 ha sofferto della scarsità di eventi, suggerendo che per eventi estremi rari siano necessarie finestre temporali ancora più ampie o dataset più lunghi.

7.5 PROSPETTIVE FUTURE

Per approfondire ulteriormente le dinamiche analizzate, si propongono le seguenti direzioni di ricerca:

- Estensione ai dati grigliati: applicazione della stessa metodologia a dataset più vasti ed inclusivi permetterebbe di creare mappe di trend e persistenza continue su tutto il territorio europeo.
- Analisi di scenario (proiezioni future): Applicare l'analisi Markov e i test di trend alle proiezioni dei modelli climatici (CMIP6) per stimare come evolveranno probabilità e durata della siccità nei prossimi decenni sotto diversi scenari emissivi (SSP).
- Integrare gli indici climatici (SPI/SPEI) con modelli idrologici o agricoli per quantificare l'impatto reale dell'aumento della persistenza sulla produttività agricola e sulla portata dei fiumi.
- Estendere l'analisi di persistenza oltre la dicotomia secco/non-secco, considerando un insieme di soglie più preciso e definito, per costruire matrici di transizione. Questo approccio permetterebbe di:
 - Catturare transizioni graduali tra livelli di severità (es. da "leggermente secco" a "moderatamente secco");
 - Calcolare metriche avanzate (tempo medio di primo passaggio, probabilità di assorbimento, distribuzione stazionaria);
 - Quantificare come la componente termica ridistribuisca la persistenza tra i diversi stati climatici.

BIBLIOGRAFIA

- Aguilar, E., & et al. (n.d.). Guidelines on climate metadata and homogenization. *World Meteorological Organization (WMO), WCDMP-No. 53*.
- Dai. (2011). Drought under global warming: A review. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*.
- Gabriel, & Neumann. (1962).
- Gumus, V. (2023). Evaluating the effect of the SPI and SPEI methods on drought monitoring over Turkey. *Journal of Hydrology*.
- Guttman. (1999). Accepting the standardized precipitation index: A calculation algorithm. *Journal of the American Water Resources Association*.
- Hamed, & Rao. (1998). A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology*.
- Heim. (2002). A review of twentieth-century drought indices. *A review of twentieth-century drought indices used in the United States. Bulletin of the American Meteorological Society*, 83(8), 1149-1166.
- Hensel, & et al. (2002). Statistical Methods in Water Resources.
- Kendall. (1975). Rank Correlation Methods.
- Klein Tank, & et al. (2002). ECA&D dataset/descrizione ufficiale.
- Mann. (1945). Nonparametric tests against trend. *Econometrica*.
- Markov. (1906).
- McKee, & et al. (1993). The relationship of drought frequency and duration to time scales. *Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology*.
- Mishra, & Singh. (2010). A review of drought concepts. *Journal of Hydrology* 391 (1-2), 202-216.
- Pettitt. (1979). A non-parametric approach to the change-point problem. *Applied Statistics*.
- Thornthwaite. (1948). An approach toward a rational classification of climate. *Geographical Review*.
- Vincente - Serrano, & et al. (2010). A multiscalar drought index sensitive to global warming: the standardized precipitation evapotranspiration index. *Journal of Climate*, 23(7), 1696-1718.
- Willhite e Glantz. (1985).

Wilhite, & Glantz. (1985). Understanding the drought phenomenon: The role of definitions. *Water International*.

Wilks. (2011). Statistical Methods in the Atmospheric Sciences.

Yue, & et al. (2002). Power of the Mann–Kendall test and its modification. *Hydrological Processes*.

Zarch, M., Sivakumar , B., & Sharma, A. (2015). Droughts in a warming climate: A global assessment of Standardized precipitation index (SPI) and Reconnaissance drought index (RDI). *Journal of Hydrology*, 183-195.

-